

数字素养何以影响居民家庭收入流动性?

孙伯驰

内容提要:提升居民数字素养既是顺应数字时代的必然要求,亦是提高居民家庭收入流动性、优化收入分配格局的重要举措。本文基于2014—2022年中国家庭追踪调查数据,使用有序概率单位(Probit)模型考察数字素养对居民家庭收入流动性的影响效应及其作用机制。研究结果显示,数字素养提高了居民家庭收入流动性,经过内生性分析和稳健性检验后结论仍然成立;其中,不同维度的数字素养均能提高居民家庭收入流动性,且数字应用场景的积极效应更为明显;特别地,数字素养更能够有效促进低收入家庭收入向上流动。机制分析结果表明,数字素养通过促进家庭人力资本和社会资本积累的赋能效应以及助推家庭参与非农就业和金融市场投资的配置效应两条路径提高居民家庭收入流动性。异质性分析结果表明,数字素养对居民家庭收入流动性的正向影响在农村地区、经济欠发达地区、数字经济潜力区、中老年和低学历家庭更强。本文的研究结论为提高全民数字素养,推动低收入家庭获得更多发展机会,以及扎实推进共同富裕提供了经验证据。

关键词:数字素养 收入流动性 收入分配 共同富裕 赋能效应 配置效应

中图分类号:F126.2

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2025)06-0003-21

一、问题提出

党的二十大报告明确了中国式现代化的本质要求,其中一个重要方面是“实现全体人民共同富裕”,并提出到2035年“全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”;党的二十届三中全会进一步强调了这一目标。当前,实现共同富裕的关键在于如何有效应对收入不平等问题^[1]。收入不平等首先表现为收入差距较大,其次表现在收入流动性的不充分。收入流动性是指同一个体或家庭在不同时点收入组别的变化。与静态的收入差距相比,收入流动性能够更全面和动态地评估收入不平等问题。即使在一段时期内收入差距较大,倘若收入流动性充分,低收入的居民就有更多的机会提高收入水平并实现向上流动。当收入差距较大且收入流动性不充分时,低收入家庭很难通过自身的努力实现阶层跃迁,这将会引发更多的社会问题。根据测算,中国居民家庭收入流动性自2010年起总体呈逐步下降趋势^[2],对中国式现代化背景下共同富裕的扎实推进形成严重的掣肘。因此,现阶段探讨如何提高居民家庭收入流动性是至关重要的。

近年来,以互联网、云计算、大数据、5G和人工智能为代表的新一代信息技术催生的数字经济,已成为培

收稿日期:2024-09-13;修回日期:2025-05-08

基金项目:国家社会科学基金青年项目“新发展阶段中等收入群体规模的统计测度与扩大策略研究”(21CTJ025)

作者简介:孙伯驰 天津师范大学经济学院讲师,天津,300387。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

育新质生产力、助推经济高质量发展的新引擎^[3]。数字经济为广大社会群体创造巨大数字红利的同时,也对居民的数字素养提出了要求。区别于传统的生产要素,居民只有具备一定的数字素养,才能真正地将数字经济要素运用到生产经营活动中,分享数字红利。《提升全民数字素养与技能行动纲要》《“十四五”国家信息化规划》《2024年提升全民数字素养与技能工作要点》等纲领性文件对提升全民数字素养作出了部署。其中,《提升全民数字素养与技能行动纲要》指出,“提升全民数字素养与技能,是顺应数字时代要求,提升国民素质、促进人的全面发展的战略任务,是实现从网络大国迈向网络强国的必由之路,也是弥合数字鸿沟、促进共同富裕的关键举措”。只有不断提升全民数字素养,让广大人民群众共享数字红利,才能为数字经济发展奠定坚实的社会基础。数字经济时代下,数字技术与传统产业的深度融合正在推动产业分工模式的革新以及经济增长路径的重塑,这一变革将逐步调整生产关系、商业组织方式和利益分享机制,进而对收入分配关系产生重大影响,形成全新的收入分配关系^[4]。在网络基础设施基本实现全覆盖的情况下,数字经济塑造的新分配关系体现在不同个体之间的数字素养差异上。根据人力资本理论,在使用数字技术的过程中,具备一定数字素养的居民的数字人力资本得以积累,收入也会随之增加^[5];而数字素养相对薄弱的个体难以通过积累数字人力资本来提升收入水平,长此以往会囿于低收入陷阱,向上突破困难,导致收入不平等程度加剧。当然,提升数字素养能否通过促进微观个体向上流动来降低收入不平等程度还存在理论上的不确定性。一方面,低收入家庭相比于高收入家庭面临更严重的信息配给约束,在边际产出递减规律的作用下,数字素养可以为低收入家庭产生更高的边际回报,驱动其收入水平向上流动,这会降低收入不平等程度;另一方面,低收入家庭在面对数字经济产生的新机会时往往缺乏足够的处理能力,导致利用数字素养获得的收益低于高收入家庭,难以实现收入水平向上流动,从而加剧收入不平等。在正反两方面的作用下,数字素养影响的综合效果亟待进一步实证检验。在实证研究方面,现有文献更多聚焦于数字素养对居民收入^[6]、城乡收入差距^[7]、农村内部收入差距^[8]、居民幸福感^[9]以及就业质量^[10-11]的影响,而鲜有文献考察数字素养对居民家庭收入流动性的影响效应及其作用机制。那么,数字素养是否会促进居民家庭收入向上流动,为低收入家庭带来向上发展的机会?如果能,又是通过何种机制实现的?在数字经济赋能共同富裕的背景下,厘清上述问题对于培育全民数字素养、为低收入家庭创造更多的发展机会、实现全体人民共同富裕具有重要的理论价值和现实意义。

为回答上述问题,本文在理论分析的基础上,利用中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS) 2014—2022年数据,对数字素养影响居民家庭收入流动性的因果效应进行系统的实证分析。本文可能的边际贡献主要体现在:第一,基于数字经济的时代背景,将人力资本范畴扩展至数字素养,丰富了人力资本理论的相关研究;第二,回归收入流动性的内涵,聚焦于居民家庭收入组别的跨期变化,深入阐述居民家庭收入流动性与数字素养之间的理论联系并进行实证分析,揭示了居民数字素养水平的提升如何影响居民家庭收入组别的跨期变化;第三,在探讨数字素养影响居民家庭收入流动性的基础上进行了作用机制检验和异质性分析,不仅强化了核心结论的逻辑链条,也为数字经济时代下如何畅通居民向上流动通道,促进全体人民共同富裕提供政策启示。

二、文献综述、理论分析与研究假设

(一) 文献综述

收入流动性的概念最早由普雷斯(Prais, 1995)^[12]提出,以此来分析社会阶层的变动。之后,学者们将收入流动性引入收入分配领域,收入流动性成为收入不平等问题研究的重要视角。居民家庭收入

流动性主要分为代内收入流动性和代际收入流动性,本文主要从代内收入流动性(简称为收入流动性)视角评估数字素养对收入不平等的影响。围绕数字素养与居民家庭收入流动性,学者们从以下三个方面开展了研究:

第一,居民家庭收入流动性的变动趋势。多数研究得到中国居民家庭收入流动性呈现下降趋势的结论^[13-15],少数研究认为在特定的时期内收入流动状况有所改善^[16-17],还有研究发现收入流动性的变动呈现出U型特征^[18]。得到不同的结论可能是因为研究使用的测度方法与样本数据不同,但综合来看,2010年之后中国居民家庭收入流动性呈现持续下降趋势^[2],原因在于低收入家庭难以稳定向上流动^[19],从而对共同富裕的实现形成严重的掣肘。

第二,居民家庭收入流动性的影响因素。国内外大量研究证实了个人和家庭社会特征是影响居民家庭收入流动性的重要因素,一般认为,教育^[20]、金融知识^[21]、正规就业^[22]、创业^[23]等有助于低收入家庭跃升至更高收入群体。此外,国内学者还发现城镇户籍^[24]、土地流转^[25]、社会保险^[26]、税收负担^[27]、基本公共服务^[28]等再分配制度对居民家庭收入流动性呈现不同程度的影响。近年来,数字金融^[29]、农村电子商务^[30]等数字经济领域的相关研究也陆续开展。

第三,数字素养对居民家庭收入流动性的影响。已有文献尚未直接研究数字素养对居民家庭收入流动性的影响,主要集中在数字素养对收入水平和收入差距影响的分析上。数字素养可以帮助弱势群体拓宽信息获取渠道,获取更多信息资源,而信息资源与其他资本相结合能为农户创造更多的财富价值^[31]。数字素养能够通过增加农户的收入水平来优化城乡收入分配格局^[7,32];在农村地区,数字素养也能够通过增加低收入农户收入来缓解农户内部收入差距^[8]。尽管提升数字素养可以缩小收入差距,但收入差距仅仅是收入不平等的一个层面,它并不能完全反映数字素养对收入“公平”的影响。与收入差距相比,阶层固化对社会公平的影响更大。数字素养在改善收入的同时能否实现家庭收入的向上流动?这是现有研究尚未涉及的。

