

文章编号:1671-4229(2021)02-0055-14

数字普惠金融对城乡居民收入分配的门槛效应研究

冯 锐, 郑伟钢, 刘 广

(广州大学 经济与统计学院, 广东 广州 510006)

摘要: 党的十九大强调用金融赋能社会城乡治理, 切实提升数字普惠金融服务水平, 在城乡居民金融发展权、改善民生、调节城乡收入分配方面发挥更重要的作用. 文章从理论上阐述了数字普惠金融发展对城乡居民收入分配的影响机理, 以2011-2018年我国省际面板数据为实证样本, 量化分析了数字普惠金融对我国城乡居民收入的影响, 结果表明, 数字普惠金融对城乡居民收入影响呈现显著的门槛特征. 进一步地, 数字普惠金融发展在基于金融服务数字化程度、金融服务覆盖广度和金融服务使用深度方面对城乡居民收入也存在门槛效应. 研究结论为贫困乡村地区优化数字普惠金融环境提供了依据, 并为切实缩小城乡居民收入差距提供可行性路径.

关键词: 数字普惠金融; 城乡居民收入; 门槛效应

中图分类号: F 832 文献标志码: A

Research on the threshold effect of digital inclusive finance on the income distribution of urban and rural residents

FENG Rui, ZHENG Wei-gang, LIU Guang

(School of Economics and Statistics, Guangzhou University, Guangzhou 510006, China)

Abstract: The 19th National Congress of the Communist Party of China emphasized the use of finance to empower social urban and rural governance, effectively improving the level of digital inclusive financial services, and playing a more important role in the financial development of urban and rural residents, improving people's livelihood, and regulating urban and rural income distribution. The article theoretically expounds the mechanism of the impact of the development of digital financial inclusion on the income distribution of urban and rural residents, and empirically uses China's inter-provincial panel data from 2011 to 2018 as empirical samples to quantify the impact of digital financial inclusion on the income of urban and rural residents in China. The article's research found that digital financial inclusion has a threshold effect on the income of urban and rural residents in China. Furthermore, the development of digital financial inclusion also has a threshold effect on the income of urban and rural residents based on the degree of digitalization of financial services, the breadth of financial service coverage, and the depth of financial service use. This discovery provides a basis for accelerating the construction of a digital inclusive financial development environment in poor rural areas and effectively reducing the income gap between urban and rural residents.

Key words: digital financial inclusion; income of urban and rural residents; threshold effect

十九大报告把提高城乡居民收入水平作为逐步实现全体人民共同富裕时代目标的重要内容.

城乡居民收入水平是人民最关心、最直接和最现实的利益问题, 全面提高城乡居民的收入水平和

基金项目: 国家社科基金青年资助项目(20CJY062)

作者简介: 冯锐(1986—), 男, 副教授, 博士. E-mail: fengrui0605@hotmail.com

引文格式: 冯锐, 郑伟钢, 刘广. 数字普惠金融对城乡居民收入分配的门槛效应研究[J]. 广州大学学报(自然科学版), 2021, 20(2): 55-68.

有效减小城乡居民收入差距是新时代坚持和发展中国特色社会主义基本方略的主要抓手,也是破解“不平衡、不充分”发展的重要关键。“十三五”时期至今,提高城乡居民收入水平已经取得了较大的成果,尤其是农村居民收入提前一年实现比2010年翻一番。但城乡居民收入差距趋势方面仍比较显著,由2015年的2.73:1调整到2019年的2.64:1。面对居民城乡收入的整体差距,在开启全面建设社会主义现代化国家征程之际,有效提高劳动生产率成为增加收入、缩小差距的根本手段。为发挥金融服务支持农村经济发展,更好地提升劳动生产率,2004年中央一号文件《关于促进农民增加收入若干政策的意见》提出将推动金融资源向“三农”倾斜作为深化农村改革和增添农村发展活力的一项重要举措;2015年国务院发布的《推进普惠金融发展规划》明确了发展普惠金融作为国家战略,强调深入推进农村金融体制改革,积极主动适应农村经济发展实际情况和农民金融诉求,不断创新农村金融改革;2019年中央一号文件再次突出强调构建银行类金融机构对“三农”的服务激励与约束机制,逐步形成覆盖各类农产品生产和交易的衍生类金融产品,打通金融服务“三农”的各个环节。

数字普惠金融强调乡村地区金融服务的可得性、价格合理性、便利性、安全性和全面性,而且通过构建多层次、广覆盖的农村金融服务体系,改善信息不对称视角下乡村地区金融服务对农村经济发展的信用错配、流动错配和期限错配的程度,从而有效实现农村居民收入提高,城乡居民收入差距缩小。从实践经验来看,我国城乡居民收入差距受制于我国城市化过程中金融资源的错配程度^[1-2]。例如,金融资源支持城市基础设施建设和非农产业项目对农村地区形成“挤出效应”,导致乡村地区居民无法获取可得性金融服务,显著降低了物质资本和人力资本的投融资能力,造成农村实体经济在“金融沙漠”中持续衰退^[3]。因此,立足于数字普惠金融的视角,研究城乡居民收入分配问题是重要且必要的。“十三五”以来,我国东部、中部和西部地区数字普惠金融发展水平呈现逐步上升趋势,为有效实现“十四五”农业农村现代化的重大突破,作为影响城乡居民收入分配的重要因素,数字普惠金融是否能够改善城乡居民收入差距?通过何种机制影响城乡居民收入分

配?在影响效应方面能够发挥多少?本文从数字普惠金融对提高居民收入分配具有门槛效应的角度研究上述问题,有助于政府更好地推动数字普惠金融高质量发展,以达到缩小城乡居民收入差距的目的。

1 文献综述

基于国内外相关文献梳理发现,主流观点认为金融发展与收入增长存在正相关关系,但对于金融发展与收入差距两者之间关系的观点存在较大分歧。从现有的研究结论来看,可以总结为以下三种观点。第一,有学者认为金融发展可以显著缩小收入差距。最具代表性的学者 Mckinnon^[4]和 Shaw^[5]基于金融深化角度论证了金融发展与收入差距之间的关系,得到金融深化能够显著缩小收入差距的结论。从全球经验来看,Dollar^[6]对92个国家的大样本数据进行研究分析后,认为普惠金融发展可以促进经济增长,有效降低贫困状况。此外,Bittencourt^[7]以巴西的城镇收入水平为样本数据,研究后得出结论:在低收入地域加强金融服务力度,扩大金融服务广度和提高金融服务水平,有利于提高低收入人群的生活质量,改善生活状态。除了国外学者的研究,国内学者张贺等^[8]基于中国省级面板数据证实了数字普惠金融能够缩小城乡居民收入差距。熊凯军等^[9]基于省际面板数据实证发现,普惠金融发展水平的提高显著缩小了城乡居民收入差距。第二,有学者保持金融发展程度对缩小收入差距有消极作用的观点。Xu等^[10]认为金融体系普遍存在“嫌贫爱富”的特征,这将导致金融发展水平的提高并不会收敛城乡居民收入差距。姚耀军^[11]发现金融发展与城乡居民收入差距之间具有正逆双向正相关格兰杰因果关系。刘金全等^[12]通过分步回归法引入中介变量,对普惠金融产生的间接及直接影响进行分析,发现普惠金融对缩小城乡居民收入差距有直接明显的负向效果,并且普惠金融对经济增长的促进作用明显大于缓解贫困状况的作用。吕雁琴等^[13]选取了我国30个省际面板数据,运用静态与动态面板进行实证分析,认为城乡消费差距与数字普惠金融指数存在显著的负相关关系。第三,有学者指出金融发展与居民收入差距存在显著非线性关系。乔海曙等^[14]基于我国县域金融截面数据进行实证分

析,结果表明,金融发展和收入不平等之间存在“倒U型”非线性关系.杜强等^[15]认为数字普惠金融对该区域减贫影响均呈“倒U型”关系.李建伟^[16]基于向量自回归模型(SVAR)空间滞后模型,研究发现普惠金融对城乡居民收入的影响在省域层面出现不一致的情况,存在着某种意义上的倒“U”型关系.

