

我国数字普惠金融发展对城乡收入差距的影响研究

金志威, 梁鑫钢

江西财经大学, 江西 南昌
Email: jin935606716@163.com, 894009559@qq.com

收稿日期: 2021年7月22日; 录用日期: 2021年8月20日; 发布日期: 2021年8月27日

摘要

近几年来, 伴随着数字技术的快速发展, 数字普惠金融的崛起正在引起一场生产、服务以及生活形态的变革。本文基于2013~2018年间省级面板数据, 对我国数字普惠金融发展与城乡收入差距之间的关系进行了研究。结果表明, 对全国而言, 数字普惠金融有助于缩小城乡收入差距, 改善城乡发展不平衡的现状。其中, 西部地区的收敛效应最为明显, 中部地区影响效应不显著, 东部地区反而有使城乡收入差距扩大的趋势。此外, 同一地区数字普惠金融的不同维度指标对城乡收入差距的影响也不一样。最后本文对其背后的原因进行了阐述并提出了相应的政策建议。

关键词

数字普惠金融, 城乡收入差距, 地区异质性

Research on the Impact of China's Digital Inclusive Financial Development on the Urban-Rural Income Gap

Zhiwei Jin, Xingang Liang

Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang Jiangxi
Email: jin935606716@163.com, 894009559@qq.com

Received: Jul. 22nd, 2021; accepted: Aug. 20th, 2021; published: Aug. 27th, 2021

Abstract

Recently, with the rapid development of digital technology, the rise of digital inclusive finance is

causing a change in production, services and lifestyles. Based on provincial panel data from 2013 to 2018, this paper conducts an empirical study on the relationship between China's digital inclusive financial development and the urban-rural income gap. The results show that for the whole country, digital inclusive finance has a significant promotion effect on reducing the urban-rural income gap and improving the urban-rural unbalanced development and proposes corresponding policy recommendations. Specifically, the convergence effect in the western region is the most obvious, and the central region is insignificantly. However, the eastern region has the opposite result, the urban-rural income gap is expanding. In addition, different dimensions of digital inclusive finance in the same region have different impacts on the urban-rural income gap. At last, we analyze the reasons and put forward the corresponding suggestions.

Keywords

Digital Inclusive Finance, Urban-Rural Income Gap, Regional Heterogeneity

Copyright © 2021 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

2005年国际小额信贷年会上,联合国首次提出“普惠金融”(financial inclusion)这一概念,核心理念是以低成本、可持续的发展方式,尽可能地为社会所有群体提供合理、便捷、安全的金融服务,解决当时世界范围内贫富差距逐渐扩大、金融资源配置失衡等问题。从全球范围看,贫困和贫富差距问题由来已久并将在可预见的未来长期存在,经济增长一直是各国经济发展目标之一。改革开放以来,城乡收入差距呈现不断扩大的趋势,二元对立的城乡经济结构长期对我国经济发展造成困扰,政府一直致力于缓解城乡收入不均衡的问题。

当今世界,科学技术日益创新,人类的生产和生活方式正在发生巨大的变化,数字经济成为全球经济增长的关键动力,2018年我国数字经济规模达31.3万亿元,占GDP比重为34.8%¹。蓬勃发展的数字经济与移动支付的支撑密不可分,随着应用场景不断丰富、产业链不断延伸,如支付宝、微信支付等移动支付方式已成为推动经济社会发展的重要力量。根据CNNIC发布数据显示,截至2019年6月,我国互联网普及率超过六成,网民规模达8.54亿,手机网络支付用户规模达6.21亿²。这极大地改善了金融服务的可得性和便利性,特别是对于欠发达地区和低收入人群而言,从而推动了中国的普惠金融发展。

目前,中国经济正在逐渐步入“结构性减速”的新阶段,随着经济下行压力不断增大,“人口红利”逐渐消失,缩小城乡收入差距、平衡城乡经济发展,成为当前我国经济增长的迫切需要。尽管中国乃至全球的普惠金融发展取得了显著进步,但由于受到技术条件等限制,传统模式下成本普遍较为高昂、效率低下、产业不可持续等全球共性难题依然无法得到很好的解决。因此,进一步探究如何更好地通过数字普惠金融缩小城乡收入差距,促进城乡均衡发展,具有重要的现实意义,这有利于我国更好地发展数字普惠金融,释放新的经济动力,从而促进实现社会共同富裕与和谐。

¹数据来源:《中国移动支付发展报告(2019)》,国家信息中心,2019年5月6日,
<http://www.sic.gov.cn/Column/604/0.htm>。

²数据来源:《第44次中国互联网络发展状况统计报告》,中国互联网络信息中心,2019年8月,
<http://www.cnnic.net.cn/hlwfzjy/hlwzbg/>。

2. 文献综述

2.1. 关于金融发展效应的研究

金融发展与社会现象的关系一直受到学术界的关注, 一个基本共识是, 金融发展对经济增长起着关键的作用[1] [2]。

早期的学者, 如 Goldsmith, 1959; McKinnon, 1973; Levine, 2005 [3] [4] [5]等通过实证研究发现, 相对完善的金融体系具有管理风险、降低居民约束、使得交易更加便利化的作用, 其中最核心的在于金融发展能够实现资源的配置优化, 同时尽可能地降低风险。他们还发现, 金融抑制现象在发展中国家普遍存在, 政府对金融活动的过多干预, 导致利率和汇率不能真实地反映市场供求状况, 进而造成了经济发展缓慢和金融抑制现象的恶性循环。

