

数字技术创新与中等收入群体收入稳定性

孙慧文 刘慧珊 张梦洁

摘要:稳定中等收入群体,防范中等收入群体向下滑落是优化收入分配结构的重中之重。本文在识别数字技术创新影响中等收入群体收入稳定性作用机制的基础上,利用2010—2022年的中国家庭追踪调查(CFPS)数据实证检验了数字技术创新对中等收入群体收入稳定性的影响。研究发现,数字技术创新可以有效提高中等收入群体收入稳定性,起到“稳中”的作用,这一效果是通过多元就业、人力资本积累实现的。异质性分析表明,对于家庭净资产规模更大、社交网络更丰富的中等收入群体而言,数字技术创新对其收入稳定性的提升效应更为明显,这意味着数字技术创新在提高中等收入群体收入稳定性的同时,也可能加剧群体内部的分化。数据要素市场化也会影响数字技术创新与中等收入群体收入稳定性关系,数据要素市场化水平越高的地区,数字技术创新对中等收入群体收入稳定性的边际提升效应越明显。进一步的拓展研究表明,数字技术创新也有助于提升低收入群体收入稳定性,扩大中等收入群体规模,即数字技术创新可以同步实现“稳中”“扩中”的积极效果。

关键词:数字技术创新 中等收入群体 收入稳定性 多元就业 人力资本积累

中图分类号:F124.3;F124.7

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2026)01-0116-15

一、问题提出

中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化,扩大中等收入群体是实现共同富裕、优化收入分配结构的重要抓手。自2002年党的十六大提出“扩大中等收入者比重”的任务以来,扩大中等收入群体占比就成为中国收入分配领域的长期战略目标,党的二十届三中全会进一步强调要稳步扩大中等收入群体规模。国家统计局数据显示,截至2024年年底,中国中等收入群体已超4亿人,中等收入群体规模稳步提升,但近年来中等收入群体收入增速下滑,收入稳定性下降。已有研究显示,2010—2016年每年都有30%左右的中等收入群体滑落至低收入阶层^[1],每四个中等收入家庭中都会有一个滑落到低收入家庭^[2],目前尚有30%以上的中等收入群体的收入水平停留在中等收入群体收入下限的100%~120%^[3]。因此,扩大中等收入群体不仅面临“提增量”的压力,还面临“稳存量”的挑战,如何稳定中等收入群体成为扩大中等收入群体规模、优

收稿日期:2025-06-26;修回日期:2025-12-04

基金项目:河南省高校哲学社会科学应用研究重大项目“技术创新与技术赋能协同推动河南省制造业实现质的有效提升与量的合理增长研究”(2025-YYZD-02)

作者简介:孙慧文 河南师范大学商学院教授,博士生导师,新乡,453007;

刘慧珊 河南师范大学商学院硕士研究生;

张梦洁 河南师范大学商学院硕士研究生。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

化收入分配结构的关键议题。

伴随数字技术迭代创新速度不断加快,根据世界知识产权组织公布的数据,2024年数字通信领域专利申请总量已经占到全球专利合作条约(PCT)国际专利申请总量的10%以上,中国数字经济核心产业发明专利授权量也已突破50万件,同比增长23.1%。作为新一轮科技革命和产业变革的关键变量,数字技术创新催生了新的技术经济范式,在诸多领域产生了重要影响。就业方面,数字技术的创新与广泛应用具有就业替代效应和创造效应^[4],既会影响就业总量,带来就业结构的升级,也会加剧劳动力市场面临的技能错配等结构性挑战^[5]。产业方面,具有通用性的数字技术有助于提高企业全要素生产率^[6],推动产业升级和融合发展^[7-8],还具有明显的碳减排效应,有助于产业的绿色化转型^[9]。但对于数字技术创新对中等收入群体收入稳定性的影响机制和如何利用数字技术创新优化收入分配结构等问题尚缺乏足够关注。

基于此,本文通过匹配中国家庭追踪调查(CFPS)微观数据与区域宏观数据,在识别数字技术创新影响中等收入群体收入稳定性作用机制的同时,深入考察数字技术创新对中等收入群体收入稳定性的影响效果与边界条件。与已有研究相比,本文的边际贡献在于:

第一,拓展了数字技术创新收入分配效应的研究。已有研究更多关注数字技术创新的收入增长效应及其对各类收入差距的影响,认为数字技术创新有助于提升灵活就业人员、农民工等群体的收入水平^[10-11],还可以激发创新创业积极性,提高居民创业活跃度和创业成功率,拓宽居民收入来源渠道^[12]。但由于数字技术的工资增长效应存在异质性^[13-14],还会导致劳动收入份额的变动进而影响整个国民收入分配格局^[15]。本文突破已有研究边界,重点关注数字技术创新如何影响中等收入群体收入稳定性。

第二,拓宽了提高中等收入群体收入稳定性的渠道。中国中等收入群体的收入以工资性收入为主,结构较为单一,极易遭受失业、技术变革等外部冲击的负面影响,收入并不稳定^[16]。少数学者的研究证实了人力资本积累在提高中等收入群体收入稳定性方面的积极作用^[17-18]。本文进一步结合数字经济时代灵活就业的新形态,从多元就业视角出发探讨数字技术创新如何影响中等收入群体的收入稳定性,为在数字技术创新视域下提高中等收入群体收入稳定性奠定了研究基础。

第三,丰富了数字经济对中等收入群体影响效果的认识。部分学者认为数字经济有助于优化家庭资产配置、提升家庭收入创造能力和增值能力,促进低收入群体向上流动,证实了数字经济的“扩中”效果^[19-20]。本文的研究证实,数字技术创新既有利于提高中等收入群体的收入稳定性即“稳中”,也能实现“扩中”的战略目标,为在数字经济时代优化收入分配结构提供了参考依据。

二、理论分析与研究假设

(一) 数字技术创新与中等收入群体收入稳定性的直接关系

数字技术创新催生了新的技术-经济范式,既重构了信息交互机制,也引发了劳动力市场的结构性变革,影响中等收入群体的收入稳定性。从技能结构看,具有通用性特征的数字技术对低技能劳动力的就业替代效应更强,以中、高技能劳动者为主的中等收入群体被替代的可能性相对较小,其就业在数字经济时代依然具有一定的稳定性。而且,数字技术创新同时激发了对数字营销师、数据分析师等数字化人才的就业需求,而中等收入群体的数字素养与能力相对较高,更能适应上述新岗位的要求,有利于其在遭受外部冲击时更快地实现岗位转换与职业转型,保持就业稳定。另外,数字技术创新有助于消解信息不对称,重构劳动力市场的就业匹配机制。在传统的劳动力市场中,雇主与求职者之间存在严重的信息鸿沟,雇主在有限的