综上所述,诸多文献为厘清数字素养与居民家庭收入流动性之间的因果关系提供了理论基础和方法借鉴,但对于数字素养能否影响居民家庭收入组别的变动缺乏关注。鉴于此,本文结合理论分析和实证检验,系统探讨数字素养是否会促进居民家庭收入向上流动,以期有效培育全民数字素养,防止社会阶层固化,改善收入分配格局提供参考。

(二) 理论分析与研究假设

根据人力资本理论,由人的知识和技能等构成的人力资本会对个体的就业和收入产生重要的影响。数字经济时代下,数字素养作为人力资本的重要组成部分已基本达成共识^[33],也理应会影响居民家庭的经济决策和收入状况。数字素养具有技术偏向效应,主要表现为高数字素养群体的发展机会和收入水平明显增加,获得了劳动力市场的技能溢价,进而提高收入流动性。接下来,本文从直接效应和作用机制两方面分析数字素养具体是如何影响居民家庭收入流动性的。

1. 数字素养促进居民家庭收入向上流动的直接效应

数字素养促进居民家庭收入向上流动的直接效应体现在数字素养可以助力居民获取新知识、新思想和新技能,减少信息不对称,促进高质量充分就业并从多方面提高收入水平^[34]。具体而言,一方面,数字素养可以提高家庭的劳动生产率。首先,具备一定数字素养的农民把数字技术应用到远程灌溉、作物监测和牲畜养殖等流程,实现对农业生产的自动化控制和智能化管理,提高农业生产效率和产品质量,增加农业收入

水平。其次,信息获取的改善或学习机会的增加可以提高劳动者的工作效率,实现劳动者的工资上涨。另一方面,数字素养可以帮助家庭获得更好的发展机会,参与和数字经济相关的生产经营活动。首先,具备相应数字素养的农民可以通过电商平台、网络直播等途径拓宽农产品销售渠道,提高农业收入水平^[35]。其次,对于技术密集型产业而言,具备一定的数字素养是劳动者获得这一产业就业机会的必要条件,而这些产业的工资水平相对较高。最后,具备一定数字素养的居民家庭可以通过线上搜寻获得更多的创业和投资渠道以提高经营性收入和财产性收入。由此,可以提出假设1。

假设1:数字素养有利于提高居民家庭收入流动性。

2. 数字素养促进居民家庭向上流动的作用机制

数字技术突破了地理位置以及传统手段的约束,家庭可以依托新的应用场景积累资本^[36]。此外,数字素养有助于优化要素配置,家庭可以凭借数字素养对自身的资源进行调整,使其达到最优配置状态^[37]。基于此,本文提出数字素养提高居民家庭收入流动性的两条作用机制:一是数字素养通过促进家庭资本的积累来提高收入流动性,即赋能效应;二是数字素养通过优化家庭资源配置来提高收入流动性,即配置效应。

(1)赋能效应。第一,人力资本积累。数字技术的发展使得传统教育资源不再受时间、空间和地域上的约束,各种小程序、网络学校等在线教育平台对知识的传播发挥了加速效应,教育和培训资源的共享范围和受众群体不断扩大,教育的边际成本下降。数字素养水平越高的劳动者越会抓住机遇积极参与这些教育和培训活动,推动自身人力资本的积累以提高劳动力质量,从而增加预期经济回报,提升家庭收入向上流动的概率^[38]。第二,社会资本积累。数字技术的发展打破了以往基于亲缘、地缘交流的空间局限性,扩大了线上虚拟社会网络并能将其转化为现实人情资源,从而实现传统社交网络的外延^[39]。劳动者具备一定数字素养可以拓宽家庭的信息来源渠道,减缓信息配给约束,加速社会资本的积累,进而获取更多提高收入的机会和资源,增加家庭进入更高收入组别的可能性。由此,可以提出假设2。

假设2:数字素养通过促进人力资本和社会资本积累,提高不同家庭进入更高收入组别的概率。

(2)配置效应。第一,非农就业效应。数字技术的发展,尤其是生成式人工智能技术 DeepSeek 的问世,创造了大量的新型职业和新兴岗位,这为具备一定数字素养的劳动群体提供了机遇。一方面,数字技术与传统产业深度融合,增加了对高端人才的需求,产生了诸如算法工程师、大数据分析师、人工智能(AI)设计师、数据库运行管理员等新职业。另一方面,数字技术的发展催生了新业态和新模式,平台经济、共享经济和网红经济的兴起使得就业形式更加灵活多样,创造了诸如网约车司机、外卖骑手、网络主播等新兴岗位。这些岗位都要求劳动者具备一定的数字素养,数字素养较高的劳动者更容易满足新型职业和新兴岗位的需求,实现高质量就业,从而提高工资性收入。在经济增速放缓、各种风险因素叠加的大环境下,工资性收入的提高有利于家庭收入向上流动。第二,金融市场参与。数字金融依托数字技术缩短了金融交易流程,减少了交易环节,降低了金融交易成本,提高了金融服务的触达性,增强了居民对金融服务的使用意愿。同时,数字金融提高了去中心化市场机制的信息效率,可以有效降低信息不对称和金融服务门槛,拓宽金融服务的边界,满足低收入家庭的金融投资需求,实现更高效的金融资源优化配置^[40]。具备较高的数字素养意味着劳动者及其家庭在使用数字技术方面拥有更强的能力和自信,能够利用数字工具获取信息、进行沟通、解决问题。这样的家庭在资产配置过程中具备更全面准确的投资信息,可以更便捷高效地享受金融普惠服务,因此会更加积极地参与金融市场的投资,实现更有效的家庭金

融资产配置^[41],进而增加财产性收入,提高了居民家庭收入流动性。由此,可以提出假设3。

假设3:数字素养通过助力家庭劳动力参与非农就业与金融市场投资,增加家庭收入向上流动的可能性。

三、数据来源与研究设计

(一)数据来源

本文所使用的数据来源于北京大学中国社会科学调查中心开展的中国家庭追踪调查(CFPS)。CFPS基线调查于2010年正式开展,此后每隔2年进行一次追踪调查,截至目前已进行了7轮完整调查。CFPS样本覆盖25个省份,目标样本规模为16 000户,是极具全国代表性的大样本微观调查数据;CFPS调查的内容涉及家庭收入、家庭支出、家庭决策、工作以及每位家庭成员的具体情况,为本文的研究提供了数据基础。

考虑到数字素养的普及和发展以及数据指标的可得性,本文使用2014—2020年的数据^①。其中,2014—2016年、2016—2018年和2018—2020年的数据分别用于计算2016年、2018年和2020年居民家庭收入流动性。在删除重要变量的缺失值后,最终获得包含14 223个样本家庭的三期平衡面板数据。

(二)变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量是收入流动性。首先,在每一期都将家庭按照人均纯收入等分为5个组别:低收入、中等偏下、中等收入、中等偏上和高收入。其次,根据家庭两期收入组别的变化情况来定义收入流动性。收入流动性的取值范围是-4到4,-4表示家庭在第 t 期的收入组别相比于第 $t-1$ 期下降4个层级,4表示家庭在第 t 期的收入组别相比于第 $t-1$ 期上升4个层级,依此类推,若两期组别没有变化,则取值为0。取值结果反映了居民家庭收入流动性的方向和程度,正值表示向上的收入流动性,负值表示向下的收入流动性,绝对值越大表明收入流动性越高。因此,收入流动性是一个取值范围为 $[-4,4]$ 的离散型随机变量。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是数字素养。关于数字素养的界定,目前学术界与实务界尚未达成共识,加之互联网、云计算、大数据、5G和人工智能等数字技术的加速发展,数字素养的概念也较为广泛,本文认为数字素养的界定应以互联网使用为基础。尽管互联网使用仅是数字技术中的一个维度,但对于居民特别是低收入家庭而言,通过电脑、手机接入互联网是其提升数字素养最主要的途径,也是云计算、大数据、5G和人工智能等其他数字技术应用的重要基础^[42]。根据已有的文献^[43-44],结合CFPS的对应指标,本文从数字设备接入、数字信息意识和数字应用场景三个维度来构建居民的数字素养指标,具体选取的指标列示在表1中。采用熵权法对各类指标进行加权计算,得到数字素养指数。利用户主的数字素养来衡量家庭数字素养掌握程度,该变量数值越大说明家庭具备的数字素养水平越高。本文使用滞后一期的数字素养,以缓解可能存在的反向因果问题。

^① CFPS2020和CFPS2022数据中关于数字素养的统计指标相较于之前年份发生了较大变化,因此本文没有使用2020—2022年的数据计算居民家庭收入流动性并进行实证分析。