通过文献梳理可以看出,以往国内外学者针对数字普惠金融对城乡居民收入分配的影响均做了一定的研究,但仍存在以下不足:①数字普惠金融对城乡居民收入分配的理论机制研究.现有文献主要是通过量化方法直接进行数字普惠金融和城乡居民收入分配之间关系的经验分析,较少全面系统地剖析两者的整体机制和具体路径.②普惠金融对城乡居民收入分配的非线性效应研究.现有研究主要运用面板分析方法分析数字普惠金融对城乡居民收入分配的线性效应,虽然部分学者也考察了二者之间“倒U型”的非线性关系,但是结合理论机制的研究,数字普惠金融对我国城乡居民收入分配是否具有门槛阈值效应有待于进一步探讨.为弥补以上研究不足,本文以我国31个省份的面板数据为例,系统研究数字普惠金融影响城乡居民收入分配的理论机理,并通过门槛面板数据模型探讨数字普惠金融影响城乡居民收入分配的非线性门槛效应.

2 研究框架与理论假说

2.1 数字普惠金融对城乡居民收入分配的模型构建与解释

传统的柯布-道格拉斯生产函数模型认为,在某一时期的某个地区的产出水平主要由资本、劳动和生产技术三者共同决定,如式(1)所示.

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中, Y_t 代表某地区第 t 期的总产出水平, K_t 、 A_t 、 L_t 分别代表该地区第 t 期的资本投入水平、技术发展水平和劳动力投入水平, α 代表资本的边际收益率,且 $0 < \alpha < 1$.

结合中国一直以来存在的城乡二元经济社会结构特点,分别建立城镇经济部门、农村经济部门的生产函数模型,如式(2)及式(3)所示.

$$Y_{1t} = K_{1t}^{\theta_1} (A_{1t} L_{1t})^{1-\theta_1} \quad (2)$$

$$Y_{2t} = K_{2t}^{\theta_2} (A_{2t} L_{2t})^{1-\theta_2} \quad (3)$$

其中, Y_{1t} 、 Y_{2t} 分别代表某地区第 t 期农村及城镇两个经济部门的总产出水平; K_{1t} 、 K_{2t} 则分别代表某地区第 t 期两个经济部门的资本投入水平; A_{1t} 、 A_{2t} 分别代表某地区第 t 期两个经济部门的技术发展水平; L_{1t} 、 L_{2t} 分别代表某地区第 t 期两个经济部门的劳动力投入水平; θ_1 和 θ_2 为参数,分别代表农村资本、城镇资本的边际收益率,以此来说明资本对于城镇、农村两个经济部门的重要性,且有 $0 < \theta_1, \theta_2 < 1$.基于国情,我国早期优先实施发展城镇经济等政策,这使得地区城乡的发展存在极不协调等问题.此外,农村的金融服务以及金融资源十分匮乏,导致城乡居民收入差距进一步扩大.为了有效提高农村金融服务覆盖度以及金融资源配置效率,我国开始着力于地区数字普惠金融的发展,以此保障农村居民能获得最基本的金融服务,并鼓励开展农村经济部门的投融资活动,从而达到提高农村经济部门资本投入水平的目的.因此,农村经济部门资本投入水平的增长不仅由资本存量和劳动力投入水平决定,还取决于城乡资本投入水平的差距.由此,构建城镇、农村经济部门的资本投入增长方程,分别如式(4)及式(5)所示.

$$K_{1t}^* = s_1 L_{1t} K_{1t} (K_{2t} - K_{1t}) \quad (4)$$

$$K_{2t}^* = s_2 L_{2t} K_{2t} \quad (5)$$

其中, K_{1t}^* 、 K_{2t}^* 分别代表在某地区第 t 期农村和城镇资本投入水平的增长速率; s_1 、 s_2 分别代表农村和城镇资本投入水平增长速率的参数,且为常数; $K_{2t} - K_{1t}$ 代表某地区在第 t 期城乡资本投入水平的差距.有效提高数字普惠金融的覆盖广度,使农村居民能够更便利地获得更多金融服务,同时促进投融资活动,那么农村经济部门的资本水平就会明显增加.反之,如果农村数字普惠金融发展水平过低,农村居民得不到足够的金融支持去开展投融资活动,会降低农村经济部门的资本投入,从而扩大城乡资本投入水平的差距.当这种差距达到一定程度,经济政策会逐渐倾斜向农村经济部门,使得农村经济部门的资本投入水平提高,以减小城乡数字普惠金融发展不平衡,防止城乡居民收入差距的进一步扩大.

事实上,城镇、农村两个经济部门数字普惠金融发展差距依然较大,本文构建以下数字普惠金融发展不平衡指标,公式如下:

$$P = \frac{K_{2t}}{K_{1t}} \quad (6)$$

Y_{1t} 和 Y_{2t} 分别对 L_{1t} 、 L_{2t} 进行偏导函数求解, 得到农村、城镇劳动力的收入报酬 W_{1t} 、 W_{2t} .

$$W_{1t} = \frac{\partial Y_{1t}}{\partial L_{1t}} = (1 - \theta_1) K_{1t}^{\theta_1} A_{1t}^{1-\theta_1} L_{1t}^{-\theta_1} \quad (7)$$

$$W_{2t} = \frac{\partial Y_{2t}}{\partial L_{2t}} = (1 - \theta_2) K_{2t}^{\theta_2} A_{2t}^{1-\theta_2} L_{2t}^{-\theta_2} \quad (8)$$

进一步地, 用 W_{1t} 和 W_{2t} 分别对 K_{1t} 、 K_{2t} 进行偏导函数求解, 以分析数字普惠金融发展对城镇及农村居民收入的影响, 得到式(9)及式(10).

$$\frac{\partial W_{1t}}{\partial K_{1t}} = \frac{(1 - \theta_1) \theta_1 A_{1t}^{1-\theta_1}}{K_{1t}^{1-\theta_1} L_{1t}^{\theta_1}} > 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial W_{2t}}{\partial K_{2t}} = \frac{(1 - \theta_2) \theta_2 A_{2t}^{1-\theta_2}}{K_{2t}^{1-\theta_2} L_{2t}^{\theta_2}} > 0 \quad (10)$$

由于 $0 < \theta_1 < 1$, 所求结果均大于 0, 表明提高数字普惠金融发展程度均能提升农村及城镇居民的收入水平.

为进一步分析数字普惠金融发展对城乡居民收入差距的影响, 用城乡居民可支配收入之比来衡量城乡居民收入差距大小, 通过计算、整理得到结果如式(11)所示.

$$N = \frac{W_{2t}}{W_{1t}} = \frac{(1 - \theta_2) A_{2t}^{1-\theta_2} K_{2t}^{\theta_2} L_{2t}^{-\theta_2}}{(1 - \theta_1) A_{1t}^{1-\theta_1} K_{1t}^{\theta_1} L_{1t}^{-\theta_1}} = \left(\frac{1 - \theta_2}{1 - \theta_1} \right) \left(\frac{K_{2t}}{K_{1t}} \right)^{\theta_1} \left(\frac{L_{2t}}{L_{1t}} \right)^{-\theta_1} \left(\frac{K_{2t}}{L_{2t}} \right)^{\theta_2 - \theta_1} \left(\frac{A_{2t}^{1-\theta_2}}{A_{1t}^{1-\theta_1}} \right) = \left(\frac{1 - \theta_2}{1 - \theta_1} \right) (P)^{\theta_1} \left(\frac{L_{2t}}{L_{1t}} \right)^{-\theta_1} \left(\frac{K_{2t}}{L_{2t}} \right)^{\theta_2 - \theta_1} \left(\frac{A_{2t}^{1-\theta_2}}{A_{1t}^{1-\theta_1}} \right) \quad (11)$$

$0 < \theta_1, \theta_2 < 1$, 式(11)表明由于农村、城镇的数字普惠金融发展水平差距扩大, 城乡居民收入差距也将扩大. 因此, 加大力度发展农村经济部门的数字普惠金融具有重要意义. 着力于发展农村数字普惠金融, 缩小城乡之间的数字普惠金融发展差距, 可以有效缩小城乡居民收入差距. 基于上述讨论, 本文提出如下假设.