时间和成本约束下,难以精准且全面地掌握应聘者的真实生产率水平以及潜在的工作能力等核心信息,容易滋生劳动力市场的逆向选择等问题^[21]。依托互联网平台、大数据搜索引擎及专业化求职应用程序构建的数字信息生态系统,提升了就业信息获取的精准度与配置效率,有助于实现就业的个性化推荐与匹配优化,强化岗位筛选靶向性,提高中等收入群体的就业稳定性。从长远看,无论是“机器换人”还是“人机协作”,数字技术创新都有助于提升企业的生产效率,并且劳动报酬会随着生产力提升而增加^[14]。尤其是对于中技能劳动者而言,生产率的收入提升效应尤为明显^[22]。

基于此,本文提出假设1:数字技术创新有助于提高中等收入群体收入稳定性。

(二)数字技术创新、多元就业与中等收入群体收入稳定性

依据投资组合理论,经济主体通过资产配置多样化可有效降低非系统性风险,提高收入稳定性^[23]。而多元就业所蕴含的收入来源多元化可以有效对冲技术变革等外部不确定性对单一职业或收入的冲击^[24],降低收入波动风险。数字技术创新能够为中等收入群体提供多元就业机会,进而提升其收入稳定性。这是因为:

第一,数字技术创新具有技能偏向性,为中等收入群体实现多元就业提供了可能。伴随着数字基础设施建设的强化和智能设备的普及,第一级数字鸿沟即“接入鸿沟”已基本消弭,居民的数字鸿沟已经转换为基于数字技术应用差距的“能力鸿沟”^[25]。这种差异会使技能水平更低的低收入群体被排除在数字技术创新红利之外^[10]。因此,尽管数字技术创新催生的平台经济及其引致的灵活就业、零工经济等新就业形态为低收入群体提供了更多的就业机会^[26],但低收入群体的就业选择更多被局限于体力劳动或简单任务,面临着更高的就业不稳定风险^[27]。高收入群体虽然具有更高的技能水平,但其收入结构的多样性本身就能够有效对冲外部风险,多元就业的动机不足。而中等收入群体相对单一的收入来源使其既具备多元就业的动机,同时也能依靠较高的技能水平和一定的财富积累,通过人力资本和物质资本的多元化配置来实现多元就业。

第二,依托于数字技术创新的平台经济低门槛接入、任务解构和灵活特性,为中等收入群体多元就业创造了机会,也降低了其多元就业成本。具体而言,平台经济催生的灵活就业、零工经济等新形态为中等收入群体提供了多元就业岗位,低门槛的数字工具和基础设施极大削弱了传统兼职对专用资产和物理场所的依赖,而数字支付、线上协同与社交媒体营销等数字技术的广泛应用使得中等收入群体能够以极低的初始投入,将自身的知识技能转化为多元化的价值产出。平台经济的任务解构和灵活时间安排特性则构建了弹性就业机制,有助于降低中等收入群体多元就业的时间成本和机会成本^[28]。依托于数字技术,中等收入群体还能极大降低信息搜寻成本,使多元就业变得可行且高效。

第三,数字技术创新应用过程中低边际成本的特性降低了创业门槛,为中等收入群体依托主业技能开展轻资产创业提供了可能。数字技术创新催生了许多新产品、新服务以及新业态、新模式,为中等收入群体提供了更多创业机遇。而且,数字技术创新有助于拓宽创业者的知识范围,中等收入群体可以凭借更高的数字技术应用能力,克服创业者存在的“局部搜索惯例”等局限,基于数字技术对高维数据进行分析和解构,实时捕捉市场需求与供给缺口,提高其创业机会识别能力以及创业成功的概率^[29]。

基于此,本文提出假设2:数字技术创新有利于中等收入群体实现多元就业进而提高其收入稳定性。

(三)数字技术创新、人力资本积累与中等收入群体收入稳定性

提高人力资本水平是劳动者对抗收入波动的重要路径^[18],而数字技术创新可以从多渠道促进中等收入

群体的人力资本积累,进而提升收入稳定性,这是因为:

第一,数字技术创新优化了人力资本投资的成本-收益结构。成本方面,数字技术创新推动了在线教育平台的发展,而在线教育平台通过三重成本压缩机制缓解了传统模式下人力资本投资的成本约束,基础设施云化可以有效降低地理约束引致的固定成本,规模经济效应可减少边际成本,时间成本弹性化则可以降低机会成本。收益方面,数字技能溢价机制通过预期收益函数重塑人力资本投资激励,高数字技能使得中等收入群体能够获得更高的工资溢价,这种潜在的高收益激励中等收入群体增加人力资本投资,进一步促进了人力资本积累^[30]。

第二,数字技术创新提升了劳动者技能组合重构速度,弱化了劳动者技能错配。传统劳动力市场中,技能错配现象存在,使得劳动者技能形成前期投入与当前生产效率的背离,可能造成工资惩罚^[31]。在数字技术驱动下,中等收入群体为适应市场需求变化而不断更新、替换或重组自身技能体系,这种重构本质是数字技术将人力资本从“固定资产”转化为“流动资产”的过程,有助于强化劳动者技能的适配性,缓解劳动力市场中的技能错配现象,帮助中等收入群体有效对冲人工智能(AI)替代、经济周期波动等引致的职业风险,提高收入稳定性。

第三,数字技术创新强化了知识的外溢性。随着数字技术的应用不断拓展,涌现出了许多知识开源平台,消除了传统地理距离对知识传播的限制,推动了知识的开放共享^[32]。数字媒体的存在又使得知识和前沿技术得以在短时间内即时传播,显著提升了知识的传播效率。知识获取壁垒的降低和传播效率的上升显著降低了中等收入群体获取新知识和技能的门槛,强化了其持续进行人力资本积累的动机。而人力资本积累水平越高,收入向上流动的可能性就越大,失业再就业的可能性也更高,能够有效促进中等收入群体增收,提高其收入稳定性。