表 1 数字素养指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	取值范围
数字素养	数字设备接入	是否使用手机	0(否)~1(是)
		每周业余上网时间/小时	0~122.5
	数字信息意识	互联网对于获取信息的重要程度	1(非常不重要)~5(非常重要)
		电视作为信息渠道的重要程度	1(非常不重要)~5(非常重要)
		广播作为信息渠道的重要程度	1(非常不重要)~5(非常重要)
		手机短信作为信息渠道的重要程度	1(非常不重要)~5(非常重要)
	数字应用场景	使用互联网学习的频率	1(从不)~5(几乎每天)
		使用互联网工作的频率	1(从不)~5(几乎每天)
		使用互联网社交的频率	1(从不)~5(几乎每天)
		使用互联网娱乐的频率	1(从不)~5(几乎每天)
		使用互联网进行商业活动的频率	1(从不)~5(几乎每天)

3. 控制变量

首先,选取 2014 年收入组别变量来表示家庭在第 $t=0$ 期处于哪个收入组别,以控制基期收入组别对于家庭向上流动难易程度的影响^[45],取值为 1 到 5。其次,鉴于人口结构特征对收入流动性的影响,本文将户主年龄、性别、受教育程度、健康状况、婚姻状况、户口状况、家庭规模和抚养比作为控制变量。最后,还将家庭储蓄、年份虚拟变量和区县虚拟变量纳入控制变量。家庭储蓄可以从侧面反映家庭的收入状况,因而可能会影响其收入流动性。年份虚拟变量和区县虚拟变量是面板模型控制固定效应所需要的。

4. 机制变量

本文从人力资本积累、社会资本积累、非农就业效应和金融市场参与四个方面考察数字素养对居民家庭收入流动性的作用机制。具体而言,人力资本积累采用家庭教育培训支出来衡量,以反映数字素养水平提升通过增加人力资本投资促进居民家庭收入向上流动。社会资本积累采用社会网络、社会信任和互惠性三个层面的指标来衡量。其中,选取“家庭是否参与社会组织”来衡量社会网络,选取“对陌生人的信任度”来衡量社会信任,选取“家庭礼金支出”来衡量互惠性。由于使用的变量较少,这里直接采取等权重的方法将三个层面的变量进行加总合成社会资本。社会资本积累能够反映数字素养水平提升通过积累家庭的社会资源以促进居民家庭收入向上流动。非农就业效应采用非农就业比率,即家庭从事非农就业人数占家庭规模的比重来衡量,以反映数字素养水平提升通过增加劳动力向非农部门转移来促进家庭收入向上流动。金融市场参与采用家庭是否持有金融产品来衡量,以反映数字素养水平提升通过促进家庭金融投资来促进居民家庭收入组别向上流动^①。

主要变量描述性统计结果如表 2 所示。可以看出,收入流动性的均值为 0.000 0,标准差为 1.248 4,表明样本期内居民家庭收入向上流动和向下流动的程度总体一致。数字素养的均值为 0.183 6,说明家庭具备的数字素养水平仍待提升。数字素养的三个维度中,数字设备接入和数字信息意识的均值较小,分别为 0.009 7 和 0.068 3,而数字应用场景的均值相对较高,为 0.106 4,说明样本期内家庭的数字素养水平更多取

① 从表 2 的描述性统计结果可以看出,样本中持有金融产品的家庭仅占 7.21%,因此根据是否持有金融产品可以明显区分出家庭能否获取金融投资收益。

决于数字应用场景。

表 2 变量描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量定义及赋值	均值	标准差
被解释变量	收入流动性	家庭在第 t 期的收入组别相比于第 $t-1$ 期的变化情况,取值为-4 到 4。	0.000 0	1.248 4
解释变量	数字素养	第 $t-1$ 期的数字素养得分	0.183 6	0.207 4
	数字设备接入	第 $t-1$ 期的数字设备接入得分	0.009 7	0.008 8
	数字信息意识	第 $t-1$ 期的数字信息意识得分	0.068 3	0.052 2
	数字应用场景	第 $t-1$ 期的数字应用场景得分	0.106 4	0.174 6
控制变量	期初收入组别	家庭在 2014 年所处的收入组别,取值为 1 到 5	3.000 4	1.414 4
	性别	第 t 期户主是否为男性:是=1,否=0	0.540 5	0.498 4
	年龄	第 t 期户主年龄/周岁	50.979 3	13.677 2
	受教育程度	第 t 期户主受教育年限/年	8.251 2	4.441 7
	健康状况	第 t 期户主健康程度,取值为 1(非常健康)至 5(不健康)	2.899 7	1.192 2
	婚姻状况	第 t 期户主是否有配偶:是=1,否=0	0.868 3	0.338 2
	户口状况	第 t 期户主为城镇居民户口=1,农村居民户口=0	0.554 7	1.451 7
	家庭规模	第 t 期当年的家庭人口数	3.746 0	1.881 5
	家庭抚养比	第 t 期(家庭 15 岁及以下人口数量+65 岁及以上人口数量)/家庭 16~64 岁的人口数量	0.254 2	0.329 5
	家庭储蓄	第 t 期家庭现金和存款总值(元)/10 000	6.235 5	17.691 5
机制变量	人力资本积累	第 $t-1$ 期家庭教育培训支出(元)/10 000	0.419 0	0.950 8
	社会资本积累	第 $t-1$ 期家庭是否参与社会组织(是=1,否=0)、对陌生人的信任度(0~10)和家庭礼金支出(元)三个指标的平均加总得分。	0.151 8	0.162 8
	非农就业效应	第 t 期家庭从事非农就业人数占家庭规模的比重	0.452 9	0.397 1
	金融市场参与	第 t 期家庭是否持有金融产品	0.072 1	0.258 6

(三)模型设定

为了研究数字素养对居民家庭收入流动性的影响,本文构建了如式(1)所示的双向固定效应模型进行实证分析:

$$Mobility_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Digskill_{i,t-1} + \beta_2 Group_{i,0} + X'_{i,t} \boldsymbol{\beta} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t}$$

(1)

其中, $Mobility_{i,t}$ 为被解释变量,是一个取值范围为 $[-4,4]$ 的离散型随机变量。由于该变量的取值存在排序性质,采用有序概率单位(Probit)模型进行估计更为合理。 $Digskill_{i,t-1}$ 为核心解释变量,表示第 $t-1$ 期家庭 i 的数字素养水平; β_1 是本文重点关注的系数,衡量了数字素养对居民家庭收入流动性的影响; $Group_{i,0}$ 为期初收入组别,表示 2014 年家庭所处的收入组别; $X'_{i,t}$ 为控制变量向量,包括户主年龄、性别、受教育程度、健康状况、婚姻状况、户口状况、家庭规模、抚养比和家庭储蓄。 μ_i 和 ν_t 分别表示区县固定效应^①和年份固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。需要注意的是,由于同一区县内的家庭之间

^① 有序 Probit 模型直接控制个体固定效应,特别是个体数量较多时,会带来统计上的附带参数问题(incidental parameter problem),可以通过控制更广泛层面的固定效应来解决这一问题^[46],故本文没有控制家庭固定效应,而是控制了区县固定效应。

可能存在一定的关联性,本文采用区县层面的聚类稳健标准误进行处理,以消除序列相关和异方差的影响。

为了进一步检验数字素养影响居民家庭收入流动性的作用机制,本文构建如下计量模型:

$$M_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 Digskill_{i,t-1} + \alpha_2 Group_{i,0} + X'_{i,t} \alpha + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$N_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Digskill_{i,t-1} + \gamma_2 Group_{i,0} + X'_{i,t} \gamma + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $M_{i,t-1}$ 、 $N_{i,t}$ 为机制变量,分别代表赋能效应和配置效应。赋能效应包括人力资本积累和社会资本积累,配置效应包括非农就业效应和金融市场参与。

四、实证分析

(一) 特征事实刻画

收入转移矩阵(income transition matrix, ITM)是测度收入流动性的基础,表示为:

$$P = \begin{Bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} & \cdots & p_{1n} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} & \cdots & p_{2n} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} & \cdots & p_{3n} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ p_{n1} & p_{n2} & p_{n3} & \cdots & p_{nn} \end{Bmatrix} \quad (4)$$

式(4)为 $n \times n$ 阶的跨期收入转移矩阵,即:

$$P = [p_{ij}] \in R_+^{n \times n} \quad (5)$$

在式(4)中, n 表示收入组别的数量,本文根据家庭人均收入五等分进行收入转移矩阵进行测算,因此 $n = 5$ 。 p_{ij} 表示期初处于第 i 组的家庭在期末属于第 j 组的概率,元素数值均介于 $(0, 1)$ 之间,各行元素之和等于 1。收入转移矩阵主对角线上的元素表示收入组别没有发生变动的概率,数值越大意味着收入流动性越低。

