

数字普惠金融对城乡居民收入的异质性影响

周才云, 邓阳

(华东交通大学 经济管理学院, 江西 南昌 330013)

摘要:针对数字普惠金融能否有效提高中国城乡居民收入和幸福感的问题,利用“北京大学数字普惠金融指数”(第二期)2011—2018年31个省市区的面板数据,以省级互联网普及率作为工具变量,实证分析了数字普惠金融对城乡居民收入的异质性影响及其中介效应。研究认为,数字普惠金融能够显著提高中国城乡居民收入,且对农村居民收入的提升效果大于城镇居民,数字普惠金融通过经济发展和促进就业间接提高了城乡居民收入,地区发展差异、城镇化发展水平在其中发挥着异质性作用。因此,需要加快欠发达地区的数字基础设施建设,提高数字普惠金融的利用效率;引导数字普惠金融更好地为实体经济提供支持和服务,运用互联网平台带动创业、增加就业;加大对欠发达地区居民金融知识、金融素养的培训,充分发挥数字普惠金融的提升效应;进一步创新和健全金融监管体制机制,完善金融法律法规体系,为数字普惠金融的可持续发展提供良好的发展环境和制度保障。

关键词:数字普惠金融;数字技术;数字经济;城乡居民收入;普惠金融;数字基础设施;金融监管

中图分类号:F49;F832;F124.7 文献标志码:A 文章编号:1671-6248(2022)02-0045-12

Heterogeneous influence of digital inclusive finance on the income of urban and rural residents

ZHOU Caiyun, DENG Yang

(School of Economics and Management, East China Jiaotong University,
Nanchang 330013, Jiangxi, China)

Abstract: On account of whether digital inclusive finance can effectively improve the income and happiness of China's urban and rural residents, this paper selects the Internet penetration rate at the

收稿日期:2021-09-13

基金项目:国家社会科学基金项目(19BTJ048)

作者简介:周才云(1980-),男,江西九江人,教授,经济学博士。

provincial level as the instrumental variable, and empirically analyzes the heterogenous influence and intermediary effect of digital inclusive finance on the income of urban and rural residents, on the basis of China's panel data of 31 provinces, autonomous regions and municipalities directly under the central government of the second phase of the "Beijing University Digital Inclusive Financial Index" in 2011 – 2018. The results show that digital inclusive finance can significantly improve the income of urban and rural residents in China, and the enhancing effect of digital inclusive finance on the income of rural residents is greater than on that of urban residents. Digital inclusive finance indirectly increases the income of urban and rural residents through economic development and employment promotion. Regional development disparities and urbanization development level play a heterogeneous role in the impact of digital inclusive finance on the income of urban and rural residents. Therefore, it is necessary to accelerate the construction of digital infrastructure in less developed areas and improve the utilization efficiency of digital inclusive finance; to guide digital inclusive finance to better support and serve the real economy, and use Internet platforms to boost entrepreneurship and employment; to increase the cultivation and support of financial knowledge and financial literacy in less developed areas, and give full play to the promotion effect of digital inclusive finance; to further innovate and improve the financial regulatory system and mechanism, improve the financial laws and regulations system, and provide a sound development environment and institutional guarantee for the sustainable development of digital inclusive finance.

Key words: digital inclusive finance; digital technology; digital economy; income of urban and rural residents; inclusive finance; digital infrastructure; financial regulation

近年来,数字普惠金融逐渐成为学术界关注的热点问题。2021年3月,《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》提出,要加快数字化发展,实现数字技术与经济金融、实体经济的深度融合。数字金融通过数字技术与金融服务相结合,创造了一种新的金融模式,以更低的成本在更广阔的范围提供综合性金融服务,激发了经济主体的活力,在一定程度上能够重塑现代经济的增长动力。相比于欧美国家数字技术运用在区块链、加密货币等金融领域,中国的数字技术广泛应用于解决普惠金融中的问题。2016年,由中国政府主持G20峰会起草的《二十国集团数字普惠金融高级原则》(以下简称《原则》)拟定了8项原则及66条行动建议,并作为共识性成果写入G20领导人杭州峰会公报,数字普惠金融的概念应运而生。数字普惠金融在助力金融精准扶贫^[1]、支持经济高质量发

展^[2]、缓解中小微企业融资难问题^[3]、增强金融体系服务实体经济的能力^[4]中发挥着重要作用。展望“十四五”时期,经济社会数字化转型步伐加快,数字技术在提高普惠金融服务覆盖面、精准度和商业可持续发展等方面将发挥更显著的作用。在这一背景下,充分发挥数字金融、互联网技术的优势,紧密结合普惠金融,探索数字普惠金融能否有效提高中国城乡居民收入、提升城乡居民幸福感具有重要的现实意义。

一、文献综述

以往文献关于数字普惠金融与居民收入的研究,主要集中在普惠金融与数字普惠金融的发展现状,普惠金融、数字普惠金融与城乡收入差距,普惠金融和数字普惠金融对居民收入的影响等3个

方面。

第一,在普惠金融与数字普惠金融的发展现状研究上,在普惠金融的概念研究中,国内学者尹志超等^[5]从使用程度、满意程度、渗透程度和便利程度 4 个方面构建了中国家庭普惠金融指标体系;勾东宁等^[6]从普惠金融发展的角度出发,研究发现经济实力、人口因素、地理位置是影响普惠金融发展程度的主要因素。第二,随着 2016 年 G20 杭州峰会通过《原则》,学者们的研究转向数字普惠金融,牛余斌^[7]研究显示,将数字技术与普惠金融对接,发展数字普惠金融,有利于普惠金融的可持续性发展;李牧辰等^[8]则更直白地指出数字普惠金融的实质:金融是本质、普惠是特征、数字是手段。第三,在普惠金融与城乡收入差距的研究中,国外学者 CORRADO et al.^[9]、DAI-WON et al.^[10] 研究认为,普惠金融能够减少融资成本、缩小城乡收入差距、缓解贫困;国内学者李建军等^[11]分析认为,普惠金融发展有利于缩小城乡收入差距。然而,也有一些学者认为普惠金融扩大了城乡收入差距。如王伟等^[12]认为发展欠缺的普惠金融可能会加剧资金外流,进而扩大城乡收入差距;殷贺等^[13]研究认为,中国数字普惠金融发展尚未影响本地城乡收入差距。由此可见,学术界在普惠金融是否有利于缩小城乡收入差距的观点仍存在分歧。第四,在数字普惠金融与城乡收入差距的研究中,目前大部分学者认为数字普惠金融有利于缩小城乡收入差距,如周利等^[14]认为数字普惠金融带来的是城乡收入差距缩小的“数字红利”;同时,宋晓玲^[15]研究发现,数字普惠金融对缩小城乡居民收入差距有显著的正向作用,梁双陆等^[16]亦证明了此结论。第五,还有一些学者认为数字普惠金融缩小城乡收入差距具有空间效应和地区差异。如耿良等^[17]研究得出,数字普惠金融能够更大程度地缩小城乡收入差距,而且在短期内能够改善周边地区的城乡收入差距;殷贺等^[13]发现数字普惠金融在东中部地区有缩小城乡收入差距的趋势,但在西部地区却不明显。第六,在普惠金融和数字普惠金融对居民收入的影响上,陈丹等^[18]研究显示,数字普惠金融的发展,节约了