基于此,本文提出假设3:数字技术创新有助于中等收入群体强化人力资本积累进而提高其收入稳定性。

三、研究设计

(一) 中等收入群体的界定

目前,界定中等收入群体主要有两种办法。一是绝对标准法,即根据收入水平划分一定区间,将处于该区间水平的界定为中等收入群体。如2018年统计局以三口之家为基础,将家庭收入在10万~50万元区间的界定为中等收入群体。二是相对标准法,即以某一收入水平作为基准,以该收入水平附近某一区间或收入五等分组作为中等收入群体收入的上下限。如北京师范大学中国收入分配研究院课题组以两百多个国家或地区的收入中位数为基准,将该中位数的60%作为收入下限、中位数的3倍作为收入上限,以此界定中等收入群体^[33]。为便于考察长时间内中国中等收入群体的动态变化,本文选择相对标准法,根据《中国统计年鉴》的收入五等份分组数据,以人均收入组中值为基础确定中等收入群体的收入上下限,同时考虑到城乡异质性,分别界定城镇和农村地区中等收入群体的划分标准。界定方法如下:

$$\text{中等收入群体的收入下限} = \text{组中值} - \text{全距}/6 \quad (1)$$

$$\text{中等收入群体的收入上限} = \text{组中值} + \text{全距}/6 \quad (2)$$

其中:

$$\text{组中值} = (\text{低收入群体人均可支配收入} + \text{高收入群体人均可支配收入})/2 \quad (3)$$

$$\text{全距} = \text{高收入群体人均可支配收入} - \text{低收入群体人均可支配收入} \quad (4)$$

由于各年度收入五等分标准不同,中等收入群体的界定标准也不同,具体如表1所示。

表1 各年度中等收入群体界定标准 单位:元

年份	城镇				农村			
	中值	收入下限	收入上限	区间变化	中值	收入下限	收入上限	区间变化
2010	24 382	18 789	29 974	11 184	7 960	5 930	9 990	4 060
2012	30 905	24 055	37 755	13 701	11 113	8 180	14 045	5 864
2014	36 417	28 018	44 816	16 799	13 358	9 828	16 887	7 060
2016	41 676	32 119	51 233	19 115	15 728	11 487	19 968	8 480
2018	49 647	37 894	61 400	23 507	18 855	13 792	23 917	10 126
2020	55 830	42 419	69 241	26 821	21 601	15 961	27 240	11 280
2022	62 097	47 055	77 140	30 084	25 550	18 708	32 392	13 684

(二) 样本选择与数据来源

本文的微观数据均来自 CFPS 数据库,为方便追踪中等收入群体的动态变化,对 2010—2022 年的调查数据进行合并,以确保调查样本的一致性。数字技术创新的相关数据来源于武汉文铸数据科技有限公司文构财经文本数据平台,根据《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》利用文本分析法筛选企业数字技术相关专利,并汇总到省级层面。其他省级数据则来源于《中国统计年鉴》。在进行实证分析之前,本文将微观层面数据与省级层面数据进行匹配,并对连续变量进行 1% 的缩尾处理,以剔除极端值对实证结果的影响,最终共得到观测样本 11 207 个。

(三) 模型设定与变量选取

本文设定如下模型来实证检验数字技术创新对中等收入群体收入稳定性的影响:

$$Stability_{ijt} = \alpha_1 + \beta_1 Digital_{jt} + X'_{ijt} \tau_1 + \delta_t + \mu_i + \vartheta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

其中, i 表示家庭, j 表示省份, t 表示时间。 $Stability_{ijt}$ 表示 j 省份中等收入家庭 i 在 t 年的收入稳定性, $Digital_{jt}$ 表示 j 省份在 t 年的数字技术创新水平, X'_{ijt} 表示个体、家庭、省级层面的控制变量向量, δ_t 、 μ_i 、 ϑ_j 分别代表时间固定效应、家庭固定效应和省份固定效应, ε_{ijt} 为随机误差项。

1. 被解释变量

收入稳定性($Stability$)。收入稳定性衡量的是个人或家庭收入相对可预测、可持续的状态,体现了收入不确定性和风险水平的大小。本文借鉴已有研究^[34],将人均收入对数 $\ln income$ 作为被解释变量,人均地区生产总值(GDP)对数、劳动力数、家庭固定资产、户主性别年龄和受教育程度、家庭成员平均年龄和受教育程度、家庭耕地亩数作为收入解释变量 X ,构建收入式(6)。把收入式(6)的回归拟合值 $\hat{\ln income}$ 作为持久收入,用持久收入和现期收入的比值即式(7)的计算结果作为衡量收入稳定性的指示变量,该值越大,表明收入稳定性越高,比值越小则说明收入越不稳定。

$$\ln income = \alpha + X' \beta + \varepsilon \quad (6)$$

$$Stability = \frac{\hat{\ln income}}{\ln income} \quad (7)$$

2. 解释变量

数字技术创新水平($Digital$)。借鉴已有文献^[6],综合文本分析和专利匹配法进行测度。具体以沪深 A 股上市公司为研究样本,整理其专利申请文件,提取文本内容并将此当作数据池,参考《2020 年数字化转型

趋势报告》《中小企业数字化赋能专项行动方案》《企业数字化转型白皮书(2021版)》以及近年《政府工作报告》,构造如表2所示的特征词词典。根据形成的数据池和特征词词典搜索、匹配和统计企业数字技术专利申请数量,并分年度匹配到地区层面,得到省级数字技术专利申请量的数据。由于该数据具有明显的“右偏”特点,也存在数字技术专利申请量为0的样本,故在回归分析时,利用 $\ln(\text{数字技术专利申请量}+1)$ 来表示数字技术创新。

表2 数字技术创新关键词

维度	关键词
人工智能	生物识别技术、人工智能、图像理解、自然语言处理、商业智能、深度学习、投资决策辅助系统、自动驾驶、智能数据分析、身份验证、智能机器人、语音识别、机器学习、人脸识别、语义搜索
区块链	数字货币、智能金融合约、分布式计算、区块链、差分隐私技术
云计算	亿级并发、信息物理系统、EB级存储、融合架构、物联网、云计算、绿色计算、内存计算、类脑计算、流计算、多方安全计算、图计算、认知计算
大数据	数据挖掘、虚拟现实、大数据、文本挖掘、混合现实、异构数据、增强现实、数据可视化、征信
数字技术实践应用	移动互联网、开放银行、工业互联网、量化金融、移动互联、互联网金融、金融科技、互联网医疗、数字金融、电子商务、移动支付、无人零售、第三方支付、智能营销、NPC支付、数字营销、智能客服、B2B、B2C、C2C、O2O、智能电网、网联、智能环保、智能穿戴、智能环保、智慧农业、智能投顾、智能交通、智能文旅、智能家居

3. 控制变量

考虑到其他因素对收入稳定性的影响,选取微观层面和宏观层面指标若干作为控制变量。其中微观个体层面的控制变量涉及户主年龄(*age*)、性别(*gen*)、婚姻状况(*marriage*);微观家庭层面控制变量包括政府补助(*suby*)、劳动力数量(*labor*)、人口抚养比(*depen*)、家庭规模(*size*)、家庭健康状况(*health*)、家庭教育支出(*eduex*)等;宏观层面控制变量选取人均地区生产总值(*pgdp*)、经济集聚度(*eco*)、政府债务规模(*debt*)和社会保障水平(*ensure*)。考虑到变量的量纲差异,回归分析时,年龄(*age*)、家庭教育支出(*eduex*)、人均地区生产总值(*pgdp*)等变量均进行对数处理。