假设 1: 数字普惠金融对缩小城乡居民收入差距具有显著正向影响, 且存在门槛效应.

2.2 数字普惠金融发展对城乡居民收入分配的影响机制及具体路径

基于前文的模型构建, 可知数字普惠金融发展是通过降低城镇和农村之间的金融服务成本, 提高金融服务普及度及提升金融产品多元化, 从而有效改善城乡居民的收入差距, 影响机制及具

体路径如图 1 所示.

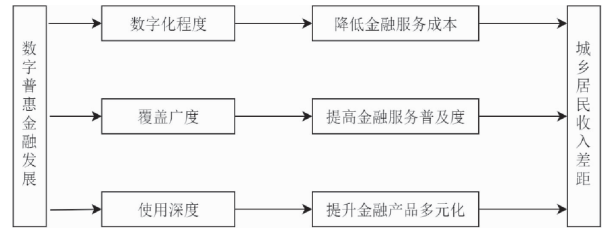


图 1 数字普惠金融发展对城乡居民收入差距的影响机制及具体路径

Fig. 1 The influence mechanism and specific path of digital inclusive finance development on the income gap between urban and rural residents

(1) 数字普惠金融发展基于金融服务数字化程度改善城乡居民收入分配

数字普惠金融的数字化大大降低金融服务成本, 提高了资金供给方与需求方的金融效率, 可以有效缩小城乡居民收入差距. 目前, 对于传统金融产品和服务无法解决的矛盾, 应该积极地开“新路”, 通过提升科技水平, 发展金融科技来解决数字普惠金融的科技产业化等问题, 打破农村贫困和偏远山区对金融服务成本高的错误认识, 再制定合适的定价方略, 实现规模经济, 提高服务效率, 有效地控制成本, 从而吸引更多的金融机构为农村提供金融服务. 此外, 数字化是未来数字普惠金融持续发展的重要门径, 既提升了客户的服务体验, 也优化了成本结构. 传统的金融服务, 是以网点的扩张速度为衡量标准, 将长期以来网点积累的客户和信用保障作为基础, 以此奠定传统金融机构的发展核心. 数字化金融则打破了以往传统金融的结构与服务形式, 提高了人工智能的替代度, 降低了运营成本, 也提高了金融服务的效率, 通过提升技术来降低金融成本, 如大数据快速放贷、新型的云端计算服务及线上平台等. 除此之外, 数字普惠金融的数字化发展促进了金融结构的调整, 更重视面向贫困地区底层人员的服务, 拓展零售业务, 为他们提供安全、有效的金融服务. 基于上述讨论, 本文提出如下假设.

假设 2: 数字普惠金融通过提升数字化程度来缩小城乡居民收入差距.

(2) 数字普惠金融发展基于金融服务覆盖广度改善城乡居民收入分配

金融服务的普及度决定于数字普惠金融的覆盖广度, 同时关系着偏远地区的农村居民能否得

到金融服务以及农村部门经济的资本投入水平是否增加,这很大程度上决定着农村部门经济的发展,进而影响城乡居民收入差距。数字普惠金融覆盖广度的提升,降低了农村居民享受金融服务的门槛,提高了金融服务在全国城乡的普及度。互联网金融与电商的发展,使得金融服务的受众范围更广,手机银行支持制定理财计划、线上理财顾问解答疑虑等服务,有效激发了山区居民兴趣。不再受限于实体银行网点的分布,在家就能办事的银行,有效拓宽了金融服务受众群体,也能为以往覆盖不了的农民、小微企业、城镇的低收入人群、残疾人和老年人等特殊群体提供金融服务。在偏远地区的居民可以通过移动支付、网上银行等手机软件进行线上操作,实现远程支付交易。金融服务的普及更是带动了金融知识的普及,与金融零距离接触后,减少了知识盲区的“最后一公里”,农村居民的金融意识不断增强,与新时代接轨,对现代金融服务也有了更多的了解与认识,会逐步去体验现代化支付体系的发展成果。基于上述讨论,本文提出如下假设。

假设3:数字普惠金融通过扩大金融服务覆盖广度来缩小城乡居民收入差距。

(3)数字普惠金融发展基于金融服务使用深度改善城乡居民收入分配。

数字普惠金融的使用深度反映了人们对各种金融产品的依赖度,这些金融产品所带来的便利性是提高农村经济部门投融资活动的重要原因,投融资活动的增加可以促进当地经济发展,提高居民的收入,从而有效缩小城乡居民收入差距。金融产品包括支付、保险及信贷等多种产品服务,可以有效减缓地区贫困,缩小收入差距。表现在①数字普惠金融为贫困户提供的助学贷款,为农村学生提供资金支持,提高了其受教育程度,也提高了其工资收入,对家庭收入和实体经济都会产生极为显著的直接影响。②数字普惠金融有效促进农村经济发展,提高地方经济发展水平,利于政府完善福利政策,足额发放各类补助,提高福利保障,增加居民收入来源,进而提高农村居民收入水平。③充分发挥信贷政策的导向作用,建立农村经济与金融的监测网格,进行实时监测。建立常态化的信息搜集和反馈机制,协助金融机构开展监测分析经济金融运行系统与调查的工作,形成群众覆盖面广、信息真实、反馈快速的监测网格,以便协

助服务群体,降低放贷门槛,积极开发支农再贷款和再贴现管理。④将新型的金融服务和金融产品供给扩展至重点扶贫对象,帮助贫困低收入人口走上脱贫致富的道路,在促进特色产业发展的同时推动脱贫致富,使两者形成一个良性循环,帮助的脱贫人口多,就可以带动吸纳更多普惠信贷资金的投入,从而优化信贷资源配置,保持了数字普惠金融缓解地区贫困的针对性、可行性与可持续性。基于上述讨论,本文提出如下假设。

假设4:数字普惠金融通过强化金融服务使用深度来缩小城乡居民收入差距。

3 研究设计

3.1 变量定义

3.1.1 被解释变量

城乡居民收入差距指标。用城乡居民人均可支配收入来衡量城乡居民的收入水平是国内外最普遍的做法,也十分直观。同样地,本文选用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入的比值作为衡量城乡居民收入差距的指标。该比值数值越大,说明城乡居民收入差距越大,收入分配问题越严峻。

3.1.2 核心解释变量

数字普惠金融指数。本文数字普惠金融指标采用北京大学数字普惠金融指数(第二期)(2011-2018),第二期指数在2011-2015第一期26个指标的基础上,对其进行拓展与扩充(扩充之后,具体包含了33个指标),运用无量纲化方法,将指标直接汇总后变化为同度量化值;再在层次分析的基础上,使用变异系数赋权法,使得数值的客观性更强;最后使用指数合成方法,将多个指标综合起来,得到具有整体性的新指标。该数字普惠金融指标体系将广度与深度同时列在考察范围内,构建反映金融扶贫扶弱的指标,体现了数字普惠金融的均衡性。该指标体系由覆盖广度指数、使用深度指数和数字化程度指数3个指标建立。数字金融覆盖广度使用“金融机构的网点个数”“金融服务人员数”来充分体现,在互联网金融层面,则用互联网支付账号与其绑定的银行账户数目来表现;使用深度指数主要是从互联网金融服务的角度来判断用户的使用情况,具体涵盖了支付使用指数、货币基金使用指数、信贷使用指数、保险使用指

数、投资使用指数及信用使用指数等几个方面;数字化程度指数的主要影响因子为便利性与成本,这两个因素影响着用户对数字金融服务的需求,具体涵盖了移动化指数、实惠化指数、信用化指数及便利化指数等方面.金融服务的便利程度越高、成本越低,用户对于金融服务的需求就越高.