融资成本,缓解了农村地区融资难的问题,对提高农民收入有显著的正向影响;王永仓等^[19]认为数字普惠金融促进了经济增长,从而提高了居民收入,但是未进行实证分析和稳健性检验;方观富等^[20]从就业层面研究了数字普惠金融,认为数字普惠金融很明显地增加了居民就业,从而增加了工作收入。

由此可见,在数字普惠金融与城乡居民收入研究上,学术界已经取得了一些成果,但是大多数研究集中在数字普惠金融助力提高农民收入和金融扶贫上,少有文献深入研究城乡居民收入。而且,尽管学者们认为数字普惠金融可以提高居民收入,但是未能进行深入的理论研究和稳健性检验来证明结论的可靠性。因此,本文借助北京大学数字金融研究中心联合蚂蚁金服集团编制的 31 个省市区 2011—2018 年的数字普惠金融指数(第二期),结合相关统计数据,实证分析了数字普惠金融对城乡居民收入的异质性影响,进一步研究数字普惠金融与城乡居民收入之间所涉及经济实力、就业水平的中介效应。

二、理论分析与研究假说

(一) 基于金融包容理论下数字普惠金融的门槛效应和减贫效应

金融包容理论认为在发展经济的同时,也要保护弱势群体的利益,最终实现社会和谐与稳定。就金融资源而言,管理部门应该进一步保障金融资源的合理配置,比如合理配置城镇和乡村的金融资源,使得农村地区的居民也能享受到金融服务,缩小城乡收入差距。因此,包容性增长不仅包括消除贫困,也包括实现经济发展,使得所有人都能够从经济发展中受益。数字普惠金融是普惠金融的深度发展,是创新金融服务的重要途径,是有效实现金融促进乡村振兴的重要手段^[21]。

数字普惠金融通过降低门槛效应、发挥减贫效应间接影响城乡居民收入。从降低门槛效应来看,一方面,数字普惠金融利用数字网络平台实现无实体金融服务,降低金融服务的边际成本;利用互联

网金融的平台经济、规模经济并通过信息技术进行金融产品创新,降低金融产品的获得成本和金融机构的运营成本。另一方面,数字技术创新了信贷服务,降低了信息不对称及信用中介成本,提升了信贷服务水平。数字普惠金融利用数字技术和互联网平台,将原本排除在金融体系之外并对金融服务有需求的群体纳入金融服务,在降低服务成本的同时也降低了服务门槛。从减贫效应来看,数字普惠金融的低成本特点,使得农村居民可以购买得起金融产品,获得金融支持的居民可以对消费和投资进行长期决策;同时,互联网金融的兴起与快速发展能够有效地引导农村金融市场的民间资本,从而合理分配资源,提高资源利用效率,增加居民收入。那么,数字普惠金融能否有效提高城乡居民收入,仍需进一步进行实证分析来检验。因此,本文提出第一个研究假说:

假说1:数字普惠金融能够提高城乡居民收入。

(二) 基于经济发展与就业水平的中介效应

众所周知,经济发展和居民就业是居民收入增加的两大途径。第一,良好的金融发展环境有利于经济增长。数字普惠金融拓宽了金融服务的平台,更加便捷了居民储蓄,能够提高居民收入,从而稳定消费以促进经济增长;同时,数字普惠金融的发展推进金融市场的成熟,居民、企业和政府将以更低的利率获得信贷支持,进行投资以促进经济增长;此外,数字普惠金融的发展降低了金融风险,提升了宏观经济抗风险能力,为实体经济技术创新、产品投资等创造了良好的经济环境,推动经济发展。王永仓等^[19]研究发现数字金融对经济发展有显著的正向作用,尤其在经济落后地区,数字金融对经济增长有后发优势。RUIXIN et al.^[21]认为金融发展促进了经济增长,为农民提供了就业机会,增加了收入。

第二,数字普惠金融促进就业的影响机制主要体现在以下两个方面:一方面,数字普惠金融利用数字技术和互联网平台拓宽了金融服务的渠道,降

低了金融服务的门槛和成本^[22-24],减轻了企业投融资成本,有利于企业提升生产力和扩大企业规模,从而促进了居民就业;另一方面,数字普惠金融通过促进城乡居民创业来提升就业水平。创新信贷服务是数字普惠金融影响创业的重要机制,数字普惠金融的发展缓解了信贷约束,更好地为居民和企业提供信贷支持,有利于居民创业和企业再创业。数字技术创新也是影响创业的重要机制,创新与创业是相辅相成、密不可分的,创新作为创业的手段与基础,为企业创业提供了不竭的发展动力,从而增加了企业的创业机会。方观富等^[20]认为数字普惠金融对居民就业有显著的促进作用,增加了居民工作收入,尤其对城市地区的就业水平有显著的提升作用。因此,数字普惠金融与城乡居民收入的关系是否对经济发展和就业水平发挥着间接影响呢?基于此,本文提出了第二个假说:

假说2:数字普惠金融通过经济发展和就业水平间接提高城乡居民收入。

(三) 数字普惠金融对城乡居民收入影响的异质性分析

近年来,在数字普惠金融快速发展的同时,中国数字普惠金融存在一定程度的地区发展不平衡问题。2021年中国数字普惠金融发展报告指出,中国数字普惠金融指数总体呈现由东向西的递减趋势,东部地区发展较好,中西部地区则整体发展较为落后,但差距逐渐缩小,呈现收敛性特征。同时,各地区经济实力、城镇化水平是影响数字普惠金融发展的重要因素,经济落后地区,农村人口多、城镇化水平低的区域,居民对数字金融的了解少,对数字金融的排斥相对更大^[6],不利于数字普惠金融的发展,在数字普惠金融对居民收入的影响中有限制作用。因此,在数字普惠金融对城乡居民收入的影响中,地区发展差异、城镇化发展程度等是否会产生异质性作用?基于此,本文提出第三个假说:

假说3:地区发展差异、城镇化发展水平在数字普惠金融对城乡居民收入的影响中发挥着异质性作用。

三、数据和模型

(一)数据来源

本文选取 2011—2018 年中国 31 个省市 8 个年度的面板数据。其中,数字普惠金融总指数来源于“北京大学数字普惠金融指数”(第二期)2011—2018 年的数据,该指数描述了中国不同地区数字普惠金融的发展现状;城乡居民人均可支配收入、经济发展、就业水平、税收、城镇化率、产业结构、教育水平、国内生产总值等相关数据来源于 Wind 数据库、中国统计年鉴、地方统计年鉴等。

(二)变量选取

(1)被解释变量:城乡居民人均可支配收入。具体包括:省级层面城镇居民人均可支配收入、农村居民人均可支配收入两方面,并作对数处理。

(2)核心解释变量:数字普惠金融总指数。本文利用“北京大学数字普惠金融指数”中 2011—2018 年数字普惠金融总指数来衡量中国 31 个省、自治区与直辖市数字普惠金融的发展水平。

(3)中介变量:本文利用 31 个省、自治区、直辖市的国内生产总值(GDP)来衡量各省级的经济发展实力,并取其对数;同时,本文选择各地区就业率来衡量地区就业水平,其中就业率为就业人数与劳动力人口的比值。

(4)控制变量:本文选取了税收比重、城镇化率、产业结构、教育水平、人口老龄化等控制变量。同时,为了验证结论的稳健性,本文还选取了互联网普及率和城镇居民人均消费支出作为工具变量。其中,税收比重用地区税收收入比地区生产总值得出,城镇化率用城镇人口占总人口的比重来衡量,产业结构用地区第二、三产业生产总值比地区生产总值衡量,教育水平用高等学校招生数衡量,人口老龄化由老年人抚养比表示。互联网普及率来源于中国互联网络信息中心公布的 2011—2016 年各省级互联网普及率。各研究变量含义和构造方法见表 1。

表 1 研究变量含义及构造方法

变量	变量名称	变量含义	构造方法
被解释变量	UPCDI	城镇居民人均可支配收入	取城镇居民人均可支配收入的对数
	RPCDI	农村居民人均可支配收入	取农村居民人均可支配收入的对数
解释变量	IFI	数字普惠金融总指数	北京大学数字普惠金融指数(第二期)
控制变量	TAX	税收比重	地区税收收入/地区生产总值
	URBAN	城镇化率	城镇人口数/总人口数
	IS	产业结构	第二、三产业生产总值/地区生产总值
	EDUC	教育水平	高等学校招生数的对数
	AGE	人口老龄化	老年人抚养比
中介变量	GDP	经济发展实力	地区生产总值的对数
	JOB	就业水平	就业人数/劳动力人口数
工具变量	CONSUMU	城镇居民人均消费支出	城镇居民人均消费支出的对数
	CONSUMC	农村居民人均消费支出	农村居民人均消费支出的对数
	NET	互联网普及率	2011—2016 年各省互联网普及率

(三)描述性统计

表 2 是本文主要变量的描述性统计,城镇人均可支配收入、农村人均可支配收入是本文的被解释变量,用于反映城乡居民收入水平;数字普惠金融总指数是本文的核心解释变量;为了研究数字普惠金融与城乡居民收入之间所涉及经济实力和就业水平的中介效应,本文选取地区生产总值、就业率衡量经济实力和就业水平作为中介变量,并取 GDP、就业率与数字普惠金融总指数的交互项;为了检验稳健性,本文选择了城镇居民人均消费支出、农村居民人均消费支出、互联网普及率作为工具变量。同时,为了减少异方差问题,使用了城乡居民收入对数、受教育程度的对数、地区生产总值的对数、城乡居民人均消费支出的对数。从表 2 我们可以看出,本研究观测值为 248.000 个,城镇人均可支配收入均值为 10.250,大于农村人均可支配收入 9.292,这也反映了中国城乡收入存在一定差距;数字普惠金融总指数的均值为 187.200,标准差为 85.080,在 16.220 到 377.700 之间波动,波动幅度

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
城镇人均可支配收入的对数	248.000	10.250	0.366	9.615	12.820
农村人均可支配收入的对数	248.000	9.292	0.431	8.271	11.500
数字普惠金融总指数	248.000	187.200	85.080	16.220	377.700
税收比重	248.000	9.812	8.130	0.000	40.260
城镇化率	248.000	56.130	13.250	22.710	89.600
产业结构	248.000	90.150	5.033	73.800	99.700
教育水平	248.000	12.060	0.938	9.083	13.340
人口老龄化	248.000	19.130	89.430	6.710	1421.000
地区生产总值的对数	248.000	9.711	1.009	6.407	11.490
GDP 与总指数交互	248.000	1844.000	902.700	103.900	3926.000
就业水平	244.000	80.690	12.130	43.250	118.300
就业与总指数交互	244.000	15260.000	7775.000	1189.000	37392.000
城镇居民人均消费支出的对数	248.000	9.858	0.284	9.249	10.740
农村居民人均消费支出的对数	248.000	9.032	0.386	7.916	9.913
互联网普及率	186.000	46.880	12.460	24.200	77.800