本文利用 2014—2020 年的四期数据测算居民家庭收入流动性,同时依据构建的数字素养指数中位数将样本划分为数字素养水平较高和数字素养水平较低的两个子样本,通过比较两个子样本内各个家庭在样本期内收入组的变化来直观地展示数字素养对居民家庭收入流动性的影响。表 3 展示了 3 个时段的两个子样本的收入转移矩阵,其中 1~5 分别代表低收入组、中等偏下收入组、中等收入组、中等偏上收入组和高收入组。以 2014—2016 年为例,一方面,在数字素养水平较高的子样本中,2014 年处于低收入组的家庭,到 2016 年进入更高收入组的概率为 58.16%,明显高于数字素养水平较低子样本中低收入组家庭的概率(48.42%);类似地,数字素养水平较高的子样本中,中等偏下收入组进入更高收入组的概率为 46.22%,也要高于数字素养水平较低子样本中中等偏下收入组家庭的概率(42.30%)。特别地,数字素养水平较高的子样本中,低收入组家庭直接跃升到高收入组的概率为 6.58%,也要高于数字素养水平较低子样本中低收入组家庭的概率(2.64%),说明数字素养水平较高的低收入组家庭更容易实现“逆袭”。另一方面,2014 年处于高收入组的家庭,到 2016 年向下流动至更低收入组的概率为 37.31%,明显低于数字素养水平较低子样本中高收入组家庭的概率(47.04%),表明数字素养也能够抑制居民家庭收入向下流动。其他时段的收入转移矩阵可同理解释。上述发现为本文的研究提供了初步的证据,但收入转移矩阵没有控制其他因素的影响,本文余下部分将采用计量方法来精准识别数字素养对居民家庭收入流动性的因果效应。

表 3 不同数字素养水平下的家庭收入转移矩阵

		家庭收入占比/%									
		数字素养水平较高的样本家庭					数字素养水平较低的样本家庭				
		2016 年									
		1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
2014 年	1	41.84	29.21	13.69	8.68	6.58	51.58	26.41	12.50	6.87	2.64
	2	20.45	33.33	25.76	15.91	4.55	28.08	30.62	22.82	13.32	6.16
	3	12.47	20.13	29.55	27.35	10.50	16.70	24.24	29.94	19.75	9.37
	4	6.92	12.84	20.36	36.56	23.32	9.95	14.48	27.60	30.32	17.65
	5	4.23	5.29	7.55	20.24	62.69	4.88	3.83	13.94	24.39	52.96
		2018 年									
		1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
2016 年	1	42.81	23.64	18.53	9.59	5.43	55.28	25.98	11.81	5.36	1.57
	2	21.98	32.37	25.60	12.56	7.49	28.65	35.77	23.03	9.18	3.37
	3	11.06	21.04	30.59	26.03	11.28	13.14	26.49	32.03	20.74	7.60
	4	5.65	8.38	22.22	40.62	23.13	10.78	15.54	25.56	33.08	15.04
	5	2.68	4.57	5.98	19.84	66.93	4.14	6.69	8.60	25.79	54.78
		2020 年									
		1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
2018 年	1	36.12	25.42	17.06	11.70	9.70	55.78	24.96	9.55	6.01	3.70
	2	20.21	33.33	25.46	12.08	8.92	35.63	32.62	18.87	7.94	4.94
	3	10.55	22.15	31.86	22.57	12.87	17.09	32.70	28.48	15.19	6.54
	4	3.05	9.14	26.34	39.43	22.04	6.67	14.61	28.46	34.62	15.64
	5	1.21	1.67	6.83	24.13	66.16	5.86	6.55	14.49	31.03	42.07

(二) 基准回归

为了实证检验数字素养对居民家庭收入流动性的影响,本文基于式(1),采用有序 Probit 模型进行回归分析,同时将居民家庭收入流动性视为连续变量,进行双向固定效应回归分析,结果列示在表 4 中。列(1)和列(2)的结果均显示数字素养的回归系数在 1%的水平下显著为正,表明数字素养水平的提升有利于促进家庭跨期进入更高收入组。可能的原因是,首先,数字素养有助于将数字技术嵌入农业产业链,提高农业生产效率,同时数字素养有利于降低农村家庭信息不对称,扩大产品交易规模和提高议价能力,提高农业收入;其次,居民具备一定的数字素养可以通过线上渠道获取就业机会,亦可以提高工作效率,增加工资性收入;最后,居民具备一定的数字素养可以通过线上渠道获取创业和投资机会,增加经营性和财产性收入。多渠道增加的收入最终促进了居民家庭收入向上流动。

控制变量中,期初收入组的回归系数在 1%的水平下显著为负,说明期初处于低收入组的家庭更容易提高其收入组别。特别地,数字素养的边际效应大于受教育程度的边际效应,在一定程度上说明数字经济时代下数字素养对家庭收入以及家庭向上流动的影响要大于学历教育。低收入家庭大多受教育程度较低,但具备了一定的数字素养后,居民仍然可以进入数字经济相关领域的岗位,获得更好的收入回报,进而推动家庭收入向上流动。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)
数字素养	0.385 0*** (0.054 3)	0.371 2*** (0.052 1)
期初收入组	-0.656 9*** (0.011 4)	-0.627 9*** (0.010 8)
性别	-0.039 8* (0.021 3)	-0.035 2* (0.020 7)
年龄	-0.005 3*** (0.001 0)	-0.005 2*** (0.001 0)
受教育程度	0.050 6*** (0.003 4)	0.048 4*** (0.003 3)
健康状况	0.039 9*** (0.008 5)	0.038 9*** (0.008 4)
婚姻状况	-0.014 3 (0.035 9)	-0.016 5 (0.035 0)
户口状况	0.047 6*** (0.007 7)	0.048 5*** (0.007 2)
家庭规模	-0.089 5*** (0.007 3)	-0.086 3*** (0.007 2)
家庭抚养比	-0.248 0*** (0.046 0)	-0.234 2*** (0.044 8)
家庭储蓄	0.005 5*** (0.001 3)	0.005 2*** (0.001 2)
常数项		1.923 3*** (0.084 6)
年份固定效应	控制	控制
区县固定效应	控制	控制
观测值	14 223	14 223
Pseudo R ² /R ²	0.131 7	0.336 9

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著，小括号中的数值是聚类到县域的稳健标准误；后表同。列(1)采用有序 Probit 模型进行回归，列(2)采用固定效应模型进行回归。

(三) 内生性分析

基准回归模型可能存在遗漏变量导致的内生性问题。例如,家庭对新技术的认同程度、性格特征、风险态度等不可观测特征可能同时对数字素养和收入流动性产生影响,造成遗漏变量偏误。鉴于此,本文首先借鉴了奥斯特(Oster,2019)^[47]的方法进行遗漏变量检验。奥斯特检验的主要思路是,通过估计量 $\beta^* = \beta^*(R_{\max},\delta)$ 可以获得一致的估计结果。其中 δ 表示选择比例,它衡量了不可观测变量相较于可观测变量的重要性; $R_{\max}$ 的含义是当不可观测的遗漏变量能够被观测时,回归方程的最大拟合优度。根据奥斯特(2019)^[47]的研究,当 δ 取值为-1, $R_{\max}$ 取值为1.3倍的 R^2 时,若 $\beta^* = \beta^*(R_{\max},\delta)$ 落在估计参数的95%置信区间内,则估计结果通过检验;或者 $R_{\max}$ 仍取上述值时令 $\beta^* = 0$ 计算 δ 的取值,若 $|\delta| > 1$,则估计结果是稳健的。结果发现,遗漏变量所带来的估计偏误微乎其微。此外,在基准回归中,尽管使用了滞后一期的解释变量在一定程度上缓解了反向因果的内生性问题,但此问题仍可能存在。为了进一步控制潜在内生性的影响,本文采用工具变量法进行检验。已有研究采用省级人均互联网宽带接入数^[7]、省级层面的互联网普及率^[9]作为数字素养的工具变量。然而,省级层面的互联网发展程度并不能决定个体数字素养水平的高低,因此二者的相关性不强。为了克服这一不足,本文选择微观层面的家庭网络购物依赖程度作为数字素养的工具变量^①。一方面,网络购物的前提是掌握一定的互联网操作技能,居民需要具备良好的

① 家庭网络购物依赖程度通过家庭网络购物支出与家庭消费支出的比重来衡量。

的数字素养水平才能进行网络购物,因此家庭网络购物依赖程度满足相关性假设。另一方面,网络购物的依赖程度更多地反映了居民的购物偏好和消费习惯^[36]。一些消费者为追求性价比而更加偏好网络购物,而另一些消费者出于对购物乐趣的享受,与他人沟通交流的社会情感需求更愿意进行线下消费。由此可知,家庭网络购物依赖程度与家庭的收入状况关联性不大,满足外生性条件。