3.1.3 控制变量

本文参考已有文献,选取产业结构、城镇化水平、对外开放度、政府财政支出作为控制变量.首先,城镇化水平,即城镇人口占总人口的比重,该比重越高,表示城镇化程度就越高.城镇化水平对于某一地区的城乡居民收入差距有巨大影响.聂高辉等^[17]通过实证分析得出:①城镇化在短期内对缩小城乡居民收入差距具有显著作用.本文的城镇化水平选择采用城镇人口占地区常住总人口的比值来表示.②产业结构.数字普惠金融的发展有机会带动产业结构的升级,产业升级一般是针对城市居民,因此,产业结构升级有可能使城乡差距扩大.苏洋等^[18]认为产业结构的优化及升级能有效缩小城乡居民收入差距.本文产业结构采用

第二、三产业增加值与地区生产总值的比值来表示.③政府财政支出.由财政支出支持的基本建设虽然通常都大量用于城市建设,为城市人民谋福利,但是基础设施建设是由绝大多数的农民工参与的,因此,当政府支出中基本建设占比越大时,越有利于农民收入的提高.聂高辉等^[17]也通过实证分析得出,从长期来看,基础设施投资对城乡居民收入差距产生的抑制效果非常明显.本文采用地方财政一般预算支出.④对外开放度.一般来说对外贸易的增加会促使城乡差距扩大,同时也促使城镇化加快,所以,对外开放度也是影响城乡居民收入分配的重要因素之一.本文对外开放度采用人民币换算后的外商企业投资进出口总额占 GDP 的比重来表示.

本文样本数据采用 31 个省、直辖市、自治区(2011 - 2018)的面板数据,除了数字普惠金融指标采用北京大学数字普惠金融指数(第二期)(2011 - 2018)以外,其他数据均来源于国家统计局.本文所有变量的说明和描述性统计如表 1 及表 2 所示.

表 1 变量说明

Table 1 Variable description

变量分类	变量名称	变量符号	变量测度
被解释变量	城乡居民收入差距	<i>Y</i>	城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入的比值
核心解释变量	数字普惠金融指数	<i>IFI</i>	北京大学数字普惠金融指数(第二期)(2011 - 2018)
	数字普惠金融服务覆盖广度	<i>GD</i>	
	数字普惠金融服务使用深度	<i>SD</i>	
	数字普惠金融服务数字化程度	<i>SZ</i>	
控制变量	城镇化水平	<i>URBAN</i>	城镇人口占总人口的比重
	产业结构	<i>IS</i>	第二、三产业增加值与地区生产总值的比值
	政府财政支出	<i>lnEX</i>	地方财政一般预算支出,并取对数
	对外开放度	<i>OPEN</i>	人民币换算后的外商企业投资进出口总额占 GDP 的比重

表 2 样本变量的描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of sample variables

变量名称	样本容量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Y</i>	248	2.415 0	0.676 5	0.304 2	3.890 5
<i>IFI</i>	248	187.174 9	85.078 7	16.220 0	377.730 0
<i>URBAN</i>	248	0.561 3	0.132 5	0.227 3	0.896 1
<i>IS</i>	248	0.902 0	0.050 1	0.738 7	0.996 8
<i>lnEX</i>	248	8.257 5	0.598 1	6.559 5	9.663 3
<i>OPEN</i>	248	0.125 1	0.189 8	0.000 0	1.066 0
<i>GD</i>	248	166.562 0	82.962 3	1.960 0	353.870 0
<i>SD</i>	248	182.541 8	85.002 8	6.760 0	400.400 0
<i>SZ</i>	248	141.487 5	90.439 4	7.580 0	419.900 0

3.2 门槛效应模型

基于难以消除的金融排斥的存在,数字普惠金融无法完全发挥对城乡收入差距的缩小作用.原因在于①基于难以克服的技术操作原因,普惠金融和数字技术的融合深度及质量总是无法达到最优,农村的居民仍然摆脱不了基础金融服务不足的困境.②数字普惠金融虽然有效缓解了供给侧在物理层面的排斥,但农村居民受教育程度普遍较低,不能完全掌握金融及互联网知识,导致在数字普惠金融的需求侧存在着较为明显的自我排斥,数字普惠金融的服务对象主要倾斜向高收入群体,根深蒂固的金融排斥导致城乡收入差距有扩大的可能.因此,对于数字普惠金融对城乡收入差距的影响是否存在门槛效应这一问题,本文用 stata 软件绘制数字普惠金融发展指数与城乡收入差距的平滑线形图,见图 2.

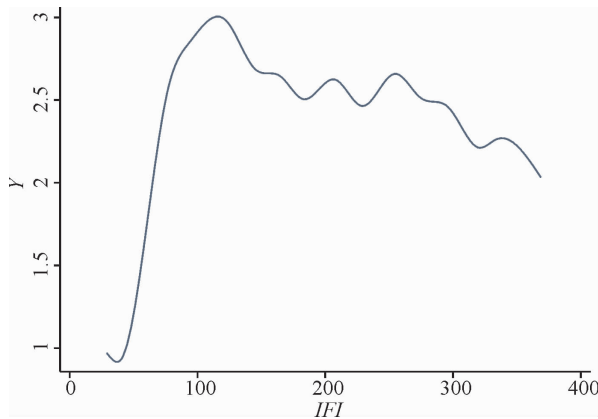


图2 数字普惠金融发展与城乡居民收入差距的线形图
Fig.2 Line chart of digital financial inclusion development and income gap between urban and rural residents

由图 2 可知,在 $IFI < 100$ 时,城乡收入差距与数字普惠金融发展存在非线性正相关关系,且斜率逐渐下降;当 $IFI > 100$ 时,城乡收入差距与数字普惠金融发展呈非线性负相关关系,值得一提的是,这种负相关关系存在一定的波动性.因此,本文初步判断二者存在非线性关系,且存在一定的门槛效应.

本文选用 Hansen^[19] 门槛面板数据模型考察数字普惠金融对全国城乡居民收入分配的门槛效应,当达到某一特定数值时,会对居民收入分配有明显的影 响.模型可以设定为

$$y_i = a_i + Z_i\delta + (q_i < \gamma_1)x_i'\beta_1 + (\gamma_1 < q_i < \gamma_2)x_i'\beta_2 + (\gamma_2 < q_i)x_i'\beta_3 + e_i \quad (12)$$

y_i 为被解释变量, x_i 为解释变量, q_i 为 + 门限变量, γ_1, γ_2 为待估门限值, Z_i 为控制变量. 设置门限变量是为了将样本划分到不同的组,通过门槛变量大于或小于某一个门槛值来体现门槛变量体系.

定义虚拟变量 $d_i(\gamma) = (q_i \leq \gamma)$, 模型可以表示为

$$y_i = x_i'\beta_1 + d_i(\gamma) + e_i, e_i \sim idd(0, \delta_i^2) \quad (13)$$

其中, $\beta = \beta_2$, 并且采用文献[20]中的 $\theta = \beta_1 - \beta_2$ 表示门槛效应.