较大,这说明中国地区间数字普惠金融发展不平衡。税收比重的均值为 9.812,标准差为 8.130,说明中国税收收入占国内生产总值的比重较小,且地区间税收差距较为明显;城镇化率的均值为56.130,标准差为13.250,这说明相对于发达国家,中国城镇化水平仍然可以继续提高,且地区间发展不平衡;产业结构的均值为90.150,说明中国第二、三产业在国内生产总值中占比较高;人口老龄化的均值为19.130,标准差为89.430,这说明相对于发达国家,中国人口老龄化仍然可控,但地区之间差距明显。城镇居民人均消费支出均值高于农村居民人均消费支出,这也反映了中国城乡收入差距的现状;互联网普及率的均值为 46.880,标准差为12.460,这说明中国互联网普及程度目前不高,且地区间普及程度不均衡。上述描述性统计结果显示,各变量均有较大的变动幅度,适合作回归分析。

图 1 反映的是数字普惠金融总指数分别与城镇居民收入和农村居民收入的拟合关系,由图 1 可知,

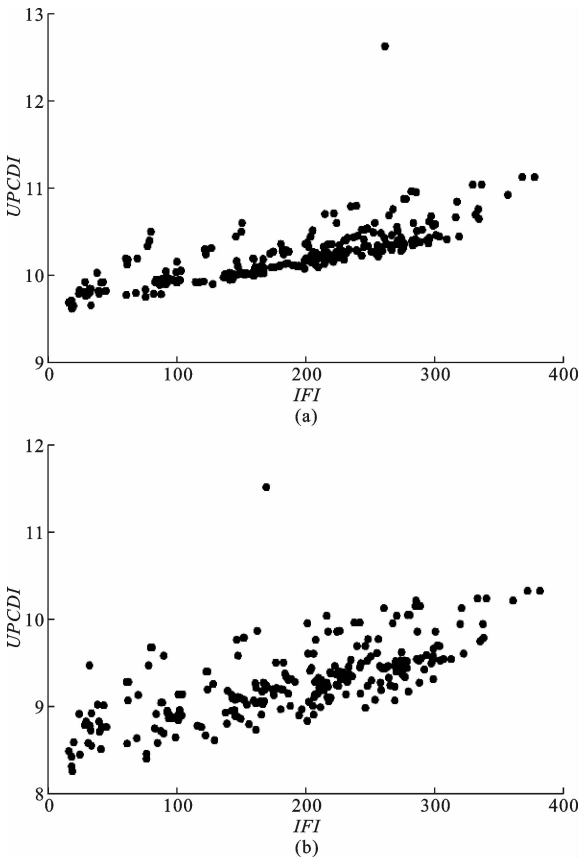


图 1 数字普惠金融总指数与城乡居民收入的散点图
数字普惠金融总指数与城乡居民收入呈现正向相关关系特征。

(四) 模型构建

本文研究数字普惠金融对城乡居民收入的异质性影响,并分析了数字普惠金融与城乡居民收入之间所涉及经济实力和就业水平的中介效应。具体步骤如下:第一,用被解释变量对解释变量作回归;第二,用中介变量对被解释变量作回归;第三,用被解释变量对解释变量与中介变量的交互项作回归。另外,为了验证结论的稳健性,本文选取了互联网普及率、城乡居民人均消费支出分别作为核心解释变量数字普惠金融总指数和被解释变量城乡居民人均可支配收入的替代变量进行检验。模型设定如下

$$PCDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 IFI_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Inter_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 IFI_{it} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$PCDI_{it} = \theta_0 + \theta_1 Inter_{it} + \theta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中:被解释变量 $PCDI$ 表示城乡居民人均可支配收入, i 表示省份, t 表示年份;核心解释变量 IFI 表示数字普惠金融总指数; $Intervar$ 为中介变量,包括:经济发展实力(GDP)和就业水平(JOB); X 表示控制变量,包括:税收比重(TAX)、城镇化率($URBAN$)、产业结构(IS)、教育水平($EDUC$)、人口老龄化(AGE)。 β_0 、 α_0 、 θ_0 为回归方程的截距; β_1 表示核心解释变量 IFI 对被解释变量 $PCDI$ 的影响程度, α_1 表示核心解释变量 IFI 对中介变量 $Intervar$ 的影响程度, θ_1 表示中介变量 $Inter$ 对被解释变量 $PCDI$ 的影响程度; β_2 、 α_2 、 θ_2 为控制变量与解释变量的相关系数; ε_{it} 为误差。

四、实证分析

(一) 实证分析方法检验

本文实证分析选取的是 2011—2018 年全国 31 个省市区的面板数据,由于个别变量缺失数值,因此属于非平衡面板。对于固定效应模型而言,计量经济学相关理论认为非平衡面板数据不影响计算离差形式的组内估计量;对于随机效应模型,需要进行广义离差变换改变策略,相关程序可由 stata 软件完成。因此,为体现实证方法的差异和结论的稳健性,应同时使用固定效应和随机效应,并且利用豪斯曼检验选取最有效的估计模型。

进行模型检验后,结果显示在城乡居民收入与数字普惠金融的估计中 P 值为 0.000 1,小于 1% 的显著性水平,因此,选择固定效应模型更合适;在城镇居民收入与数字普惠金融的估计中, P 值为 0.034 7,在 1% 和 10% 的显著性水平之间,因此,选择随机效应模型更合适;在农村居民收入与数字普惠金融的估计中 P 值为 0.129 6,大于 10% 的显著性水平,因此,选择随机效应模型更合适。

(二) 数字普惠金融对城乡居民收入的影响研究

表 3 回归结果显示,数字普惠金融总指数对城镇居民收入和农村居民收入的影响显著为正(系数

分别为 0.002 5,0.002 7; $P < 0.010 0$),这说明在其他条件控制不变的情况下,数字普惠金融提高了中国城乡居民收入。其原因可能在于:大数据与普惠金融相结合形成的数字普惠金融降低了金融服务成本,拓宽了金融服务平台,提升了金融服务水平^[18],为人民生产、生活提供了便利,对提高居民收入有积极作用。进一步分析发现,数字普惠金融对农村居民收入的影响程度略高于城镇居民($0.002 7 > 0.002 5$),这说明数字普惠金融更有利于帮助农村居民获得信贷支持,提高农村居民收入。其原因可能在于农村居民相对于城镇居民获得金融服务和信贷支持力度更小,而数字普惠金融利用数字技术推动普惠金融发展,助力于金融减贫、乡村振兴,使得农村居民更能获得金融服务,降低了农村居民资金流动性的约束,更有利于提升农村居民收入。此外,从表 3 可以看出,税收比重、城镇化率、产业结构、教育水平等均对城乡居民收入有正向影响。相关研究也得出过类似结论,如陶源^[25]发现城镇化对城乡劳动性收入有显著正向影响,冯涛等^[26]认为产业结构优化及高级化有助于提高城乡居民收入,樊增增^[27]研究认为受教育水平越高的家庭收入水平越高。