变量含义和描述性统计如表3所示。其中,中等收入群体收入稳定性最大值为1.5390、最小值为0.3243,标准差相对较小,表明多数中等收入群体存在明显差异,整体上其收入稳定性仍有提升空间。数字技术专利申请量的最小值为0,最高值为12699,不同地区数字技术创新水平的差异大,而且其均值远远低于最大值,表明中国数字技术创新水平整体仍然偏低。

表3 变量释义和描述性统计结果

变量类型	变量符号	变量说明	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>Stability</i>	收入稳定性	11 207	1. 124 3	0. 237 4	0. 324 3	1. 539 0
解释变量	<i>Digital</i>	数字技术创新	11 207	1 410. 075 8	2 609. 853 1	0	12 699
控制变量	<i>age</i>	户主年龄	11 207	51. 306 4	13. 081 9	18	85
	<i>gen</i>	户主性别,男=1,女=0	11 207	0. 560 3	0. 495 8	0	1
	<i>marriage</i>	婚姻状况,有配偶=1,无配偶=0	11 207	0. 868 7	0. 338 2	0	1
	<i>suby</i>	政府补助,曾接受=1,未接受=0	11 207	0. 229 1	0. 420 3	0	1
	<i>labor</i>	劳动力数量,家中达到劳动年龄的人数	11 207	2. 398 2	1. 381 2	0	8
	<i>depen</i>	人口抚养比(年龄小于16岁的人数+年龄大于65岁的人数)/劳动力数量	11 207	0. 181 9	0. 395 3	0	4
	<i>size</i>	家庭规模,家庭总人数	11 207	2. 919 2	1. 335 2	1	10

表3(续)

变量类型	变量符号	变量说明	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
	<i>health</i>	健康状况,赋值1—5,值越大,越健康	11 207	3. 056 1	1. 175 3	1	5
	<i>eduex</i>	家庭教育支出/万元	11 207	5. 596 8	4. 927 5	0. 000 1	30. 103 0
	<i>pgdp</i>	人均地区生产总值/万元	11 207	6. 554 7	3. 747 1	1. 306 6	20. 682 6
	<i>eco</i>	经济集聚度,二三产业增加值之和/行政区划面积	11 207	0. 852 3	1. 653 2	0. 001 6	7. 028 0
	<i>debt</i>	政府债务负担,政府债务余额/地区生产总值	11 207	15. 221 0	12. 548 2	1. 300 0	84. 331 0
	<i>ensure</i>	社会保障水平,社会保障和就业支出占地区生产总值的比重	11 207	12. 502 4	5. 861 3	1. 350 8	27. 582 2

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

基于式(1)的回归结果如表4所示。列(1)的回归结果表明,仅控制时间固定效应的情况下,数字技术创新与中等收入群体收入稳定性的回归系数为0.0118,在5%水平上显著为正,列(2)—列(3)进一步分别控制了家庭和地区固定效应,二者的正相关关系不变,回归系数在1%水平下显著为正。列(4)的结果表明,同时控制时间、家庭和地区固定效应之后,数字技术创新与中等收入群体收入稳定性的回归系数依然显著为正,其值为0.0295。这说明伴随着数字技术创新水平的提升,中等收入群体的收入稳定性会提高,即数字技术创新可以实现“稳中”的战略目标,前文的假设1得以验证。

从列(4)控制变量的回归结果来看,年龄、婚姻以及家庭规模与中等收入群体收入稳定性的回归系数显著为负,这意味着年龄、家庭规模过大以及结婚均会降低中等收入群体收入稳定性;而家庭劳动力数量、政府补助、家庭教育支出、人均GDP、经济集聚度与中等收入群体收入稳定性的回归系数均显著为正,这意味着更多的劳动力人口、更高的政府补助、更多的教育支出、更高的人均GDP与经济集聚度均有助于提高中等收入群体收入稳定性。

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Digital</i>	0. 011 8 ** (2. 553 8)	0. 028 9 *** (2. 803 3)	0. 034 3 *** (2. 841 1)	0. 029 5 ** (2. 515 3)
<i>lnage</i>	-0. 057 6 *** (-3. 233 6)	-0. 162 9 *** (-5. 772 7)	-0. 055 1 *** (-3. 119 0)	-0. 153 6 *** (-5. 432 8)
<i>gen</i>	0. 017 9 ** (2. 066 9)	0. 035 3 *** (3. 220 6)	0. 017 8 ** (2. 067 8)	0. 034 6 *** (3. 168 5)
<i>marriage</i>	-0. 095 5 *** (-6. 627 0)	-0. 071 3 *** (-3. 258 9)	-0. 085 5 *** (-5. 983 6)	-0. 064 5 *** (-2. 936 2)
<i>suby</i>	-0. 097 2 *** (-9. 821 7)	0. 045 4 *** (3. 435 7)	-0. 087 9 *** (-8. 784 8)	0. 046 7 *** (3. 524 2)
<i>labor</i>	0. 016 0 ** (2. 252 3)	0. 051 7 *** (5. 244 8)	0. 016 9 ** (2. 397 3)	0. 051 9 *** (5. 252 6)

表4(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
depen	-0.028 3 ** (-2.011 4)	-0.002 6 (-0.155 3)	-0.029 5 ** (-2.110 6)	-0.002 6 (-0.158 7)
size	-0.092 8 *** (-12.393 0)	-0.090 4 *** (-8.806 0)	-0.090 6 *** (-12.136 5)	-0.090 0 *** (-8.756 0)
health	0.013 8 *** (3.570 6)	0.004 9 (1.026 4)	0.015 4 *** (3.992 5)	0.004 4 (0.921 1)
lnedues	0.091 0 *** (14.075 5)	0.033 3 *** (6.360 6)	0.083 6 *** (13.336 1)	0.032 4 *** (6.181 4)
lnpgdp	0.005 5 * (1.835 6)	0.006 0 * (1.786 9)	0.003 4 (0.947 0)	0.006 3 * (1.849 5)
eco	0.054 4 *** (16.514 5)	0.044 5 *** (4.565 4)	0.058 2 *** (5.256 7)	0.048 2 *** (4.903 2)
debt	-0.002 3 *** (-2.756 4)	-0.002 4 (-1.596 2)	-0.002 5 (-1.416 7)	-0.002 2 (-1.350 6)
ensure	0.001 2 (0.867 3)	0.001 4 (0.644 2)	0.002 5 (1.044 6)	0.002 0 (0.909 6)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
家庭固定效应	未控制	控制	未控制	控制
地区固定效应	未控制	未控制	控制	控制
样本量	11 207	11 207	11 207	11 207
R^2	0.323 3	0.701 7	0.341 4	0.704 4