对于门限值 γ 可以通过求残差平方和 $S_1(\gamma) = e_i(\gamma)'e_i(\gamma)$ 得到各参数的估计值.

最优门限值 $\hat{\gamma}$ 是由 $S_1(\gamma)$ 在所有残差平方和中最小,可表示为

$$\hat{\gamma} = \operatorname{argmin} S_1(\gamma) \quad (14)$$

在所有门槛变量中,满足式(14)的观测值则为门槛值.

4 实证分析

4.1 门限效应检验

假设 $H_0: \beta_1 = \beta_2, H_1: \text{存在一个或多个门限值}$. 参考 Hansen^[19] 构建 LR 检验统计量:

$$LR = \frac{(RSS^* - RSS(\gamma))}{RSS(\gamma)/N(T-1)}$$

其中, RSS^* 是没有门限效应时的残差平方和, $RSS(\gamma)$ 是存在门限效应时的残差平方和,需要使用 bootstrap 法计算临界值. 原假设为不存在门限效应,若拒绝原假设,则说明存在门限效应;若不拒绝原假设,则说明不存在门限效应.

第一步,先假设有 3 个门限值来进行门限效应检验,得出结果显示 P 值为 0.468 1,不拒绝原假设,不存在门限效应,所以不存在 3 个门限值. 第二步,假设有两个门限值再次回归, P 值为 0.003 3,拒绝原假设. 在进行双重门槛检验时,拒绝原假设,即存在双重门槛效应. 因此,数字普惠金融发展对城乡居民收入差距的影响在双重门槛区间两边存在不同,即两者存在非线性关系.

4.2 门限值检验

证明存在两个门限值后,需对门限值进行检验,在此利用 LR 统计图进行检验,见图 3. 可以看到虚线部分为 95% 显著性参考线,在参考线以下的部分说明门限值是显著存在的,最后输出实证结果,见表 3.

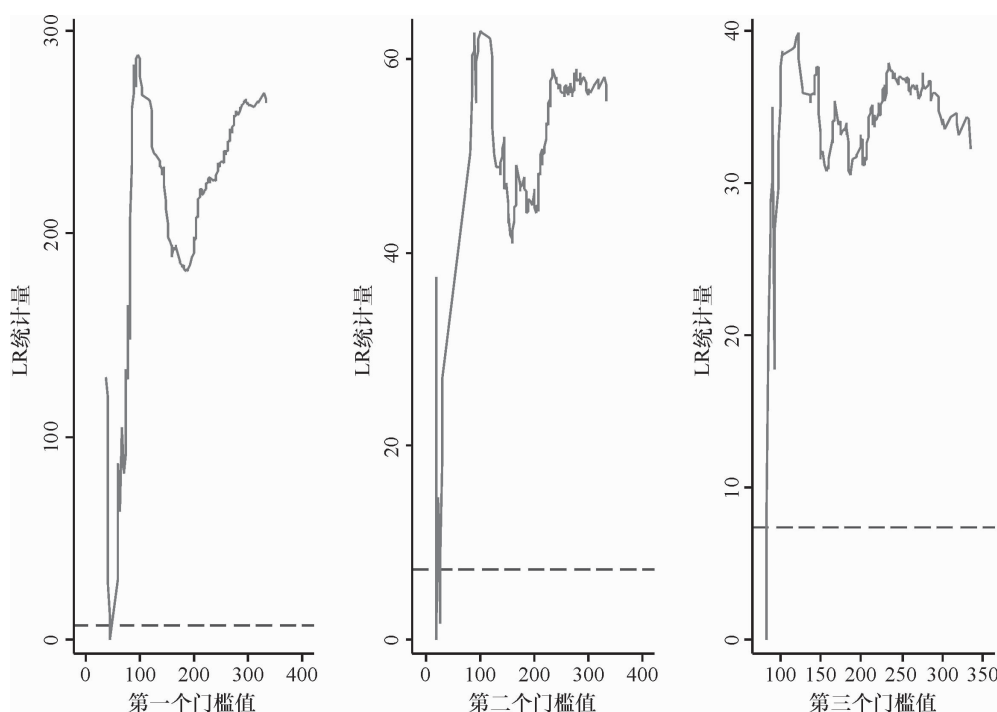


图 3 数字普惠金融与城乡居民收入差距的各重门槛值估计结果

Fig. 3 Estimated results of threshold values of digital inclusive finance and income gap between urban and rural residents

表 3 数字普惠金融与城乡居民收入差距的门限回归

Table 3 Threshold regression of digital inclusive finance and income gap between urban and rural residents

解释变量	被解释变量 (城乡居民收入差距)
<i>URABN</i>	1.808 6 (0.781 9)
<i>IS</i>	-2.352 3 (-0.809 1)
<i>lnEX</i>	-0.854 0** (-2.071 7)
<i>OPEN</i>	-2.433 5*** (-3.227 9)
区间 1 ($IFI < 20.340 0$)	-0.119 4*** (-12.088 9)
区间 2 ($20.340 0 < IFI < 45.560 0$)	-0.046 6*** (-12.626 2)
区间 3 ($IFI > 45.560 0$)	0.001 5 (1.361 3)
常数项	10.761 4*** (3.153 7)
观测值	248
<i>F</i> 值	79.137 6***
时间效应	是

注:*** 1%, ** 5%, * 10%, 括号为 *t* 值

由此可通过门限值将组内样本进行划分(β_1 为 $-0.119 4$, β_2 为 $-0.046 6$, β_3 为 $0.001 5$), 使用多阈值回归方法计算门限值后得到的基础模型为 $y_i = a_i + URBAN\delta + IS\delta + lnEX\delta + OPEN\delta + (q_i < 20.340 0)x'_i\beta_1 + (20.340 0 < q_i < 45.560 0)x'_i\beta_2 + (45.560 0 < q_i)x'_i\beta_3 + e_i$.

当门限变量(即解释变量数字普惠金融指数)小于等于门限值 $20.340 0$ 时, 数字普惠金融对城乡居民收入分配产生量为 β_1 的影响, 那么当数字普惠金融指数大于门限值 $20.340 0$ 且小于等于门限值 $45.560 0$ 时, 数字普惠金融对城乡居民收入分配产生量为 β_2 的影响, 当数字普惠金融指数大于门限值 $45.560 0$ 时, 数字普惠金融对城乡居民收入分配产生量为 β_3 的影响. 图 3 为数字普惠金融与各省份城乡居民收入差距的门槛值估计结果, 由图 3 可进一步直观地检验门槛值的显著性.

由图 3 可知, 从左到右分别为第一个门槛值、第二个门槛值和第三个门槛值的检验结果. 图中虚线确定了 LR 检验中门槛值 95% 的置信区间. 可以发现, 门槛模型的第三个估计值过于偏左, 因此, 难以判定估计值的真实存在. 结合前文所提联合检验的 *P* 值, 可以确定双重门槛模型的表现最优.

表 3 给出了数字普惠金融与城乡居民收入差距面板门槛模型的回归结果. 从回归结果看, 在不同的发展阶段, 数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响存在显著差异. 随着数字普惠金融发展水平 (*IFI*) 的变化, 其对缩小城乡居民收入差距的影响由正转为负, 且影响大小会随发展阶段的变化而变化. 当发展水平较低时 ($IFI < 20.3400$), 数字普惠金融对城乡居民收入差距就开始显现出显著的缩小作用, 这种负向效应在 1% 的置信水平上显著. 一旦迈入第二阶段 ($20.3400 < IFI < 45.5600$), 这种缩小作用会逐渐变弱, 但仍在 1% 的置信水平上显著. 当达到第三阶段 ($IFI > 45.5600$) 时, 会扩大城乡居民收入差距, 但效果并不显著. 在控制变量方面, 对外开放程度 (*OPEN*)、政府财政支出 (*lnEX*) 对城乡居民收入差距存在显著的负相关关系. 而城镇化水平 (*URBAN*)、产业结构 (*IS*) 对城乡居民收入差距的影响不显著. 以上, 印证了假设 1.