表 3 数字普惠金融对城乡居民收入的影响研究

解释变量	城镇居民收入	农村居民收入
数字普惠金融总指数	0.002 50*** (0.000 20)	0.002 70*** (0.000 20)
税收比重	0.006 40*** (0.002 26)	0.005 10** (0.002 36)
城镇化率	0.006 50*** (0.001 80)	0.010 50*** (0.001 90)
产业结构	0.008 10** (0.004 00)	0.010 40** (0.004 10)
教育水平	0.016 50 (0.017 10)	0.068 30*** (0.017 90)
人口老龄化	-7.23×10^5 (0.000 20)	-3.24×10^5 (0.000 20)
常数项	8.429 00*** (0.356 00)	6.401 00*** (0.373 00)
观测值	248.000 00	248.000 00
R ²	0.641 00	0.717 00

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著,括号中为标准误。

(三) 稳健性检验

1. 替换解释变量

为了验证上文结论的稳健性,我们参照方观富等^[20]的方法,选择互联网普及率作为数字普惠金融的工具变量,在控制税收比重、城镇化率、产业结构、教育水平等变量后,互联网普及率和居民收入之间不存在直接的关联关系,实证结论如表4所示。

表4 稳健性检验

解释变量	城镇居民收入	农村居民收入
互联网普及率	0.016 5 *** (0.002 3)	0.023 6 *** (0.002 9)
税收比例	0.004 4 (0.002 8)	0.003 6 (0.003 6)
城镇化率	0.000 3 (0.002 5)	-0.000 5 (0.003 2)
产业结构	0.005 0 (0.004 3)	0.001 4 (0.005 5)
教育水平	-0.002 5 (0.021 8)	0.091 4 *** (0.027 9)
人口老龄化	0.031 3 *** (0.006 9)	0.021 6 ** (0.008 8)
常数项	8.505 0 *** (0.381 0)	6.575 0 *** (0.489 0)
观测值	186.000 0	186.000 0
R ²	0.627 0	0.633 0

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著,括号中为标准误。

由表4可知,在使用互联网普及率作为工具变量控制内生性后,互联网普及率对城镇居民收入、农村居民收入有显著的正向影响(系数分别为0.016 5,0.023 6;P<0.010 0);同时,农村居民收入的边际系数大于城镇居民收入(0.023 6>0.016 5);此外,其他控制变量的系数基本与上文保持一致。这与上文结论吻合,验证了上文结论的稳健性。

2. 改变被解释变量

江红莉等^[28]研究发现,数字普惠金融能够显著提升居民消费水平,优化居民消费结构,而理论上也认为居民收入与居民消费支出又有显著的正向关系,因此本文将居民消费水平作为被解释变量居民收入的替换变量,进一步验证上文结论的稳健性,进行实证分析得出结果如表5所示。

表5 回归结果显示,在控制相关变量后,数字普

表5 稳健性检验

解释变量	城镇居民消费	农村居民消费
数字普惠金融总指数	0.002 2 *** (7.77 × 10 ⁵)	0.003 0 *** (0.000 2)
税收比例	0.004 3 *** (0.000 9)	-0.002 2 * (0.001 3)
城镇化率	0.007 9 *** (0.000 7)	0.013 1 *** (0.000 9)
产业结构	0.007 2 *** (0.001 6)	0.006 2 *** (0.001 9)
教育水平	-0.009 2 (0.006 8)	0.013 5 (0.008 6)
人口老龄化	-0.000 1 * (6.28 × 10 ⁵)	-3.27 × 10 ⁵ (7.89 × 10 ⁵)
常数项	8.436 0 *** (0.141 0)	7.043 0 *** (0.176 0)
观测值	248.000 0	248.000 0
R ²	0.907 0	0.916 0

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著,括号中为标准误。

惠金融对城镇居民消费、农村居民消费均成显著的正相关关系(系数分别为0.002 2,0.003 0;P<0.010 0),这说明数字普惠金融有助于促进城乡居民消费;同时,数字普惠金融对农村居民消费的影响程度略高于城镇居民消费(0.003 0>0.002 2)。进一步分析发现其他控制变量的系数方向也具有合理性。因此,该研究结果进一步证明了上文基本结论的合理性。

(四) 中介效应机制分析

1. 数字普惠金融与城乡居民收入——基于经济发展的中介效应分析

本文在研究数字普惠金融与城乡居民收入的基础上,进一步分析基于经济发展的中介效应。首先分析数字普惠金融与经济发展的关系,接着分析了经济发展与数字普惠金融总指数交互项对城镇居民收入和农村居民收入的影响。回归结果如表6所示,数字普惠金融总指数对经济发展有显著正向影响(0.001 1,0.001 1;P<0.010 0),即数字普惠金融对经济发展有明显的促进作用;进一步分析发现,经济发展与数字普惠金融总指数交互项对城镇居民收入和农村居民收入有显著正向影响(0.000 3,0.000 3;P<0.010 0),即数字普惠金融通过促进经

表 6 基于经济发展的中介效应分析

解释变量	经济发展	城镇居民收入	经济发展	农村居民收入
数字普惠金融总指数	0.001 1 *** (0.000 3)		0.001 1 *** (0.000 3)	
GDP 与总指数交互		0.000 3 *** (1.96 × 10 ⁵)		0.000 3 *** (2.06 × 10 ⁵)
税收比重	-0.006 9 ** (0.003 1)	0.006 7 *** (0.002 3)	-0.006 9 ** (0.003 1)	0.005 4 ** (0.002 4)
城镇化率	0.010 5 *** (0.002 4)	0.006 3 *** (0.001 8)	0.0105 *** (0.002 4)	0.010 3 *** (0.001 9)
产业结构	0.024 5 *** (0.005 3)	0.006 0 (0.004 0)	0.024 5 *** (0.005 3)	0.008 2 ** (0.004 1)
教育水平	0.904 0 *** (0.023 1)	-0.022 2 (0.017 0)	0.904 0 *** (0.023 1)	0.027 4 (0.017 8)
人口老龄化	-0.000 3 (0.000 2)	-5.79 × 10 ⁵ (0.000 2)	-0.000 3 (0.000 2)	-1.68 × 10 ⁵ (0.000 2)
常数项	-4.118 0 *** (0.481 0)	9.094 0 *** (0.358 0)	-4.118 0 *** (0.481 0)	7.105 0 *** (0.375 0)
观测值	248.000 0	248.000 0	248.000 0	248.000 0
R ²	0.914 0	0.642 0	0.914 0	0.717 0