注: ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; 括号内为 t 值, 后表同。

(二) 内生性分析

为减轻内生性问题对回归结果的影响, 采取工具变量法进行检验。选取各地区 1984 年每万人固定电话用户量与上一年互联网普及率的交乘项作为数字技术创新的工具变量。早期互联网大多通过电话线拨号接入, 固定电话数影响互联网的普及与发展, 从而为数字技术创新提供了条件, 满足工具变量的相关性要求; 而数字技术的飞速发展使通信技术、通信网络不断演进, 固定电话数对中等收入群体收入稳定性的影响逐渐减弱, 满足外生性要求。两阶段回归分析的结果如表 5 所示。第一阶段的回归结果显示不存在弱工具变量问题, 而且工具变量的回归系数为 0.091 5, 在 1% 水平下显著为正。第二阶段回归结果显示, 数字技术创新的回归系数依然显著为正, 其值为 0.017 4, 即数字技术创新可以有效提高中等收入群体的收入稳定性, 与基准回归结果一致。

(三) 稳健性检验

第一, 更换解释变量。一是对各地区数字专利申请数量进行反双曲正弦变换, 利用变换后的数据作为新的解释变量 Dig_asin , 以缓解专利数据的偏态分布问题对回归系数的影响。二是借鉴黄先海等^[35]的做法, 更改专利匹配标准, 根据国家知识产权局发布的《战略性新兴产业分类与国际专利分类参照关系表(2021)》, 识别数字技术创新所属的技术领域和对应的国际专利分类(IPC)代码, 以此来识别企业数字专利申请数量, 并进一步汇总到地区层面, 对其进行反双曲正弦变换后作为数字技术创新的替代指标 $Dig2_asin$ 。回归结果如表 5 所示。可以看出, 在更换解释变量后, 数字技术创新与中等收入群体收入稳定性回归系

数依然显著为正,其值分别为 0.031 7、0.013 8。前文的研究结论进一步得以证实。

第二,替换被解释变量。借鉴相关文献做法^[36],测度收入不稳定性并将其作为收入稳定性的反向指示变量,并利用式(5)进行回归。测度公式如下:

$$unstability_{it} = [income_{it} - income_{it-1}(1 + GDP_{it})]^2/income_{it} \quad (8)$$

其中, $unstability_{it}$ 表示收入不稳定性, i 为个体, t 是时间, GDP_{it} 即本年 GDP 增长率, $income_{it}$ 为 t 年收入, 该指标越大说明实际收入与预期收入相差越大, 收入越不稳定。由于指标计算过程中需要用到上一年收入水平, 所以会损失 2010 年的样本量。回归结果如表 5 所示, 更换被解释变量后, 数字技术创新的回归系数为 -0.011 5, 通过了 5% 水平的显著性检验, 即数字技术创新可以缩小实际收入与预期收入的差值, 降低收入的不稳定性, 与前文基准回归结果一致。

表 5 内生性分析和稳健性检验回归结果

变量	内生性分析		稳健性检验		
	第一阶段	第二阶段	更换解释变量	更换解释变量	替换被解释变量
工具变量	0.091 5 *** (52.487 2)				
Kleibergen-Paap rk Wald F	2 755.55 [0.000]				
<i>Dig_asin</i>		0.017 4 *** (20.000 9)	0.031 7 ** (2.308 1)		
<i>Dig2_asin</i>				0.013 8 *** (4.843 4)	-0.011 5 ** (-2.295 0)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间/家庭/地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	11 207	11 207	11 207	9 853	9 695
R^2	0.637 1	0.209 8	0.717 2	0.719 7	0.917 5

注: 中括号内为 P 值。

(四) 机制检验

为实证检验数字技术创新影响中等收入群体收入稳定性的作用机制, 本文设定如下模型进行回归分析:

$$M_{jt} = \alpha_2 + \beta_2 Digital_{jt} + X'_{ijt} \tau_2 + \delta_t + \mu_i + \vartheta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

其中, M_{jt} 代表机制变量, 如前文所述, 包括多元就业、人力资本积累等两大变量, X'_{ijt} 表示个体、家庭、省级层面控制变量, 其余变量含义与式(5)一致。

1. 多元就业效应

在检验多元就业效应时, 将从事有第二职业的样本设定为 1, 只从事其中一种或者无兼职副业的设定为 0, 以此构建多元就业虚拟变量(*varyemploy*)。基于概率单位(probit)模型的回归结果如表 6 所示, 数字技术创新的回归系数为 0.080 1, 在 5% 水平下显著为正, 表明数字技术创新可以有效促进中等收入群体就业多元化, 通过驱动中等收入阶层职业结构的多元化演进提高收入稳定性, 抑制收入波动性风险。前文的假设 2 得以验证。

表 6 机制检验回归结果

变量	varyemploy	ecc
Digital	0.080 1 *** (7.193 9)	0.064 4 ** (2.426 3)
其他控制变量	控制	控制
时间/家庭/地区固定效应	未控制	控制
样本量	11 207	9 112
伪 R^2	0.060 6	
R^2		0.603 3

《数字素养全球框架》、中国《提升全民数字素养与技能行动纲要》中关于数字素养的解释,基于表 7 所示的指标体系进行衡量^①。

表 7 数字素养水平综合测度指标体系

一级指标	二级指标	指标解释
设备操作素养	是否使用数字设备和电脑	是否上网
	使用数字设备和电脑时长	上网时间(小时)
技术应用素养	是否具备较好的数字娱乐技能	是否每天使用互联网娱乐
	是否具备较好的数字社交技能	是否每天使用互联网社交
	是否具备较好的数字学习技能	是否每天使用互联网学习
	是否具备较好的数字商务技能	是否每天进行商业活动
信息获取素养	是否偏好数字化方式获取信息	是否偏好互联网作为信息获取渠道

表 6 的回归结果显示,数字技术创新与人力资本积累的回归系数为 0.064 4,在 5% 水平下显著为正。正如前文所述,基于数字技术创新及应用的人工智能学习平台、分布式知识网络与动态能力评估系统,突破了传统人力资本积累的成本约束与路径依赖,有助于促进中等收入群体的人力资本积累,进而提高收入稳定性。前文的假设 3 得以验证。