4.3 数字普惠金融对城乡居民收入差距的机理探讨

数字普惠金融影响我国城乡居民收入差距的机理主要是基于提升金融服务数字化程度、扩大金融服务覆盖广度以及强化金融服务使用深度 3 个途径实现.

(1) 数字普惠金融基于提升金融服务数字化程度降低金融服务成本视角的机理检验结果

本文拟在模型中引入数字普惠金融服务数字化程度指标 (*SZ*). 通过门限检验发现数字普惠金融服务数字化程度与城乡居民收入差距同样存在门槛效应, 且具有双重门槛值, 门槛值分别为 40.3500 和 71.7400, 表明数字普惠金融服务数字化程度对城乡居民收入差距的影响在双重门槛区间两边存在不同, 即两者存在非线性关系. 进一步地, 利用面板固定效应模型进行稳健性检验, 结果见附录. 图 4 列示了数字普惠金融服务数字化程度门槛值的 LR 图形.

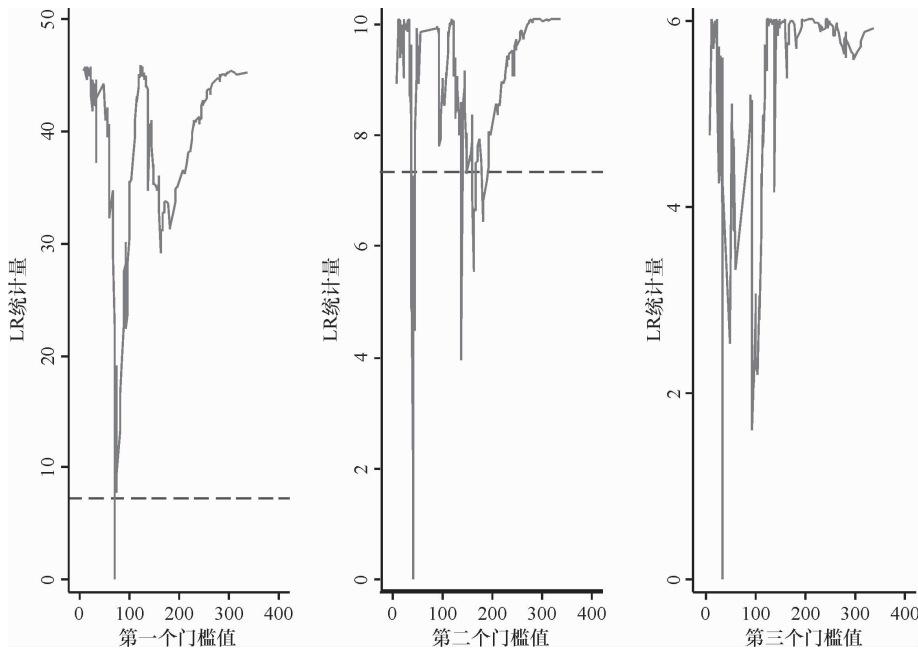


图 4 数字普惠金融数字化程度与城乡居民收入差距的各重门槛值估计结果

Fig. 4 Estimated results of various thresholds for the digitalization degree of digital inclusive finance and the income gap between urban and rural residents

由图 4 可以直观看出, 存在双重门槛效应. 由表 4 的回归结果可以看出, 数字普惠金融服务数字化程度在 3 个不同水平阶段 1% 水平上都显著缩小了城乡居民收入差距, 且效果逐渐减弱. 这是因为伴随着数字普惠金融的发展, 互联网、大数

据、云计算和其他信息技术的迅速发展, 数字金融应运而生. 首先, 许多数字金融企业在农村市场上积极推广其产品和服务, 大大改善了农村家庭获得数字普惠金融服务的条件. 如蚂蚁金服基于农民在淘宝网上的交易数据向他们提供信贷, 为他

们提供无担保或担保的小额信贷. 其次, 数字普惠金融数字化程度越高, 农民越容易通过互联网找到有针对性的信息, 从而有效降低了金融服务成本, 提高部分农民的收入, 进而缩小了城乡居民收入差距. 可以看出, 比起传统金融服务, 数字化金融服务更加有效便捷. 以上印证了假设 2.

(2) 数字普惠金融基于扩大金融服务覆盖广度提高金融服务普及度视角的机理检验结果

本文拟在模型中引入数字普惠金融服务覆盖广度(GD). 通过门限检验发现覆盖广度指标与城乡居民收入差距同样存在门槛效应, 具有双重门槛值, 门槛值分别为 7.470 0 和 44.960 0, 表明金融服务覆盖广度对城乡居民收入差距的影响在双重门槛区间两边存在不同, 即两者存在非线性关系. 第一步, 稳健性检验结果见附录. 假设有 3 个门限值进行门限效应检验, 得出结果显示 P 值为 0.896 7, 不拒绝原假设, 不存在门限效应, 所以不存在 3 个门限值; 第二步, 假设有两个门限值再次回归, P 值为 0.000 0, 拒绝原假设. 在进行双重门槛检验时, 拒绝原假设, 即存在双重门槛效应. 门槛值分别为 7.470 0 和 44.960 0. 图 5 为覆盖广度指标门槛值的 LR 图形, 可以直观看出, 存在双重门槛效应.

表 4 数字普惠金融服务数字化程度与城乡居民收入差距的门限回归

Table 4 Threshold regression of digitalization degree of digital inclusive financial services and income gap between urban and rural residents

解释变量	被解释变量 (城乡居民收入差距)
<i>URBAN</i>	-0.592 7 (-0.186 0)
<i>IS</i>	-4.988 9 (-1.163 2)
$\ln EX$	1.485 6*** (3.394 1)
<i>OPEN</i>	1.034 8 (0.990 2)
区间 1 ($SZ < 40.350 0$)	-0.025 8*** (-6.258 9)
区间 2 ($40.350 0 < SZ < 71.740 0$)	-0.016 8*** (-6.871 6)
区间 3 ($SZ > 71.740 0$)	-0.002 7*** (-4.378 9)
常数项	-4.584 8 (-1.153 8)
观测值	248
F 值	21.684 0***
时间效应	是