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著,括号中为标准误。

济发展间接地提升城乡居民收入。

2. 数字普惠金融与城乡居民收入——基于就业水平的中介效应分析

我们在研究数字普惠金融与城乡居民收入的基础上,进一步分析基于就业水平的中介效应。按照上文的方法,需要探讨数字普惠金融与就业水平的关系,接着分析就业水平与数字普惠金融总指数交互项对城镇居民收入和农村居民收入的影响。回归结果如表 7 所示,数字普惠金融总指数对就业水平有显著的正向影响(0.056 8, 0.056 8; P < 0.010 0),即数字普惠金融对就业水平有明显的促进作用;进一步分析发现,就业水平与数字普惠金融总指数交互项对城镇居民收入和农村居民收入有显著的正向影响(2.67 × 10⁵, 2.76 × 10⁵; P < 0.010 0),即数字普惠金融通过促进就业间接地提升城乡居民收入。

(五) 异质性分析

1. 按地区分组考察数字普惠金融对城乡居民收入的异质性影响

考虑到地区发展差异,我们进一步考察数字普惠金融对城镇居民收入、农村居民收入影响的地区

表 7 基于就业水平的中介效应分析

解释变量	就业水平	城镇居民收入	就业水平	农村居民收入
数字普惠金融总指数	0.056 8 *** (0.008 9)		0.056 8 *** (0.008 9)	
就业与总指数交互		2.67 × 10 ⁵ *** (1.63 × 10 ⁶)		2.76 × 10 ⁵ *** (2.22 × 10 ⁶)
税收比重	-0.056 5 (0.102 0)	0.007 7 *** (0.001 8)	-0.056 5 (0.102 0)	0.005 4 ** (0.002 4)
城镇化率	-0.698 0 *** (0.079 4)	0.008 5 *** (0.001 3)	-0.698 0 *** (0.079 4)	0.014 4 *** (0.001 8)
产业结构	0.833 0 *** (0.178 0)	0.002 7 (0.003 1)	0.833 *** (0.178 0)	0.006 1 (0.004 3)
教育水平	2.086 0 *** (0.764 0)	0.019 4 (0.013 3)	2.086 0 *** (0.764 0)	0.060 2 *** (0.018 1)
人口老龄化	-0.003 3 (0.007 1)	-4.91 × 10 ⁵ (0.000 1)	-0.003 3 (0.007 1)	-5.05 × 10 ⁶ (0.000 2)
常数项	9.609 0 (16.130 0)	8.795 0 *** (0.282 0)	9.609 0 (16.130 0)	6.733 0 *** (0.384 0)
观测值	244.000 0	244.000 0	244.000 0	244.000 0
R ²	0.348 0	0.731 0	0.348 0	0.713 0

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著,括号中为标准误。

差异。本文将样本按中国地域划分为东部、中部和西部,进行异质性分析得出结果如表 8 所示。

(1)数字普惠金融对城镇居民收入的异质性影响。表 8 回归结果显示,数字普惠金融对东部、中部和西部地区城镇居民收入的影响均显著为正(系数分别为0.002 2, 0.002 7, 0.002 9; P < 0.010 0),并

表 8 数字普惠金融对城乡居民收入的影响——地区分组

解释变量	城镇居民收入			农村居民收入		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
数字普惠金融总指数	0.002 2 *** (0.000 5)	0.002 7 *** (0.000 1)	0.002 9 *** (0.000 4)	0.003 3 *** (0.000 3)	0.002 4 *** (0.000 7)	0.003 0 *** (0.000 2)
税收比重	0.001 3 (0.003 9)	0.001 4 (0.002 0)	0.003 1 (0.006 8)	0.012 7 *** (0.002 6)	0.005 1 (0.013 7)	0.003 6 (0.003 0)
城镇化率	0.002 5 (0.008 4)	-0.010 5 *** (0.002 0)	0.004 3 (0.004 5)	-0.028 5 *** (0.005 6)	0.012 0 (0.013 5)	0.009 2 *** (0.001 9)
产业结构	0.025 7 * (0.015 4)	8.86 × 10 ⁵ (0.001 5)	-0.009 4 (0.012 4)	0.062 6 *** (0.010 3)	0.019 2 * (0.010 1)	-0.006 1 (0.005 4)
教育水平	-0.093 2 (0.092 5)	0.018 7 (0.014 6)	0.020 7 (0.048 1)	-0.229 *** (0.062 2)	-0.063 3 (0.097 1)	-0.037 6 * (0.021 0)
人口老龄化	0.001 7 (0.010 8)	-4.38 × 10 ⁶ (3.31 × 10 ⁵)	-0.006 6 (0.013 2)	0.005 2 (0.007 3)	-3.29 × 10 ⁵ (0.000 2)	0.008 8 (0.005 8)
常数项	8.544 0 *** (0.570 0)	9.946 0 *** (0.180 0)	10.080 0 *** (1.316 0)	7.628 0 *** (0.383 0)	7.259 0 *** (1.200 0)	8.869 0 *** (0.575 0)
R ²	0.613 0	0.957 0	0.507 0	0.781 0	0.433 0	0.880 0

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著,括号中为标准误。

且影响程度为西部最大(0.002 9),中部次之(0.002 7),东部最小(0.002 2),这与上文结论相反。其原因可能在于:虽然中西部地区经济与传统金融发展水平没有东部地区高,但随着互联网数字技术的普及并与普惠金融结合助力于中西部经济金融开发,而随着中国城镇化水平的提高城镇居民又是互联网技术的最早受益者,因此数字普惠金融对中西部地区城镇居民收入的提升力度更大。