(五) 异质性分析

考虑到中等收入群体的异质性,这里进一步基于净资产规模、社交网络丰富程度进行分样本回归。分组时,以家庭净资产的中位数为划分标准,将全样本分为高净资产组和低净资产组,将家庭社会人情支出作为衡量社交网络丰富程度的代理变量,并以全样本家庭社会人情支出的中位数为标准,将全样本分为社交网络丰富组、社交网络不丰富组。分样本回归结果如表 8 所示。当家庭净资产规模较大时,数字技术创新与中等收入群体收入稳定性的回归系数在 1% 水平下显著为正,其值为 0.106 2,当家庭净资产规模较小时,二者的回归系数在 10% 水平上显著为正,但其值显著小于高净资产组的回归系数。这表明,当家庭净资产规模较大时,数字技术创新对中等收入群体收入稳定性的提升作用更加明显。其原因可能是:在数字技术创新带来的数字普惠金融快速发展的背景下,净资产较高的家庭拥有更多的投资和创业机会,可以更多地参

2. 人力资本积累效应

传统研究中更多以受教育年限或受教育程度衡量人力资本积累,但该项指标并无法证实数字经济时代人力资本的新特点,因此本文利用因子分析法来测度受教育年限与数字素养水平的加权项(ecc),并以此来度量人力资本积累,该指标既能反映人力资本水平的高低,也能反映出数字技术创新对人力资本的影响。关于数字素养水平,参照已有文献^[37]以及联合国

^① 由于 2022 年 CFPS 数据库中关于数字素养指标的部分数据不再统计,考察人力资本积累的中介效应时会损失 2022 年的样本量。

与资本市场和金融市场,从而促进家庭资产合理配置,降低收入不稳定性。回归结果表明,当中等收入群体的社交网络更丰富时,数字技术创新对中等收入群体收入稳定性的提升效果更明显。可能的解释是:对于高社会人情支出的群体,其社会关系更加丰富,社会网络更复杂,具有更加多元的信息与资源获取渠道。

综上,数字技术创新对中等收入群体收入稳定性的影响可能存在马太效应。收入稳定性本身就高,而数字技术创新对其收入稳定性的提升效应也更明显,这意味着数字技术创新在提升中等收入群体收入稳定性的同时,也可能在一定程度上加剧中等收入群体内部的不平衡性。

除以上微观因素外,数字技术创新与中等收入群体收入稳定性之间的关系还受宏观因素影响。数字经济时代,区域间的数据要素市场化水平明显不同。数据要素市场化水平越高,获取和利用数据资源的效率越高,有利于企业加速技术创新和应用,催生新产业、创造更多价值的同时,也会扩大数字技术创新的就业创造效应^[38],为中等收入群体提供更多机会,进而提高其收入稳定性。而且高水平的数据要素市场化也为中等收入群体提高自身人力资本水平提供了重要的外部支撑^[39]。因此,数据要素市场化影响数字技术创新与中等收入群体收入稳定性之间的关系。基于此,这里借鉴已有文献的做法^[40],以各地区软件业务销售收入作为衡量数据要素市场化水平的代理变量,根据各年度数据要素市场化水平的中位数进行分组回归,结果如表8所示。可以看出,在数据要素市场化水平较高地区,数字技术创新的回归系数为0.037 3,在5%水平下显著为正,在数据要素市场化水平较低地区,其回归系数为负且不显著。这表明,数据要素市场化水平越高,数字技术创新对中等收入群体收入稳定性的提升效应越明显。

表8 异质性分析回归结果

变量	资产规模		社交网络丰富程度		数据要素市场化水平	
	高净资产	低净资产	社交网络丰富	社交网络不丰富	数据要素市场化水平高	数据要素市场化水平低
Digital	0.106 2 *** (2.605 5)	0.024 2 * (1.823 3)	0.027 9 * (1.841 2)	0.029 2 (1.181 6)	0.037 3 ** (2.107 0)	-0.032 6 (-1.434 8)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间/家庭/地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4 455	4 902	4 340	4 522	5 397	5 810
R ²	0.747 1	0.714 4	0.712 0	0.698 9	0.738 2	0.715 0

五、拓展研究

前文的研究结论表明,数字技术创新可以明显提高中等收入群体的收入稳定性,那么其对高、低收入群体的收入稳定性又会产生何种影响?又会如何影响中等收入群体规模?围绕上述问题,本文进一步开展以下分析,从更多层面揭示数字技术创新的收入分配效应。

(一)数字技术创新对其他收入群体收入稳定性的影响

这里将收入水平高于中等收入群体收入上限的列为高收入群体,将收入水平低于中等收入群体收入下限的列为低收入群体,并基于式(6)和式(7)计算其收入稳定性。分样本回归结果如表9所示。数字技术创新与高收入群体收入稳定性的回归系数为正,但并不显著。数字技术创新与低收入群体收入稳定性的回归

系数在 1% 水平下显著为正,其值为 0.021 2。综上,数字技术创新可以提升低收入群体收入稳定性,但对高收入群体收入稳定性的影响不明显。

(二) 数字技术创新对中等收入群体规模的影响

进一步将中等收入群体规模作为被解释变量,利用式(5)开展分析。其中,被解释变量即中等收入群体规模采用虚拟变量 *middlesize* 表示,若样本为中等收入群体记为 1,反之为 0,基于 probit 模型的回归结果如表 9 所示,数字技术创新的回归系数为 0.056 8,在 1% 水平下显著为正。该结果证实,数字技术创新有助于扩大中等收入群体规模,同步实现“稳中”“扩中”的目标。

表 9 拓展分析回归结果

变量	高收入群体	低收入群体	中等收入群体规模
<i>Digital</i>	0.003 8 (0.254 2)	0.021 2 *** (3.308 2)	0.056 8 *** (22.104 2)
其他控制变量	控制	控制	控制
时间/家庭/地区固定效应	控制	控制	控制
样本量	685	15 393	27 285
伪 <i>R</i> ²			0.245 7
<i>R</i> ²	0.670 7	0.709 3	

六、结论和建议

本文在考察数字技术创新影响中等收入群体收入稳定性作用机制的同时,实证检验了数字技术创新对中等收入群体收入稳定性的影响效果。研究发现,数字技术创新可以有效提高中等收入群体的收入稳定性。机制分析表明,数字技术创新对中等收入群体收入稳定性的提升效应是通过多元就业、人力资本积累实现的。异质性分析表明,数字技术创新对于净资产规模更大、社交网络更丰富的中等收入群体收入稳定性的提升效应更加明显。这意味着数字技术创新在提高中等收入群体收入稳定性的同时,也可能加剧群体内部的不平衡性。数据要素市场化也会影响数字技术创新与中等收入群体收入稳定性关系,数据要素市场化水平越高,数字技术创新对中等收入群体收入稳定性的边际提升效应越明显。拓展研究表明,数字技术创新还有助于提升低收入群体收入稳定性,也能够扩大中等收入群体规模。