注: *** 1%, ** 5%, * 10%, 括号为 t 值

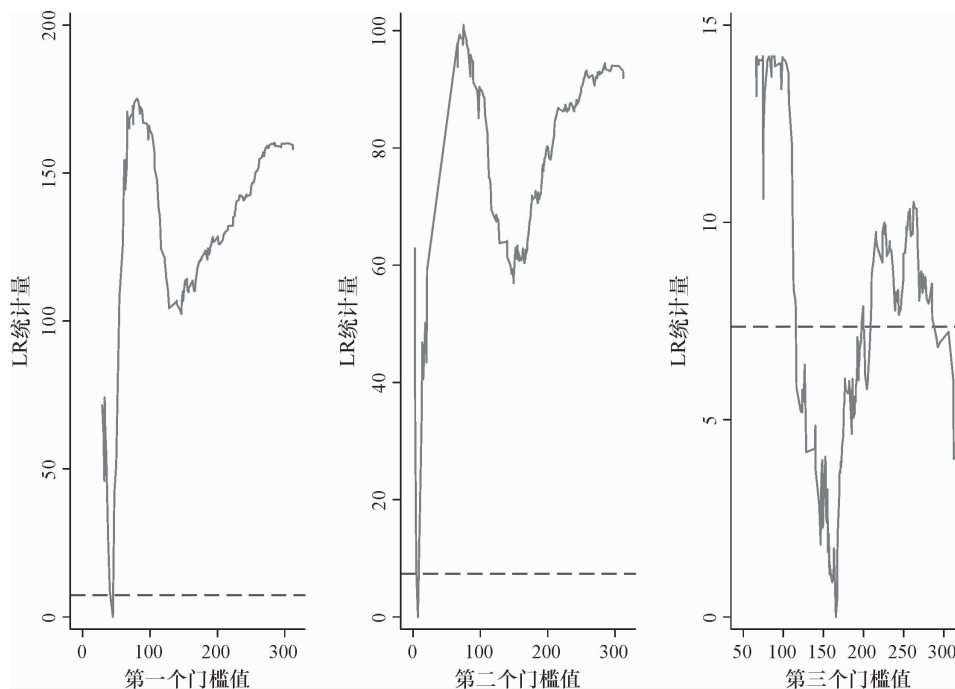


图 5 数字普惠金融服务覆盖广度与城乡居民收入差距的各重门槛值估计结果

Fig. 5 Estimated results of threshold values for the coverage of digital inclusive financial services and the income gap between urban and rural residents

通过表5的回归结果显示,数字普惠金融服务覆盖广度在区间1和区间2水平上显著缩小了城乡居民收入差距,且都在1%水平上显著.当覆盖广度水平超过第二个门槛值时,对城乡居民收入差距的影响不再有缩小作用.这是因为金融服务覆盖度越广,偏远地区较为贫困的农民也能得到相应的金融扶持,这有利于提高农村地方收入,从而缩小城乡居民收入差距.扩大数字普惠金融服务地区,更大程度地覆盖到那些由于地理条件所限而被金融服务排斥在外的人群和小微企业,有利于缩小城乡居民收入差距.以上印证了假设3.

(3)数字普惠金融基于强化金融产品使用深度提供金融产品多元化视角的机理检验结果

本文拟在模型中引入数字普惠金融服务使用深度指标(*SD*).该指标由支付、保险及信贷3个次级指标测算所得,通过门槛检验发现,使用深度指标与城乡居民收入差距同样存在门槛效应,具有双重门槛值,门槛值分别为30.1600和68.5100,说明金融服务使用深度对城乡居民收入差距的影响在双重门槛区间两边存在不同,即两者存在非线性关系.同样地,稳健性检验结果见附录.

图6为使用深度指标门槛值的LR图形,可以看出,存在双重门槛效应.

表5 数字普惠金融服务覆盖广度与城乡居民收入差距的门槛回归

Table 5 Threshold regression of digital inclusive financial service coverage breadth and income gap between urban and rural residents

解释变量	被解释变量 (城乡居民收入差距)
<i>URBAN</i>	-1.235 8 (-0.447 4)
<i>IS</i>	-6.278 4* (-1.880 8)
<i>lnEX</i>	-0.383 8 (-0.823 9)
<i>OPEN</i>	-1.090 5 (-1.292 8)
区间1 (<i>GD</i> < 7.470 0)	-0.453 4*** (-10.321 2)
区间2 (7.470 0 < <i>GD</i> < 44.960 0)	-0.049 0*** (-10.598 4)
区间3 (<i>GD</i> > 44.960 0)	0.002 4* (1.773 8)
常数项	11.823 1*** (2.954 3)
观测值	248
<i>F</i> 值	52.195 1***
时间效应	是

注:*** 1%, ** 5%, * 10%,括号为*t*值

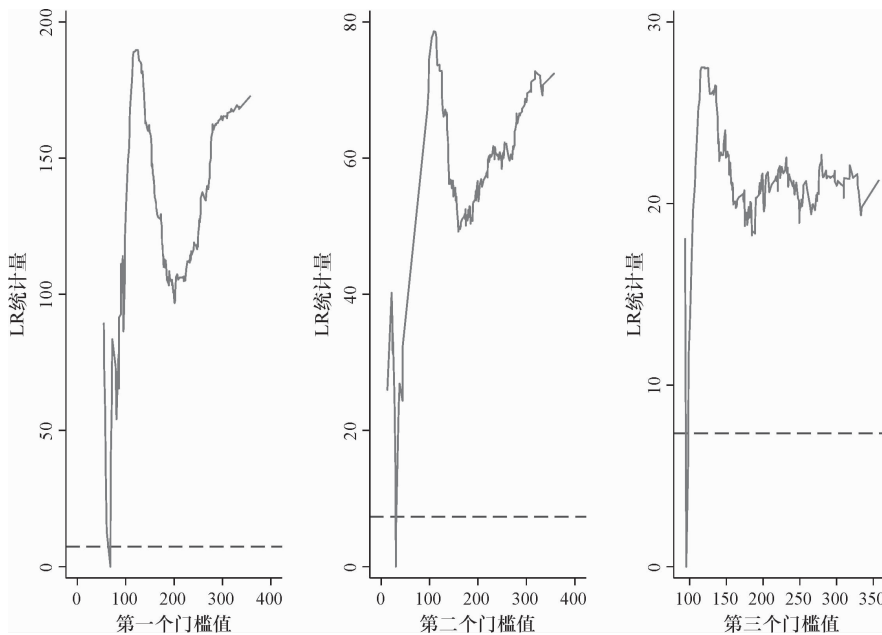


图6 数字普惠金融服务使用深度与城乡居民收入差距的各重门槛值估计结果

Fig. 6 Estimated results of each threshold value between the depth of digital financial inclusion service use and the income gap between urban and rural residents

表6 数字普惠金融服务使用深度与城乡居民收入差距的门限回归

Table 6 Threshold regression between the depth of digital inclusive financial service use and the income gap between urban and rural residents

解释变量	被解释变量 (城乡居民收入差距)
URBAN	1.327 4 (0.525 8)
IS	-7.606 3** (-2.347 1)
lnEX	-0.237 2 (-0.628 9)
OPEN	-1.018 6 (-1.226 1)
区间1 (SD < 30.160 0)	-0.078 9*** (-10.641 7)
区间2 (30.160 0 < SD < 68.510 0)	-0.028 0*** (-10.595 2)
区间3 (SD > 68.510 0)	0.001 0 (1.200 6)
常数项	10.591 7*** (3.150 0)
观测值	248
F值	56.745 0***
时间效应	是

注:*** 1%, ** 5%, * 10%, 括号为t值

由表6回归结果显示,数字普惠金融服务使用深度在区间1和区间2的水平上都显著缩小了城乡居民收入差距。而使用深度超过第二个门限值,对城乡居民收入差距的影响不显著。这是因为随着使用深度的提升,意味着人们使用金融产品多样化的趋势越强,金融产品多样化可以涵盖更多服务主体。对于缺乏金融知识的农村居民,金融产品的细分化有利于他们选择哪种金融服务。而且这些群体抗风险能力较弱,闲置资金较少。因此,金额小、期限短的信贷产品以及可提供担保物的信贷产品比较适合其需求,而多元化的金融产品形式更能适应小微企业生产经营需求或者其他投资需求。如何让金融产品匹配上更多的需求,有效提高金融资源的配置效率,是值得思考的一个问题。以上印证了假设4。

4.4 稳健性分析

通过前面的门限回归,已经对数字普惠金融

对城乡居民收入的影响原理有了一定程度的验证。除此之外,为了避免模型设定存在的估计偏误,本文继续利用面板固定效应模型对原模型进行稳健性检验,从估计结果中仍然获得了与表3类似的结果,如附录所示,说明数字普惠金融发展与城乡居民收入差距之间的影响机制是非常稳健的,进一步证实了发展数字普惠金融对城乡居民收入差距有显著的影响。此外,也对数字普惠金融服务数字化程度、覆盖广度及使用深度的门限回归做了面板固定效应稳健性检验,结果也是稳健的,验证了数字普惠金融影响城乡居民收入差距的内在机理。