(2)数字普惠金融对农村居民收入的异质性影响。表8回归结果显示,数字普惠金融对东部、中部和西部地区农村居民收入的影响均显著为正(系数分别为0.003 3,0.002 4,0.003 0; $P < 0.010\ 0$),此结论与上文一致,但影响程度为东部最大(0.003 3),西部次之(0.003 0),中部最小(0.002 4)。可能的解释是:东部位于沿海地区,农村地区较中西部发展更好,随着数字普惠金融的发展,为农村居民创业就业提供了融资平台,加上沿海地区进出口贸易发展迅速,带动了农村“创业热”,增加了农村居民收入;普惠金融为支持西部经济发展,大力发展西部实体经济,尤其是助力西部农村地区乡村振兴,数字普惠金融提供的互联网平台为农村居民创业提供了渠道,提升了西部农村地区居民收入。

2. 按城镇化水平分组考察数字普惠金融对城乡居民收入的异质性影响

随着中国城镇化的不断推进,数字普惠金融助力于提高城乡居民收入。考虑到城镇化水平不同,城乡收入水平也有显著差距。因此本文按城镇化水平分组,将样本分为高城镇化组和低城镇化组,进行实证分析得到回归结果如表9。

(1)数字普惠金融对城镇居民收入的异质性影响。表9回归结果显示,数字普惠金融对高城镇化组和低城镇化组城镇居民收入的影响均显著(系数分别为0.002 6,0.002 5; $P < 0.010\ 0$),但数字普惠金融对高城镇化组城镇居民收入的影响程度大于低城镇化组(0.002 6 $>$ 0.002 5)。可能的解释在于:城乡金融结构使得城镇居民受益程度远大于农村居民。在城乡金融结构下,农村金融扶持力度薄

表9 数字普惠金融对城镇居民收入的影响——

按城镇化水平分组

解释变量	城镇居民收入		农村居民收入	
	高城镇化	低城镇化	高城镇化	低城镇化
数字普惠金融总指数	0.002 6*** (0.000 2)	0.002 5*** (0.000 2)	0.002 7*** (0.000 3)	0.002 7*** (0.000 3)
税收比重	0.005 5*** (0.001 7)	0.002 5 (0.004 2)	0.004 8** (0.002 3)	0.007 0 (0.006 1)
城镇化率	-0.001 1 (0.003 4)	0.000 4 (0.002 3)	0.000 8 (0.004 6)	0.011 2*** (0.003 2)
产业结构	0.026 6*** (0.007 6)	0.001 1 (0.003 8)	0.036 8*** (0.010 3)	0.009 3* (0.005 2)
教育水平	0.005 7 (0.031 0)	0.024 2 (0.016 2)	-0.002 0 (0.042 2)	0.071 4*** (0.022 7)
人口老龄化	-0.004 6 (0.004 2)	-3.00×10 ⁵ (0.000 1)	0.000 3 (0.005 7)	-3.13×10 ⁵ (0.000 2)
常数项	7.395 0*** (0.536 0)	9.269 0*** (0.404 0)	5.440 0*** (0.730 0)	6.400 0*** (0.566 0)
观测值	74	174	74	174
R ²	0.852	0.553	0.813	0.535

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号中为标准误。

弱,正规金融发展扩大了城乡收入差距,金融自由化也主要增加了高收入人群的投资机会,降低了农村居民从正规金融的信贷获得,使农村金融机会减少^[8]。同时,城镇化发展程度越高,以移动支付、互联网平台等的金融基础设施和服务越完善,为广大居民投资理财提供了便利,能更大程度提高收入。

(2)数字普惠金融对农村居民收入的异质性影响。表9回归结果显示,数字普惠金融对高城镇化组和低城镇化组农村居民收入的影响均显著,且系数均为0.002 7(在1%的显著性水平上),这说明数字普惠金融在城镇化发展不同的农村地区对居民收入的影响没有显著差异。可能的原因在于:中国数字普惠金融助力于农村地脱贫力度大,对城镇化发展不同的地区均实现数字普惠金融乡村振兴的可获得性和精准性^[1]。

五、结论及建议

(一)研究结论

本文运用“北京大学数字普惠金融指数”第二

期 2011—2018 年中国 31 个省市区的的面板数据,选择省级互联网普及率作为数字普惠金融的工具变量,实证分析了数字普惠金融对城乡居民收入的异质性影响及其中介效应,并进行了稳健性检验,得出如下主要结论:

第一,数字普惠金融对城乡居民收入有显著的正向影响,即数字普惠金融能够显著提高中国城乡居民收入,且数字普惠金融对农村居民收入的提升效果大于城镇居民。

第二,经济发展和就业水平在数字普惠金融对城乡居民收入的异质性影响中发挥着中介效应,数字普惠金融通过经济发展和促进就业间接提高了中国城乡居民收入。

第三,地区发展差异、城镇化发展水平在数字普惠金融对城乡居民收入的影响中发挥着异质性作用。其中:(1)数字普惠金融对西部地区城镇居民收入的影响程度最大,对东部地区的影响程度最小;(2)数字普惠金融对东部地区农村居民收入的影响程度最大,对中部地区的影响程度最小;(3)数字普惠金融对高城镇化组居民收入和城镇居民收入的影响程度大于低城镇化组,但对农村居民收入没有明显的差异。

(二) 政策建议

1. 加快数字基础设施建设,促进数字普惠金融平衡发展

数字普惠金融是互联网技术、大数据平台在普惠金融领域的应用,而由于中国地区发展不平衡,数字普惠金融也呈现出区域差异。因此,要加快数字基础设施建设,尤其是欠发达地区的金融设施建设,促进数字普惠金融平衡发展。首先,要积极推动互联网、大数据、人工智能和普惠金融深度融合,促进数字普惠金融快速发展。其次,要完善各地区,尤其是中西部地区和农村地区金融网点建设,提高金融网点覆盖率,降低金融交易成本。最后,要强化数字金融知识教育培训和宣传,提高居民金融知识素养,进而提高数字普惠金融的利用效率。