针对式(1),由于被解释变量为离散变量,本文运用鲁德曼(Roodman, 2011)^[48]提出的工具变量条件混合过程(conditional mixed process, CMP)估计法进行估计,结果如表5列(1)和列(3)所示。同时,为保证结果稳健可靠,将居民家庭收入流动性视为连续变量进行两阶段最小二乘(2SLS)回归,估计结果如表5列(4)和列(6)所示。列(1)显示, CMP估计的统计量 $atanhrho_12$ 在5%的水平下显著,表明数字素养为内生变量,同时也说明采取 CMP 模型来处理内生性是合理的。同时,列(4)显示 2SLS 内生性检验的 P 值大于 0.1,再次说明作为核心解释变量的数字素养确实是内生的。而且,无论是 CMP 还是 2SLS 估计,第一阶段网络购物依赖程度的回归系数均在 1%的水平下显著为正,说明数字素养水平与网络购物依赖程度正相关。CMP 估计的第一阶段 F 统计量均大于经验法则的临界值 10, 2SLS 估计的第一阶段回归的 F 统计量大于 Stock-Yogo 弱工具变量检验 10%临界值 16.38,排除了弱工具变量问题,验证了本文的核心解释变量与工具变量是相关的。采用工具变量缓解了内生性问题后,列(3)和列(6)的第二阶段估计结果显示数字素养对居民家庭收入流动性的正向影响通过了 1%的显著性检验,且与表4的列(1)和列(2)相比回归系数略有上升,说明表4中的基准回归结果低估了数字素养对居民家庭收入流动性的影响, CMP 的估计结果更为一致与有效。

对于工具变量的外生性,尽管本文已经从定性上阐述了工具变量是外生的,但仍然缺乏足够的说服力,因此需要进行一定的统计检验。本文设定式(6),将工具变量 Z 作为控制变量直接加入基准回归模型,通过观察其回归系数的显著性和是否严格等于 0 来检验工具变量的外生性。列(2)和列(5)显示工具变量 Z 的回归系数 k_2 不显著,但没有严格等于 0,而是接近等于 0,表明本文的工具变量并不严格外生而是近似外生。如果工具变量是近似外生的,也可以得到有效且一致的估计,康利等(Conley et al., 2012)依此提出了两种估计方法:一是置信区间集合(union of confidence intervals, UCI)方法,二是局部近似零(local to zero, LTZ)方法^[49]。置信区间集合方法将 k_2 相对宽松地设定为一个取值区间,从而得到 k_1 的置信区间。根据李树和于文超(2020)^[50]的研究,本文设定 k_2 的取值区间为 $[0, 2b]$, b 为列(5)工具变量的回归系数 0.0094。局部近似零方法采用假设 k_2 的分布来估计得到 k_1 ,通常假设 k_2 服从正态分布。根据列(7)和列(8)的估计结果,基于置信区间集合方法得到的 k_1 的置信区间为 (0.2391, 0.8191),列(6)的回归系数处于这一区间内;基于局部近似零方法得到的 k_1 依然在 1%的水平下显著为正,表明在工具变量不严格外生的条件下,数字素养依然可以提高居民家庭收入流动性,意味着工具变量的回归结果稳健可靠。

$$Mobility_{i,t} = k_0 + k_1 Digskill_{i,t-1} + k_2 Z_{i,t-1} + k_3 Group_{i,t-1} + \mathbf{X}'_{i,t} \mathbf{k} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

此外,在工具变量的严格外生性要求下,假设 $E[Z\varepsilon] = 0$,这显然是不恰当的,因为工具变量很难与误差项不相关。内沃和罗森(Nevo & Rosen, 2012)提出放松工具变量与误差项不相关的假设^[51],只需要满足工具变量和误差项的相关系数小于核心解释变量与误差项的相关系数,同时两个相关系数的方向相同,即 $|\rho_{Z\varepsilon}| \leq |\rho_{D\varepsilon}|$ 且 $\rho_{Z\varepsilon}\rho_{D\varepsilon} \geq 0$,从而得到关于 k_1 一致估计量的边界。参照其估计方法,本文使用 $V = \sigma_D Z - \frac{\rho_{Z\varepsilon}}{\rho_{X\varepsilon}} \sigma_Z Digskill$ 来修正工具变量(σ 为标准差),修正后的工具变量满足严格外生性假设,即 $E[V\varepsilon] = 0$,

可用于得到 k_1 的边界估计。列(9)的估计结果显示, k_1 的下界估计为 0.254 3, 上界估计为 0.563 2, 列(6)的回归系数处于二者之间, 表明在放松工具变量与误差项不相关假设的条件下, 工具变量的回归结果有较强的稳健性。综合以上, 尽管工具变量不完美外生, 但仍然可以识别数字素养对居民家庭收入流动性的正向影响。至此, 假设 1 得到验证。

表 5 工具变量法回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
数字素养		0.381 1 *** (0.057 5)	0.419 2 *** (0.146 6)		0.370 4 *** (0.055 0)	0.378 7 *** (0.130 0)	(0.239 1, 0.529 1 *** (0.819 1) (0.190 3)		(0.254 3, 0.563 2)
网络购物依赖程度	1.113 0 *** (0.066 7)	0.043 1 (0.166 6)		1.127 6 *** (0.071 7)	0.009 4 (0.154 7)				
常数项					1.923 1 *** (0.085 0)		(1.374 3, 1.511 3 *** 1.648 4) (0.072 0)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>atanhrho_12</i>	-0.059 1 ** (0.023 8)								
内生性检验 <i>P</i> 值				0.951 2					
第一阶段 <i>F</i> 统计量	44.020 0			247.378 0 [16.38]					
观测值	14 233	14 223	14 223	14 223	14 223	14 223	14 223	14 223	14 223

注:中括号内为 Stock-Yogo 弱工具变量检验 10%临界值;列(1)和列(3)为 CMP 模型的两阶段回归结果;列(4)和列(6)为 2SLS 模型的两阶段回归结果;列(2)采用有序 Probit 模型进行回归;列(5)采用固定效应模型进行回归;列(7)—列(9)为 2SLS 模型回归结果基础上的工具变量近似外生检验(UCI、LTZ、放松不相关假设);列(7)和列(9)报告回归系数的置信区间。

(四) 数字素养的不同维度对居民家庭收入流动性的影响

数字素养的不同维度可能会通过不同渠道影响居民家庭收入流动性,本文进一步将数字素养的三个不同维度(数字设备接入、数字信息素养和数字应用场景)对居民家庭收入流动性的影响进行对比分析。表 6 的结果显示,三个不同维度的数字素养的回归系数均为正且在 1%的水平下显著,当分别提升 1 个标准差(0.008 8、0.052 2、0.174 6)时,家庭跨期进入更高收入组的概率分别提高 4.95%、2.59%和 7.98%,这表明三个不同维度的数字素养均能够提高居民家庭的收入流动性,其中数字应用场景的促进作用更为突出。可能的原因是,数字设备接入和数字信息素养都能够通过数字媒体获取海量信息,但如何甄别和利用有效信息获取更多的发展机会,仍然需要更高层次的数字素养。数字应用场景让居民实现了从使用数字设备,获取海量信息到利用数字技术进行学习、工作、创业以及进行市场交易资源整合,使得自身工资性收入、经营性收入和财产性收入增加,从而促进家庭收入向上流动。

表 6 不同维度的数字素养对居民家庭收入流动性影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
数字设备接入	5.625 2 *** (0.007 7)		
数字信息素养		0.496 4 *** (0.191 0)	
数字应用场景			0.457 1 *** (0.062 1)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制
观测值	14 223	14 223	14 223

(五) 数字素养对居民家庭收入流动性的平均边际效应

考虑到有序 Probit 模型回归系数提供的信息不够充足,本文在控制了所有控制变量和固定效应的基础上,进一步估计了数字素养对居民家庭收入流动性的平均边际效应,结果如表 7 所示。可以看出,当数字素养每提升 1 个标准差(1.248 4)时,家庭跨期向上流动 1、2、3、4 个组别的概率分别提高 6.07%、3.98%、2.05%、0.75%,而跨期向下流动 1、2、3、4 个组别的概率分别下降 6.62%、4.08%、1.82%、0.64%,说明数字素养不仅可以促进家庭收入向上流动,同时又降低了向下流动的风险,进一步验证了假设 1。结合表 6 的结果计算得到不同维度的数字素养对居民家庭收入流动性的平均边际效应,表 7 的结果显示三个不同维度的数字素养同样均能够促进居民家庭收入跨期向上流动,同时又降低了跨期向下流动的风险,其中数字应用场景的效果最佳,与前文的分析结果基本一致。

表 7 数字素养对居民家庭收入流动性的平均边际效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
数字素养	-0.005 1 *** (0.000 8)	-0.014 6 *** (0.002 2)	-0.032 7 *** (0.004 9)	-0.053 0 *** (0.007 5)	0.002 5 *** (0.000 5)	0.048 6 *** (0.006 8)	0.031 9 *** (0.004 8)	0.016 4 *** (0.002 4)	0.006 0 *** (0.001 0)
数字设备接入	-0.074 6 *** (0.018 6)	-0.214 1 *** (0.045 4)	-0.478 3 *** (0.103 5)	-0.774 0 *** (0.164 5)	0.038 1 *** (0.009 7)	0.711 5 *** (0.150 6)	0.465 6 *** (0.101 6)	0.238 6 *** (0.051 2)	0.087 1 *** (0.019 7)
数字信息素养	-0.006 6 ** (0.002 6)	-0.018 9 *** (0.007 3)	-0.042 2 *** (0.016 3)	-0.068 4 *** (0.026 4)	0.003 4 ** (0.001 4)	0.062 8 *** (0.024 0)	0.041 1 ** (0.016 1)	0.021 1 *** (0.008 1)	0.007 7 *** (0.003 1)
数字应用场景	-0.006 0 *** (0.001 0)	-0.017 3 *** (0.002 5)	-0.038 8 *** (0.005 7)	-0.062 9 *** (0.008 5)	0.003 0 *** (0.000 6)	0.057 7 *** (0.007 8)	0.037 9 *** (0.005 5)	0.019 4 *** (0.002 8)	0.007 1 *** (0.001 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	14 233	14 233	14 233	14 233	14 233	14 233	14 233	14 233	14 233