5 结论与启示

数字普惠金融的发展对城乡居民收入的影响是由多方面因素造成的,本文以数字普惠金融指数为核心解释变量,结合其他控制变量,构建面板门限模型来检验城乡居民收入差距与数字普惠金融水平的线性与非线性关系,研究得出数字普惠金融的发展对于城乡居民收入差距具有较明显的门限效应,即当数字普惠金融水平处在不同的门限区间时,对城乡居民的收入影响是不同的。进一步地,数字普惠金融发展基于金融服务数字化程度、覆盖广度、使用深度方面对城乡居民收入也存在门槛效应。再通过面板固定效应模型进行稳健性检验,证明结论为稳健的。

总体而言,发展数字普惠金融,即通过提升金融服务数字化程度、扩大金融服务覆盖广度以及强化金融服务使用深度来提高农村居民的收入水平,进而缩小城乡居民收入差距。为了更有效地缩小城乡居民收入差距,加快农村地区的数字普惠金融发展,本文提出以下建议:①随着大数据相关应用的普及、人工智能的发展、互联网金融的兴起及金融服务平台升级等软硬件设施的完善,提升数字普惠金融服务数字化程度,可以有效降低服务成本,提高服务效率。②在数字普惠金融普及度较低的地区推动其产业化发展,通过设立金融中心、乡镇数字普惠金融服务点等方法,拓宽金融服务覆盖广度,将新型的数字普惠金融服务及产品供给扩展至重点扶贫对象,建立数据网络,帮助信用信息数据化,以现有的能力与资源满足我国农村地区对金融的更大需求。③随着互联网技术的

不断发展创新,以余额宝等为代表的新型互联网金融产品为广大群众提供了支付、信贷、保险、投资等多种金融服务,这些新型互联网金融产品的兴起大大降低了金融服务的门槛。同样地,结合互联网技术推动新型数字普惠金融产品的发展,实现产品多元化,可以有效提高农村地区数字普惠金融服务的需求。因此,强化数字普惠金融服务使

用深度,推动数字普惠金融产品多元化的发展具有重大意义。④政府需发挥自身职能,完善农村地区数字普惠金融管理体系、相关法律法规、审批机制与风险管理机制等,支持与鼓励大型商业银行助力发展农村地区数字普惠金融事业,设立农村数字普惠金融专项服务部,注重资源配置,软硬件建设双管齐下。

参考文献:

- [1] 彭建刚,李关政.我国金融发展与二元经济结构内在关系实证分析[J].金融研究,2006(4):90-100.
- [2] 孙永强,王玉琳.金融发展、对外开放与城乡居民收入差距——基于1978—2008年省际面板数据的实证分析[J].金融研究,2011(1):28-39.
- [3] 徐少君,金雪军.农户金融排除的影响因素分析——以浙江省为例[J].中国农村经济,2009(6):62-72.
- [4] McKinnon R I. Money and capital in economic development[J]. American Political Science Association, 1973(2):271-273.
- [5] Shaw E S. Financial deepening in economic development[M]. New York: Oxford University Press, 1973.
- [6] Dollar K A. Growth is good for the poor[J]. Journal of Economic Growth, 2002, 7(3): 195-225.
- [7] Bittencourt M. Financial development and inequality: Brazil 1985 - 1994[J]. Econ Change Restruct, 2010, 43:113-130.
- [8] 张贺,白钦先.数字普惠金融减小了城乡居民收入差距吗?——基于中国省级数据的面板门槛回归分析[J].经济问题探索,2018(10):122-129.
- [9] 熊凯军,刘琼.我国普惠金融发展对城乡居民收入差距的影响——基于2005 - 2016年我国省际面板数据分析[J].金融发展评论,2018(12):130-144.
- [10] Clarke G R, Xu L C, Zou H F. Finance and income inequality: Test of alternative theories[J]. Policy Research Working Paper Series, 2003, 72(3):578-596.
- [11] 姚耀军.金融发展与城乡居民收入差距关系的经验分析[J].财经研究,2005(2):49-59.
- [12] 刘金全,毕振豫.普惠金融发展及其收入分配效应——基于经济增长与贫困减缓双重视角的研究[J].经济与管理研究,2019,40(4):37-46.
- [13] 吕雁琴,赵斌.数字普惠金融与城乡居民消费差距[J].金融与经济,2019(12):76-81.
- [14] 乔海曙,陈力.金融发展与城乡居民收入差距“倒U型”关系再检验——基于中国县域截面数据的实证分析[J].中国农村经济,2009(7):68-85.
- [15] 杜强,潘怡.普惠金融对我国地区经济发展的影响研究——基于省际面板数据的实证分析[J].经济问题探索,2016(3):178-184.
- [16] 李建伟.普惠金融发展与城乡居民收入分配失衡调整——基于空间计量模型的实证研究[J].国际金融研究,2017(10):14-23.
- [17] 聂高辉,宋璐.城镇化、基础设施投资与城乡居民收入差距——基于省级面板数据的实证分析[J].华东经济管理,2020,34(2):86-93.
- [18] 苏洋,杨丽凤,张雁南.产业结构升级和城乡居民收入差距对整体城乡消费差距及类型的影响[J].商业经济研究,2020(3):54-57.
- [19] Hansen B. Sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica, 2000,68(3):575-604.
- [20] Hansen B. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference[J]. Journal of Economic Economics, 1999,93:345-368.

附录 数字普惠金融与城乡居民收入差距的稳健性检验

Appendix Robustness test of digital inclusive finance and income gap between urban and rural residents

解释变量	被解释变量(城乡居民收入差距)			
	数字普惠金融发展	数字普惠金融 服务数字化程度	数字普惠金融 服务覆盖广度	数字普惠金融 服务使用深度
区间 1 (<i>IFI</i> < 20.340 0)	-0.080 6*** (-7.474 3)			
区间 2 (20.340 0 < <i>IFI</i> < 45.560 0)	-0.046 8*** (-12.602 8)			
区间 3 (<i>IFI</i> > 45.560 0)	0.018 4* (5.189 7)			
区间 1 (<i>SZ</i> < 40.350 0)		-0.009 8*** (-2.724 5)		
区间 2 (40.350 0 < <i>SZ</i> < 71.740 0)		-0.0166*** (-6.790 8)		
区间 3 (<i>SZ</i> > 71.740 0)		0.003 9 (1.297 7)		
区间 1 (<i>GD</i> < 7.470 0)			-0.403 1*** (-9.472 2)	
区间 2 (7.470 0 < <i>GD</i> < 44.960 0)			-0.048 1*** (-11.002 5)	
区间 3 (<i>GD</i> > 44.960 0)			0.009 1 (2.5431)	
区间 1 (<i>SD</i> < 30.160 0)				-0.051 7*** (-8.169 2)
区间 2 (30.1600 < <i>SD</i> < 68.510 0)				-0.0274*** (-10.620 3)
区间 3 (<i>SD</i> > 68.510 0)				0.008 5 (2.391 5)
常数项	9.884 6*** (2.885 4)	-4.598 0 (-1.162 5)	8.234 4** (2.105 7)	12.972 0*** (3.956 7)
控制变量	是	是	是	是
观测值	248	248	248	248
<i>F</i> 值	77.983 5***	22.040 7***	55.182 4***	61.754 2***
时间效应	是	是	是	是
模型设定	FE	FE	FE	FE

注:*** $P < 0.01$, ** $P < 0.05$, * $P < 0.1$, 括号中为 t 值

【责任编辑:卓祯雨】