2. 持续推进数字普惠金融发展,发挥促进经济发展和增加就业作用

本研究表明数字普惠金融可以通过促进经济发展和增加就业来提升城乡居民收入水平,因此要持续推进数字普惠金融发展,发挥促进经济发展和增加就业的作用。一方面,要加快金融资源尤其是可贷资金的供给,完善互联网平台,引导数字普惠金融更好地为实体经济提供支持和服务,以促进经济发展;另一方面,要大力引导数字普惠金融促进就业,运用互联网平台带动创业,增加就业机会,尤其是向偏远农村地区给予政策倾斜,以缓解就业难、创业难的问题。

3. 推进金融体制改革,完善金融法律法规

数字普惠金融的健康发展依托于稳健的金融体制和法律法规。因此,要进一步推进金融体制改革,完善金融法律法规,为数字普惠金融的持续发展提供良好的发展环境和制度保障。首先,中国数字普惠金融地区、城乡发展不平衡,要加大对偏远地区和农村地区教育、金融知识和金融素养的培育和支持,充分发挥数字普惠金融的提升效应;其次,互联网金融潜在的风险大,要创新和健全金融监管体制,实现互联网金融监管主体和被监管主体双向监管;最后,要加快推进金融监管立法,确保将“权力关进制度的笼子里”,使监管有法可依,提高监管权威性和有效性,防范系统性金融风险的发生。

六、结语

本文借助北京大学数字金融研究中心联合蚂蚁金服集团编制的 31 个省市区的 2011—2018 年的数字普惠金融指数(第二期),结合相关统计数据,实证分析了数字普惠金融对城乡居民收入的异质性影响,突出数字普惠金融影响城乡收入的不同机理和路径,并进一步研究数字普惠金融与城乡居民收入之间所涉及经济实力和就业水平的中介效应。笔者在研究角度和研究方法上具有新意,在能够检索到的范围内少有学者涉及,可见本研究在现阶段具有一定的现实意义。但仍存在一定的局限性:第

一,本文的数字普惠金融指数运用的是省级层面的数据,如果采用地市级数据更具有说服力;第二,中介变量经济发展和就业水平在某种程度上具有包含关系,并且就业水平选取的是城乡平均就业水平,未能分别论证城镇和农村的路径,因此仍需要进一步讨论其作用机制的效果;第三,异质性检验中的相关标准由于既有文献研究较少,理论支撑不够,后续会进一步加强在此角度的研究。

参考文献:

- [1] 关佳. 金融精准扶贫的数字普惠面向:核心动力与实现路径[J]. 现代经济探讨,2020(10):56-64.
- [2] 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(8):71-86.
- [3] 王馨. 互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究[J]. 金融研究,2015(9):128-139.
- [4] 丁志帆. 数字经济驱动经济高质量发展的机制研究:一个理论分析框架[J]. 现代经济探讨,2020(1):85-92.
- [5] 尹志超,彭嫦燕,里昂安吉拉. 中国家庭普惠金融的发展及影响[J]. 管理世界,2019(2):74-87.
- [6] 勾东宁,赵祯. 我国普惠金融发展水平的省际比较[J]. 统计与决策,2019(15):162-165.
- [7] 牛余斌. 中国数字普惠金融发展对贫困减缓的实证研究[D]. 济南:山东大学,2018.
- [8] 李牧辰,封思贤. 数字普惠金融与城乡收入差距——基于文献的分析[J]. 当代经济管理,2020(10):84-91.
- [9] CORRADO G, CORRADO L. Inclusive finance for inclusive growth and development[J]. Current opinion in environmental sustainability,2017,24(2):19-23.
- [10] DAI-WON K, JUNG-SUK Y, HASSAN M K. Financial inclusion and economic growth in OIC countries[J]. Research in international business and finance,2018,43(1):1-14.
- [11] 李建军,韩珣. 普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择[J]. 金融研究,2019(3):129-148.
- [12] 王伟,朱一鸣. 普惠金融与县域资金外流:减贫还是致贫——基于中国592个国家级贫困县的研究[J]. 经济理论与经济管理,2018(1):98-108.
- [13] 殷贺,江红莉,张财经,等. 数字普惠金融如何响应城乡收入差距?——基于空间溢出视角的实证检验[J]. 金融监管研究,2020(9):33-49.
- [14] 周利,冯大威,易行健. 数字普惠金融与城乡收入差距:“数字红利”还是“数字鸿沟”[J]. 经济学家,2020(5):99-108.
- [15] 宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]. 财经科学,2017(6):14-25.
- [16] 梁双陆,刘培培. 数字普惠金融、教育约束与城乡收入收敛效应[J]. 产经评论,2018(2):128-138.
- [17] 耿良,张馨月. 普惠金融非均衡发展影响因素研究——基于空间溢出视角的实证分析[J]. 华东经济管理,2019(5):108-115.
- [18] 陈丹,姚明明. 数字普惠金融对农村居民收入影响的实证分析[J]. 上海金融,2019(6):74-77.
- [19] 王永仓,温涛. 数字金融的经济增长效应及异质性研究[J]. 现代经济探讨,2020(11):56-69.
- [20] 方观富,许嘉怡. 数字普惠金融促进居民就业吗——来自中国家庭跟踪调查的证据[J]. 金融经济研究,2020(2):75-86.
- [21] RUIXIN Z, SAMI N. Financial development, inequality, and poverty:some international evidence[J]. International review of economics & finance,2019(61):1-16.
- [22] 吴晓求. 互联网金融:成长的逻辑[J]. 财贸经济,2015(2):5-15.
- [23] 谢平,邹传伟,刘海二. 互联网金融的基础理论[J]. 金融研究,2015(8):1-12.
- [24] 董玉峰,陈俊兴. 数字普惠金融减贫:理论逻辑、模式构建与推进路径[J]. 南方金融,2020(1):58-66.
- [25] 陶源. 城镇化与城乡劳动收入差距——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 经济问题探索,2020(8):87-96.
- [26] 冯涛,吴茂光,张美莎. 金融发展、产业结构与城乡收入差距——基于金融“脱实向虚”视角的分析[J]. 经济问题探索,2020(10):170-181.
- [27] 樊增增. 中国家庭收入不平等及其影响因素——基于分位数回归模型的实证[J]. 统计与决策,2020(19):60-64.
- [28] 江红莉,蒋鹏程. 数字普惠金融的居民消费水平提升和结构优化效应研究[J]. 现代财经,2020(10):18-32.

(责任编辑:王佳)