注:列(1)—列(4)分别代表向下流动 4 个组别、3 个组别、2 个组别、1 个组别;列(5)为组别不变;列(6)—列(9)分别代表向上流动 1 个组别、2 个组别、3 个组别、4 个组别。

(六) 数字素养对不同收入组别居民家庭收入流动性的影响

尽管总体上数字素养能够提高居民家庭的收入流动性,但这一效应究竟是体现在低收入家庭上还是高收入家庭上?倘若体现在高收入家庭上,则提升全民数字素养会使高收入家庭获益更多,不利于缓解收入不平等。基于此,本文进一步在基准回归模型的基础上构造数字素养与基期收入组别的交互项来进行对比分析。表8的结果显示,数字素养与低收入组和中等偏下收入组交互项的回归系数在5%的水平下正向显著,数字素养与中等收入组和中等偏上收入组交互项的回归系数不显著,数字素养与高收入组交互项的回归系数显著为负,表明数字素养对居民家庭收入流动性的正向影响集中体现在低收入组和中等偏下收入组收入流动性的改善,数字素养可以有效促进低收入家庭跨期进入更高收入组。这意味着,数字素养对居民家庭收入流动性的正向影响具有包容性,提升全民数字素养水平可以缩小低收入家庭与中高收入家庭在收入流动性上的不平等,助力共同富裕的实现。

表 8 不同收入组别居民家庭收入流动性的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字素养	0.320 5 *** (0.057 2)	0.340 4 *** (0.058 9)	0.377 3 *** (0.057 8)	0.414 0 *** (0.063 3)	0.488 4 *** (0.060 8)
数字素养×低收入组	0.497 7 *** (0.150 5)				
数字素养×中等偏下收入组		0.299 9 ** (0.148 0)			
数字素养×中等收入组			0.050 1 (0.133 3)		
数字素养×中等偏上收入组				-0.119 5 (0.100 3)	
数字素养×高收入组					-0.355 9 *** (0.104 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	14 233	14 233	14 233	14 233	14 233

(七) 稳健性检验

1. 更换核心解释变量

本文采用熵权法计算各指标的权重从而得到数字素养指数,但熵权法计算的权重只能反映数据本身的特点,并不能代表各指标的重要程度。在没有明确的标准界定不同指标重要程度的情况下,采用等权重法对指标重新赋权得到数字素养指数。表9列(1)的结果显示,重新赋权得到的数字素养的回归系数依然显著为正,表明改变数字素养的赋权方式不会影响本文的研究结论,前文回归结果稳健可靠。此外,前文的研究发现数字素养在很大程度上取决于数字应用场景,因此本文选取数字应用场景五个维度的指标,采用等

权重法重新衡量数字素养。表 9 列(2)的结果显示,重新定义的数字素养的回归系数同样为正且显著,进一步证实前文回归结果具有良好的稳健性。

2. 更换被解释变量

为更准确地衡量居民家庭收入流动性,避免收入五等分划分标准可能产生的收入分组偏误,借鉴袁青青和刘泽云(2022)^[52]的研究,采用收入百分位排序来确定各期每个家庭的收入组别,基于两期的排序变动重新构造收入流动性变量,估计结果列示在表 9 列(3)。结果显示,采用收入百分位排序的变化来衡量收入流动性时,前文的结论依然稳健。除了以两个收入组别变动衡量的相对收入流动性指标,收入流动性还可以用期末和期初居民家庭人均收入的差额来衡量,又称为绝对收入流动性指标。对此,基于两期人均收入的差额构造新的收入流动性变量,采用双向固定效应面板模型进行重新估计,结果列示在表 9 列(4)。可以看出,被解释变量更换为绝对收入流动性指标时,数字素养的回归系数依然显著为正,再次证明以不同方式定义被解释变量不会影响本文的研究结论。

3. 调整样本

根据样本数据调查期,结合国家互联网信息办公室发布的《中国互联网络发展状况统计报告》数据,可知 2016 年、2018 年和 2020 年 60 岁以上网民占比分别为 4.0%、6.6%和 11.2%,可以看出老年人具备数字素养的比例有限,难以提供有效的识别信息;但随着数字经济和银发经济的蓬勃发展,老年网民比例不断上升。考虑到样本的年龄分布,本文将 65 岁以上的样本剔除,剔除后重新估计的结果列示在表 9 列(5)。估计结果显示数字素养对居民家庭收入流动性的影响仍然显著为正,再一次证明了前文的结论较为稳健。另外,为避免短期内收入波动导致的收入流动性变动对估计结果的影响,本文选择 CFPS2014、CFPS2018 和 CFPS2022 重新构建时间跨度更长的样本,来检验数字素养对居民家庭收入流动性的长期影响。表 9 列(6)的结果显示,数字素养的回归系数均正向显著,表明数字素养在长期内也能够促进居民家庭跨期进入更高收入组,即本文的研究结论是稳健可靠的。

表 9 稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字素养	0.484 3 *** (0.075 0)	0.071 4 *** (0.009 7)	0.319 8 *** (0.050 6)	0.537 0 *** (0.218 2)	0.724 1 *** (0.063 5)	1.049 3 *** (0.091 3)
常数项				3.210 9 *** (0.167 0)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	14 223	14 223	14 223	14 223	10 866	9 718

注:列(1)采用等权重法重新赋权来衡量数字素养;列(2)选取数字应用场景五个维度的指标,采用等权重法重新衡量数字素养;列(3)基于两期的排序变动重新构造收入流动性变量;列(4)基于两期人均收入的差额重新构造收入流动性变量;列(5)剔除 65 岁以上的样本;列(6)构建时间跨度更长的样本。

五、作用机制检验

根据前文的理论,本部分进一步检验数字素养如何通过赋能效应和配置效应来提高居民家庭收入流

动性。

(一) 赋能效应:人力资本积累和社会资本积累

此处主要验证两个途径,即数字素养能否通过促进家庭人力资本和社会资本的积累来提高居民家庭收入流动性,回归结果如表 10 所示。列(1)和列(2)的结果显示,数字素养在 10%的显著性水平下增加了家庭教育培训支出和社会资本水平,表明数字素养通过家庭人力资本和社会资本积累产生赋能效应,为提高家庭收入流动性创造条件。随着数字经济的深入发展和互联网的推广应用,具备一定数字素养的家庭积极利用互联网的信息资源增加自身教育投入,积累人力资本,同时也会积极扩展自身的社会网络以获取优质资源,积累社会资本。人力资本和社会资本的积累使得家庭有更多获取高收入的机会,进而促进居民家庭收入向上流动。

(二) 配置效应:非农就业效应与金融市场参与

这里主要验证两个途径:数字素养水平提升能够通过提高家庭非农就业效应和金融市场参与来促进家庭收入向上流动,回归结果如表 10 所示。列(3)和列(4)的结果显示,数字素养在 1%的水平下提高了家庭非农就业比率和持有金融产品的概率,表明数字素养有利于家庭劳动力向非农部门转移以及家庭参与金融投资,进而实现收入增值,促进家庭收入向上流动。数字经济发展创造大量新型职业和新兴岗位,具备一定数字素养的劳动者可以更好地适应需求从而实现高质量就业;数字金融的发展降低了信息不对称和金融市场门槛,具备一定数字素养的家庭可以有效参与金融市场,通过持有金融产品拓宽增收渠道。非农就业和金融投资使得家庭工资性和财产性收入明显上升,提高了收入流动性。

表 10 作用机制检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
数字素养	0.274 3 *	0.173 8 ***	0.307 1 ***	0.447 0 ***
	(0.162 7)	(0.031 0)	(0.046 9)	(0.078 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	14 233	14 233	14 233	14 233

注:列(1)—列(4)机制变量分别为人力资本积累、社会资本积累、非农就业效应和金融市场参与。

六、进一步分析:地区异质性和群体异质性

尽管总体上数字素养提高了居民家庭收入流动性,但为更加全面分析数字素养对居民家庭收入流动性的影响,仍需要进一步分析数字素养对居民家庭收入流动性的正向影响在宏观和微观层面是否会表现出明显的异质性,特别是对于相对欠发达地区和相对弱势群体能否发挥更好的效果,这直接关系到不平等程度的降低和共同富裕的实现。基于此,本文从宏观层面的地区异质性和微观层面的群体异质性展开进一步分析,以便根据有效性条件分类设计优化对策。