结合以上结论,本文提出以下建议:

第一,促进数字技术革新与发展,加快数字中国建设步伐。一方面要重视数字技术基础设施建设,加大财政投入力度,尤其要着力解决农村地区、偏远地区以及经济欠发达地区网络覆盖不足、数字技术应用设备匮乏等问题,为中等收入群体以及低收入群体搭建起数字技术接入的桥梁。此外,也要采取积极措施来推动数字技术的研发、创新和应用,加快数字产业化进程。另一方面,大力开展数字技术普及教育活动。通过线上线下相结合的方式,制作通俗易懂的数字技术教学视频并加以广泛传播,扩大数字技术知识普及范围,使更多中等收入群体和低收入群体能够掌握数字技术。同时也要注重数字高技能人才培育,为攻克核心技术难题提供有力的人才支持,推动数字技术持续创新。

第二,深化多元就业支持体系,促进人力资本升级。一方面,引导企业加大在数字技术领域的创新投

入力度、培育和发展数字创意、数字贸易等新兴产业形态,鼓励发展零工经济、共享经济平台,创造更多数字化相关的就业岗位,为中等收入群体提供多样化就业选择(如远程办公、数字技能外包),拓宽其收入来源渠道;另一方面,提高劳动者技能水平,针对中等收入群体开展系统的数字技能培训体系建设,联合高校、职业院校、企业以及专业培训机构,根据市场需求和数字技术发展趋势,开发数字技能培训课程(如AI、区块链、数据分析),鼓励中等收入群体积极参加培训,增强其在数字经济时代的适应能力和竞争力。同时,也要搭建数字技术就业服务平台,帮助中等收入群体更好适应数字技术驱动的就业市场变化,实现多元就业。

第三,实施差异化政策,聚焦重点群体。数字技术创新对不同群体收入稳定性的影响不一,应围绕不同群体制定差异化的政策措施。对于净资产规模高、社交网络较丰富的中等收入群体,应鼓励其发挥自身优势,积极参与数字技术创新领域的创业和投资活动,由政府提供创业指导、项目对接等服务,引导其将资源与数字技术相结合,创造更多的经济价值,进一步稳定收入。针对社交网络薄弱群体,建立社区化数字技能互助中心,通过“技术传帮带”降低其收入不稳定性。同时要将边缘中等收入群体和低收入群体作为重点扶持对象,加大政策扶持力度,帮助其快速融入数字时代,更多地享受到数字技术创新带来的红利,从而缩小不同群体之间的“数字鸿沟”。

第四,加快推动数据要素市场化建设。数据要素市场化是激发数字技术创新活力、优化收入分配结构的重要保障。但现实中“数据孤岛”现象严重,权属界定不清、定价机制缺失,严重制约了数据的交易和流通。各地虽建立了数据交易平台,但规则不一,尚未形成全国统一的数据要素市场体系。同时还面临着隐私安全与流通效率的平衡难题。因此,推动数据要素市场化,一是要完善数据产权制度,明确数据要素的定价机制,确保数据要素价值分配的公平性与合理性;二是要强化中央政府统筹协调和监督管理,整合地方数据交易平台,建立统一的交易规则、标准和信用体系,打破“数据孤岛”;三是继续深入实施数据要素市场的“负面清单”制度,扩大实施范围,对数据要素分类分级施策,平衡安全与发展;四是规划建设国家级数据流通基础设施,促进数据跨区域、跨行业高效流动。

第五,建立动态监测与福利衔接机制。一是建立精准化收入稳定性监测系统,依托大数据、云计算等前沿技术,构建全面且精准的中等收入群体收入稳定性监测系统,借助多源数据整合,实现对中等收入群体就业状态、收入波动情况的实时追踪,动态调整政策工具包。二是实行阶梯式福利衔接机制,对中等收入群体的新进入者,设置3—5年过渡期福利渐退政策。在过渡期间,逐步降低原有福利补贴标准,同时配套推出与中等收入水平相适应的新福利政策,如税收优惠、购房补贴等,防止“福利悬崖效应”,确保群体在收入提升过程中的生活稳定性和安全感,实现社会福利体系的平稳过渡与优化升级。

参考文献:

- [1] 刘渝琳,司绪,宋琳璇. 中等收入群体的持续期与退出风险估计——基于EM算法的收入群体划分[J]. 统计研究, 2021, 38(5): 121-135.
- [2] 蔡宏波,郑涵茜. 中等收入群体“滑落”的特征、影响因素与防范路径[J]. 人口与经济, 2023(5): 57-70.
- [3] 杨修娜,古斯塔夫森,史泰丽. 发达国家标准下我国中等收入群体规模及成长路径[J]. 经济理论与经济管理, 2023, 43(7): 60-73.
- [4] ACEMOGLU D, RESTREPO P. Robots and jobs: evidence from US labor markets[J]. Journal of Political Economy, 2020, 128(6): 2188-2244.
- [5] 皮建才,李梓馨,罗禹涵. 工业机器人与劳动者多维技能错配[J]. 经济科学, 2025(5): 73-97.
- [6] 黄勃,李海彤,刘俊岐,等. 数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(3): 97-115.