(一) 地区异质性

不同地区的社会经济发展程度和数字经济发展水平存在差异,这会造成不同地区家庭具备的数字素养

水平不同。因此,检验不同地区数字素养对居民家庭收入流动性的异质性影响有其必要性。具体而言,本部分在基准回归模型的基础上引入农村地区、经济欠发达地区^①和数字经济潜力区^②三类地区的虚拟变量以及数字素养的交互项进行回归分析。表 11 列(1)和列(2)的结果显示,数字素养对居民家庭收入流动性的正向影响在农村地区和经济欠发达地区更强,这意味着推动数字素养培育能够有效帮助欠发达地区的家庭参与数字经济相关的生产活动,并以此实现家庭资源配置的改善,提高收入流动性,这对于欠发达地区以数字技术赋能乡村全面振兴,推动共同富裕有着重要启示。可能的原因是:发达地区的家庭相比于欠发达地区的家庭本身就具备信息资源优势 and 较好的经济福利水平,数字素养提升所产生的经济福利相对有限,而欠发达地区的家庭可以凭借具备一定的数字素养来弥补信息资源方面的劣势^[54]。尤其是脱贫攻坚和乡村振兴战略的实施,欠发达地区的数字基础设施日益完善,在数字素养的培育和推广方面具有“后发优势”,对经济福利提高的边际效果更加明显。表 11 列(3)的结果显示,对于不同数字经济发展程度的地区,数字素养对数字经济潜力区的积极效应更为明显。可能的解释是:对于数字经济发展起步较晚的数字经济潜力区,数字化赋能收入增长的空间更大,家庭依靠数字素养参与经济活动获得的边际收益更大,进而更好地推动该类地区居民家庭收入向上流动。总体而言,数字素养可以有效促进欠发达地区家庭增收并实现向上流动,对于推动区域协调发展发挥了重要作用。

(二) 群体异质性

除地区异质性外,家庭特征的不同也可能导致数字素养的应用效果方面存在差异。本部分依次从户主性别、年龄和受教育程度检验数字素养对居民家庭收入流动性的异质性影响。具体而言,本部分在基准回归模型的基础上引入上述维度与数字素养的交互项进行回归分析。表 11 列(4)将女性虚拟变量(户主为女性赋值为 1,男性赋值为 0)与数字素养的交互项纳入回归,结果显示,无论是男性还是女性户主,数字素养对居民家庭收入流动性的提高效应不存在显著的差异。这表明,数字素养没有造成男性和女性之间的经济回报差距,这在缩小性别收入不平等方面产生了一定的作用。表 11 列(5)将中老年虚拟变量(户主年龄在 45 周岁以上设定为中老年,赋值为 1,否则为青年,赋值为 0)与数字素养的交互项纳入回归,结果显示,数字素养对中老年家庭收入流动性的正面影响强于青年家庭。可能的解释是:相比于青年家庭,中老年家庭参与数字经济活动相对不足,而具备一定的数字素养后会有更多的机会参与就业创业和金融投资,从而增加收入,切实提高家庭进入更高收入组别的可能性。表 11 列(6)将低学历虚拟变量与数字素养的交互项纳入回归。参照张勋等(2019)^[55]的研究,将户主受教育程度为高中及以上的家庭划分为高学历,户主受教育程度为高中以下的家庭划分为低学历。结果显示,数字素养对低学历家庭收入流动性的积极效应更强。可能的原因是:高学历家庭已经具备较高的数字素养,且本身处于较高的收入组别,数字素养对居民家庭收入流动性的提高效应有限;而具备一定的数字素养为低学历家庭提供了分享经济发展成果的权利和机会。数字素养帮助低学历家庭突破了学历限制,通过参与非农就业与金融投资来优化家庭资源配置,从而提高低学历家庭收入向上流动的可能性。整体来看,数字素养提升了低收入群体的居民家庭收入流动性,契合了包容性发展与共同富裕的基本内涵。

① 将各年份人均国内生产总值低于全国水平的省份定义为经济欠发达地区。

② 参考赵涛等(2020)^[53]的研究,通过测算样本期内各个省份的数字经济发展指数,将各年份低于全国水平的省份定义为数字经济潜力区。

表 11 异质性分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字素养	0.233 0*** (0.060 4)	0.173 8** (0.086 6)	0.131 1 (0.084 9)	0.426 8*** (0.069 1)	0.283 1*** (0.066 7)	0.182 7** (0.077 7)
数字素养×农村地区	0.298 5*** (0.105 1)					
数字素养×经济欠发达地区		0.302 7*** (0.109 1)				
数字素养×数字经济潜力地区			0.351 1*** (0.105 2)			
数字素养×女性				-0.086 1 (0.085 4)		
数字素养×中老年					0.257 7*** (0.087 2)	
数字素养×低学历						0.334 4*** (0.096 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	14 233	14 233	14 233	14 233	14 233	14 233

七、结论与启示

数字经济时代背景下,新一代信息技术加速融入经济社会各领域的发展,数字素养已经成为居民收入增长的新动能,同时对收入分配状况产生重要的影响。现有文献集中探讨数字素养对当期收入差距的影响,忽视了对跨期收入流动的影响。提高居民家庭收入流动性,为不同收入群体创造更加积极的收入向上流动的通道,是实现共同富裕目标的关键所在。基于中国家庭追踪调查数据,本文从理论和实证两个方面分析数字素养对居民家庭收入流动性的影响,并开展了作用机制检验和异质性分析,得到三个方面的结论:第一,总体而言,数字素养可以提高居民家庭收入流动性。这不仅体现在数字素养可以促进家庭收入向上流动,同时又能够降低向下流动的风险。三个不同维度的数字素养均能提高居民家庭收入流动性,其中数字应用场景发挥了主导作用。此外,相比于中高收入家庭,数字素养更能够有效促进低收入家庭收入向上流动。第二,赋能效应和配置效应是背后的作用机制。数字素养可以帮助家庭通过互联网的教育资源和扩展的社会网络促进人力资本和社会资本的积累;数字素养还可以帮助家庭更好地适应数字经济发展创造的新型职业和新兴岗位的需求,加速劳动力向非农部门转移;数字金融的发展降低了金融服务门槛,数字素养有助于家庭参与金融投资实现收入增值,提高居民家庭收入流动性。第三,数字素养对居民家庭收入流动性的正向效应具备包容性特征,表现为数字素养对农村地区、经济欠发达地区和数字经济潜力区的居民家庭收入流动性的正向效应更强,该效应在中老年和低学历家庭也更强,这有利于推动区域协调发展和实现共同富裕。

本文的研究结论对于充分发挥数字素养在增加居民收入,提高居民家庭收入流动性,促进区域协调发展和共同富裕等方面有如下启示。第一,建设完善全民数字素养培育体系。政府应切实加强顶层设计,构建知识更新、创新驱动的数字素养培育体系,着力提升全民数字素养。将培育数字素养贯穿于义务教育各阶段;针对农民、产业工人和新兴职业群体的需求开展常态化数字素养培训活动;运用视频动画、网络直播和虚拟现实等载体形式向社会公众提供优质免费的数字素养学习资源。此外,本文研究发现数字应用场景在提高居民家庭收入流动性中发挥了重要作用,数字学习、数字工作与数字商业技能理应成为数字素养培训的重点方向。第二,匹配政策以充分释放数字素养红利。持续完善继续教育体系,健全终身职业技能培训制度;加强社会网络建设,注重培育和维护社会信任与互惠性;挖掘数字经济促进就业的潜力,加强数字技术创新以及在各个领域的广泛应用,拓宽就业新空间;进一步引导数字金融覆盖中低收入家庭,推行无障碍金融服务,为充分发挥数字素养推动居民家庭收入向上流动提供多方面的政策支持。第三,促进数字素养的包容性发展。在整体提升全民数字素养的同时,要注重区域协调和人群普惠,推进数字素养的培训向农村地区、中西部地区和数字经济潜力区延伸,加强妇女、中老年人和低学历者等重点人群的数字素养培训,保障其融入数字经济发展环境,让每个人能够公平享有发展的机会,畅通向上流动的通道。

参考文献:

- [1]李实.共同富裕的目标和实现路径选择[J].经济研究,2021,56(11):4-13.
- [2]陈宗胜,杨希雷.中国居民收入流动性的新趋向研究[J].中国人口科学,2023,37(4):19-34.
- [3]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.
- [4]刘诚.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,2022(4):25-35.
- [5]MUAFI M, SYAFRI W, PRABOWO H, et al. Digital entrepreneurship in Indonesia: a human capital perspective[J]. Journal of Asian Finance, Economics and Business, 2021, 8(3): 351-359.
- [6]王汉杰.数字素养与农户收入:兼论数字不平等的形成[J].中国农村经济,2024(3):86-106.
- [7]牟天琦,刁璐,霍鹏.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,2021,13(4):36-57.
- [8]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.
- [9]姜扬,郑怀宇.数字技能与居民幸福感——基于CFPS2018数据的研究[J].人口学刊,2023,45(4):57-69.
- [10]陈丽,翁贞林.数字素养对农村女性劳动力就业质量影响[J].江西财经大学学报,2024(4):87-100.
- [11]王海军,葛晨.数字素养促进了青年高质量充分就业吗?[J].上海财经大学学报,2024,26(3):49-64.
- [12]PRAIS S J. Measuring social mobility[J]. Journal of the Royal Statistical Society: Series A, 1995, 118(1): 56-66.
- [13]严斌剑,周应恒,于晓华.中国农村人均家庭收入流动性研究:1986—2010年[J].经济学(季刊),2014,13(3):939-968.
- [14]臧微,白雪梅.中国居民收入流动性的区域结构研究[J].数量经济技术经济研究,2015,32(7):57-73.
- [15]朱诗娥,杨汝岱,吴比.中国农村家庭收入流动:1986~2017年[J].管理世界,2018,34(10):63-72.
- [16]章奇,米建伟,黄季焜.收入流动性和收入分配:来自中国农村的经验证据[J].经济研究,2007(11):123-138.
- [17]权衡.中国城乡居民收入流动性与长期不平等:实证与比较[J].上海财经大学学报,2015,17(2):4-19.
- [18]王洪亮,刘志彪,孙文华,等.中国居民获取收入的机会是否公平:基于收入流动性的微观计量[J].世界经济,2012,35(1):114-143.
- [19]邓大松,杨晶,孙飞.收入流动、社会资本与农村居民收入不平等——来自中国家庭追踪调查(CFPS)的证据[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2020,73(3):103-114.
- [20]ZIMMERMAN S D. Elite colleges and upward mobility to top jobs and top incomes[J]. American Economic Review, 2019, 109(1): 1-47.
- [21]王正位,邓颖惠,廖理.知识改变命运:金融知识与微观收入流动性[J].金融研究,2016(12):111-127.

- [22] 杨希雷,黄杏子.非正规就业抑制了居民家庭收入向上流动吗[J].经济学家,2023(8):43-53.
- [23] 尹志超,张紫璇,岳鹏鹏.创业与中国家庭收入流动[J].数量经济技术经济研究,2024,41(2):68-88.
- [24] 王晓,董长瑞.中国城镇居民的相对收入流动研究[J].经济学动态,2013(2):50-59.
- [25] 丁士军,杨晶,吴海涛.失地农户收入流动及其影响因素分析[J].中国人口科学,2016(2):116-125.
- [26] 张子豪,谭燕芝.社会保险与收入流动性[J].经济与管理研究,2018,39(8):27-41.
- [27] 崔景华,谢远涛.家庭收入流动性分解测度、税收负担及制度改革效应分析——基于家庭微观追踪调查数据的实证研究[J].南开经济研究,2022(2):68-86.
- [28] 郭露,王峰,肖芳.基本公共服务均等化如何影响收入分配流动性——来自中国家庭的证据[J].南方经济,2023(11):19-37.
- [29] 彭澎,周力.中国农村数字金融发展对农户的收入流动性影响研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(6):23-41.
- [30] 张培丽,吴迪.电子商务与农村收入流动性——电子商务进农村综合示范政策实施效果评估[J].经济学家,2024(4):118-128.
- [31] 朱建华,李荣强.信息贫困视角下数字技能对农村居民收入增长的影响研究——基于县级横截面数据的实证分析[J].图书与情报,2022(1):91-100.
- [32] MA X X. Internet use and income gaps between rural and urban residents in China[J]. Journal of the Asia Pacific Economy, 2024, 29(2): 789-809.
- [33] ANTHONYSAMY L, KOO A C, HEW S H. Self-regulated learning strategies in higher education; fostering digital literacy for sustainable lifelong learning[J]. Education and Information Technologies, 2020, 25(4): 2393-2414.
- [34] AKERMAN A, GAARDER I, MOGSTAD M. The skill complementarity of broadband internet[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2015, 130(4): 1781-1824.
- [35] 陆镜名,仇焕广,苏柳方,等.数字能力能否促进牧户增收——来自典型牧区的经验证据[J].中国农村经济,2023(12):85-105.
- [36] 黄阳华,张佳佳,蔡宇涵,等.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[J].中国工业经济,2023(10):23-41.
- [37] 田鸽,张勋.数字经济、非农就业与社会分工[J].管理世界,2022,38(5):72-84.
- [38] 黄宏伟,胡浩钰.人力资本投资与农村家庭收入流动性[J].当代财经,2019(12):17-26.
- [39] BAUERNSCHUSTER S, FALCK O, WOESSMANN L. Surfing alone? The internet and social capital: evidence from an unforeseeable technological mistake[J]. Journal of Public Economics, 2014, 117(2): 73-89.
- [40] 周天芸,陈铭翔.数字渗透、金融普惠与家庭财富增长[J].财经研究,2021,47(7):33-47.
- [41] 李睿,陈攀宇,殷允强.数字素养与家庭金融资产配置[J].系统工程理论与实践,2024,44(7):2175-2193.
- [42] 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.
- [43] 陈南旭,李宇轩,吴继煜.从“拾遗补阙”到“不可替代”:数字素养对退休群体再就业转型的影响[J].人口研究,2024,48(4):51-68.
- [44] 姜扬,郑怀宇.子代数字素养提升与代际收入向上流动[J].人口学刊,2024,46(6):49-62.
- [45] HERTZ T. Understanding mobility in America[R]. Washington, D. C. : Center for American Progress, 2006.
- [46] LEE L F, LI J, LIN X. Binary choice models with social network under heterogeneous rational expectations[J]. The Review of Economics and Statistics, 2014, 96(3): 402-417.
- [47] OSTER E. Unobservable selection and coefficient stability: theory and evidence[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2019, 37(2): 187-204.
- [48] RODMAN D. Fitting fully observed recursive mixed-process models with CMP[J]. The Stata Journal, 2011, 11(2): 159-206.
- [49] CONLEY T G, HANSEN C B, ROSSI P E. Plausibly exogenous[J]. The Review of Economics and Statistics, 2012, 94(1): 260-272.
- [50] 李树,于文超.幸福的社会网络效应——基于中国居民消费的经验研究[J].经济研究,2020,55(6):172-188.
- [51] NEVO A, ROSEN A M. Identification with imperfect instruments[J]. The Review of Economics and Statistics, 2012, 94(3): 659-671.
- [52] 袁青青,刘泽云.中国居民代际收入流动性趋势研究[J].经济学动态,2022(1):117-131.
- [53] 赵涛,张智,梁上坤.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,2020,36(10):65-76.
- [54] GRAHAM C, NIKOLOVA M. Does access to information technology make people happier? Insights from well-being surveys from around the world [J]. The Journal of Socio-Economics, 2013, 44(3): 126-139.
- [55] 张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(8):71-86.

How does Digital Literacy Affect Household Income Mobility?

SUN Bochi

(Tianjin Normal University, Tianjin 300387)

Abstract: In the digital economy era, digital literacy has gradually become a new driving force for household income growth. Enhancing digital literacy is an essential requirement for adapting to the digital era and a major move to boost household income mobility and optimize income distribution. Hence, it is necessary to explore the impact of digital literacy on household income mobility, which will provide theoretical guidance and empirical evidence for alleviating income inequality, creating more development opportunities for low-income households, and achieving common prosperity.

This paper conducts a theoretical analysis of the relationship between digital literacy and household income mobility. By constructing the indicator of income mobility through the income transition matrix based on data of the China Family Panel Studies (CFPS) from 2014 to 2022, it systematically analyzes the impact of digital literacy on household income mobility using the ordered Probit model with a longitudinally tracked household sample, and investigates the mechanisms and heterogeneity. The findings are as follows. First, digital literacy facilitates the upward household income mobility. After a series of robustness tests, the conclusion is still valid. In addition, different dimensions of digital literacy can improve household income mobility, with digital application scenarios exhibiting a more positive effect. In particular, digital literacy can effectively promote the upward mobility of low-income households. Second, digital literacy drives household upward mobility through two paths: the empowerment effect, which fosters the accumulation of human capital and social capital, and the allocation effect, which facilitates non-farm employment and financial market investment. Third, the positive impact of digital literacy on household income mobility is prominent in rural areas, economically underdeveloped areas, and areas with digital economic potential, as well as among middle-aged, elderly, and less-educated households.

The marginal contributions are threefold. First, this paper expands the scope of human capital to encompass digital literacy within the context of the digital economy, thereby enriching theoretical research on human capital. Second, returning to the intrinsic definition of income mobility, this paper focuses on the intertemporal changes in household income brackets and systematically elucidates the theoretical linkage between digital literacy and household income mobility. Third, the diversified empirical tests further strengthen the logical coherence of the core findings and provide policy insights for enhancing upward mobility channels and advancing common prosperity in the digital economy era.

Based on empirical research, this paper proposes policy suggestions, including improving households' digital literacy, strengthening the capital-accumulation and resource-allocation functions, and designing region- and group-specific strategies, to promote coordinated development of regions and common prosperity.

Keywords: digital literacy; income mobility; income distribution; common prosperity; empowerment effect; allocation effect

责任编辑:周 斌