- [7] 张亚萍,刘军.数字技术如何赋能服务业转型升级?——基于技术扩散与服务业集聚视角[J].首都经济贸易大学学报,2025,27(4):33-48.
- [8] 潘珊,李剑培,顾乃华.人工智能、产业融合与产业结构转型升级[J].中国工业经济,2025(2):23-41.
- [9] 张雪薇,吴滨,刘宇霞,等.数字技术赋能制造业绿色化转型的影响研究——基于空间溢出效应视角的分析[J].科学管理研究,2025,43(5):93-102.
- [10] 谢玉华,李蕙茹,蒋镇武.数字技术使用更有助于灵活就业人员收入增长吗?——基于二级数字鸿沟视角[J].软科学,2024,38(12):129-136.
- [11] 高志鹏,王振宇,周密.数字技术对农民工劳动收入和福利的影响——基于产业结构转型视角的分析[J].中国人口科学,2023,37(2):100-113.
- [12] 谭玉松,孙欢.人工智能技术赋能共同富裕:理论逻辑与经验证据[J].经济问题,2024(10):59-67.
- [13] 孙早,宗睿.工业机器人应用、偏向性技术进步与劳动力性别就业差距[J].经济与管理研究,2025,46(10):91-109.
- [14] 陈东,秦子洋.人工智能与包容性增长——来自全球工业机器人使用的证据[J].经济研究,2022,57(4):85-102.
- [15] 郭凯明.人工智能发展、产业结构转型升级与劳动收入份额变动[J].管理世界,2019,35(7):60-77.
- [16] 李逸飞,王盈斐.迈向共同富裕视角下中国中等收入群体收入结构研究[J].金融经济学研究,2022,37(1):88-100.
- [17] 向雪风,张路.知识的力量:金融知识与收入阶层向上流动——基于中等收入群体扩容的视角[J].山西财经大学学报,2023,45(7):1-15.
- [18] 王立成,宗晓华.收入流动性与中等收入群体扩容:教育的影响效应与作用机制[J].教育与经济,2024,40(6):59-69.
- [19] 李何波,刘渝琳,陈翊曼.数字要素参与是扩大中等收入群体的福音吗——基于阶层流动和收入差距双重维度的经验证据[J].南开经济研究,2023(9):137-158.
- [20] 吴昌南,陈钰颖.数字经济、创业与中等收入群体规模[J].改革,2024(1):94-110.
- [21] 罗楚亮,梁晓慧.互联网就业搜寻对流动人口就业与工资的影响[J].学术研究,2021(3):72-79.
- [22] CLEMENS J, KAHN L B, MEER J. Dropouts need not apply? The minimum wage and skill upgrading[J]. Journal of Labor Economics, 2021, 39(S1): S107-S149.
- [23] 魏昭,宋全云.互联网金融下家庭资产配置[J].财经科学,2016(7):52-60.
- [24] MURGIA A, PULIGNANO V. Neither precarious nor entrepreneur: the subjective experience of hybrid self-employed workers[J]. Economic and Industrial Democracy, 2021, 42(4): 1351-1377.
- [25] 冯星源,郭晗.数字经济、收入不平等与共同富裕——多维“数字鸿沟”视角的微观证据[J].首都经济贸易大学学报,2024,26(4):21-35.
- [26] 焦豪,崔瑜,罗莽.零工经济背景下职业属性与平台灵活用工匹配——基于机器学习的实证分析[J].经济学动态,2025(5):125-143.
- [27] 王铖,海鹏,房帅.平台经济对低技能劳动力就业稳定性的影响[J].经济社会体制比较,2025(4):123-134.
- [28] 沈坤荣,张锐敏.平台经济对灵活就业者收入和主观福利的影响研究[J].经济与管理研究,2024,45(11):86-103.
- [29] LUPP D. Effectuation, causation, and machine learning in co-creating entrepreneurial opportunities[J]. Journal of Business Venturing Insights, 2023, 19: e00355.
- [30] 韦韡,蔡运坤,吕晓弟.数字经济发展与家庭人力资本投资——异质性技能劳动力与长短期效应研究[J].现代财经(天津财经大学学报),2023,43(11):47-60.
- [31] MCGUINNESS S, POULIAKAS K, REDMOND P. Skills mismatch: concepts, measurement and policy approaches[J]. Journal of Economic Surveys, 2018, 32(4): 985-1015.
- [32] 陈晓红,李扬扬,宋丽洁,等.数字经济理论体系与研究展望[J].管理世界,2022,38(2):208-224.
- [33] 李实.中国中等收入群体的规模及其变化趋势[J].社会治理,2017(6):32-34.
- [34] 师丽娟,李锐.社会网络、收入稳定性与农户储蓄率:基于工具变量面板分位数回归模型的研究[J].管理工程学报,2018,32(3):1-8.
- [35] 黄先海,王瀚迪,孙涌铭,等.数字技术与企业出口质量升级——来自专利文本机器学习的证据[J].数量经济技术经济研究,2023,40(12):69-89.
- [36] 陈晓婧,韩旭.家庭人口结构、收入稳定性与居民消费率——基于家庭生命周期理论视角[J].商业经济研究,2023(4):45-48.
- [37] 孙伯驰.数字素养何以影响居民家庭收入流动性? [J].经济与管理研究,2025,46(6):3-23.
- [38] 徐怀宁,田亚男.数据要素市场化与企业劳动收入份额[J].经济评论,2025(5):87-98.
- [39] 陶长琪,丁煜.数据要素何以成为创新红利? ——源于人力资本匹配的证据[J].中国软科学,2022(5):45-56.
- [40] 张辽,胡忠博.数据要素化对共同富裕程度的影响研究[J].软科学,2024,38(11):18-25.

Digital Technology Innovation and Income Stability of Middle-Income Group

SUN Huiwen, LIU Huishan, ZHANG Mengjie

(Henan Normal University, Xinxiang 453007)

Abstract: Although China's middle-income group continues to expand, its income growth rate and stability have shown a notable decline. Stabilizing this group has therefore become a key prerequisite for further expanding its size and optimizing the overall income distribution. As a key variable in the new round of scientific and technological revolution and industrial transformation, digital technology innovation has exerted significant impacts across various fields, including employment, industrial development, and income distribution. Existing research has primarily addressed how digital technology innovation affects income growth and income inequality. This paper instead examines its impact on the income stability of the middle-income group, identifies the underlying mechanism, and investigates the boundary conditions, using data from China Family Panel Studies (CFPS) from 2010 to 2022.

The findings reveal that digital technology innovation can effectively enhance the income stability of the middle-income group. This positive impact is achieved through the employment effect and the human capital accumulation effect. On the one hand, the skill bias, task deconstruction, and flexibility associated with digital technology innovation provide more employment opportunities for the middle-income group while reducing the costs of engaging in multiple forms of employment. Such diversified employment can effectively hedge against the impact of external uncertainties, such as technological changes, on a single occupation or income source, thereby enhancing income stability. On the other hand, digital technology innovation can optimize the cost-benefit structure of human capital investment, reduce skill mismatches, and enhance knowledge spillovers. This is conducive to improving the human capital level of the middle-income group and mitigating income fluctuation risks.

The impact of digital technology innovation is also heterogeneous. Middle-income individuals with greater household net assets and richer social networks experience a stronger stabilizing effect. This implies that while digital technology innovation enhances overall income stability, it may also exacerbate the differentiation within this group. The marketization of data factors also affects the effectiveness of digital technology innovation. In regions with higher levels of marketization, the marginal positive effect of digital technological innovation is more pronounced. Furthermore, digital technology innovation can also enhance the income stability of the low-income group and expand the middle-income group, thereby simultaneously achieving the positive effects of stabilizing and expanding the middle-income group.

This paper extends research on the income distribution effect of digital technology innovation, deepens the understanding of the impact of digital technology innovation on the middle-income group, and provides a reference for optimizing the income distribution structure in the era of the digital economy.

Keywords: digital technology innovation; middle-income group; income stability; diversified employment; human capital accumulation

编校:姜 莉;宋怡茹