随着理论研究的深入, 越来越多的学者开始考察金融发展对经济增长的非线性作用, 而不单单是早期研究中简单的线性作用。就金融发展与经济增长的研究而言, 大多数学者都是通过金融机构的总量水平来探究金融深度对经济增长的影响[6], 而基于金融发展广度的视角进行研究的较少, 在不同的发展阶段, 不同经济体所需的金融服务也不相同[7] [8]。同时, 金融制度安排在资源配置优化, 降低投资风险等方面也各有优劣, 金融结构与金融服务的适配性需要考虑在内, 而不是一味地追求金融的深化发展[9]。Kapoor (2013) [10]认为金融包容性是一个均衡器, 金融中介机构和金融市场对于经济蓬勃发展至关重要, 普惠金融的发展提高了金融相关产品及服务的可得性, 使得更多的居民从中获益。杨有才(2014) [11]基于我国 1987 年~2009 年的面板数据, 以金融发展水平作为门槛变量考虑了二者的非线性关系。实证结果表明, 这种非线性关系在不同地区不同发展水平的作用和表现形式是不一样的, 黄宪等(2019) [12]则利用动态面板 GMM 方法, 从这种作用的异质性以及可持续性进行了进一步的研究。

2.2. 关于城乡收入差距的研究

20 世纪 50 年代, 收入分配理论重心转向由基尼系数衡量的个体之间收入分配不平等, 收入分配问题逐渐成为经济学家研究的一个热点。美国经济学家西蒙·史密斯·库兹涅茨根据经验和推测, 于 1955 年首次提出库兹涅茨曲线(Kuznets curve), 又称倒 U 曲线, 用来描述收入分配状况随经济发展过程而变化的现象。作为收入分配的重要组成部分, 有很多学者围绕城乡收入差距从不同视角进行了深入研究, 大量实证研究结果表明, 20 世纪 90 年代以来, 我国的城乡收入差距正在不断扩大。关于我国城乡收入差距的文献非常多, 以下主要就城乡收入差距的影响因素有关文献进行阐述。

陆铭、陈钊(2014) [13]认为城乡二元结构与城市偏向型的经济社会政策是引起城乡收入差距扩大的重要原因之一, 城市化水平的提高能明显缩小城乡收入差距。杨俊等(2008) [14]通过构建联立方程组模型, 实证发现, 教育水平差异与收入分配差距不是简单的线性关系, 教育不平等的改善不一定会促进收入分配差距的降低。陈斌开等(2010) [15]利用 Oaxaca-Blinder 分解方法进行分析, 结果表明, 城市倾向的教育经费投入政策与城乡收入差距的扩大有很大关系, 教育水平差异是导致城乡收入差距扩大最重要的影响因素。胡荣才等(2011) [16]认为城市化水平、GDP 增长率等因素都会使得城乡居民收入差距扩大, 对外开放程度有助于缓解这一现象。相较于发达国家而言, 我国的城镇化率还比较低, 经济发展水平并不是导致城乡收入差距扩大的原因, 同时, 重工业优先发展战略仍然起着重要作用, 改善城乡收入分配不单是通过人口的转移可以达到的, 更为关键的是优化产业结构, 增加居民的就业机会, 实现二者的协调发展(陈斌开, 林毅夫 2013) [17]。景守武、陈红蕾(2017) [18]运用系统 GMM 模型对我国 2002~2014 年 30 个省际面板数据进行回归分析, 得出 FDI (外商直接投资)、产业结构升级都可以缩小城乡收入差距的结论。同时, 城镇化率、人力资本等因素也有助于缩小城乡居民收入差距, 而经济发展水平的不平衡又进一步扩大了城乡居民收入差距。

2.3. 关于金融发展与城乡收入差距的关系的研究

目前, 金融发展与城乡收入差距的相关研究已经较为成熟, 二者的关系主要分为 U 型, 正相关与负相关, 不显著。唐礼智等(2008) [19]以金融发展水平为视角, 实证研究发现, 金融发展与城乡收入的关系取决于各个地区的金融发展规模与效率。胡宗义等(2010) [20]也得出了相似的结论, 同时他们还发现金融发展的不同阶段的结果各不相同。孙永强等(2011) [21]和孙永强(2012) [22]分别以对外开放程度和城市化作为中介变量进行了更深入的研究, 结果表明, 对于全国而言, 伴随着对外开放程度的提高, 金融发展将导致收入差距的进一步扩大, 而城市化作为中介变量则会间接缩小城乡收入差距。刘赛红、朱建(2017) [23]分静态和动态两个角度运用差分 GMM 估计方法同样分析了城市化的中介效应, 认为收入分配不平衡具有路径依赖, 东部地区成扩大趋势, 西部地区的差距正在减小。基于 Clark 等(2003)的分析框架基础, 李志阳等(2011) [24]从金融发展的规模和效率两个角度出发, 发现短期来看, 二者都扩大了城乡收入差距; 长期来看, 金融效率的提高有助于缓解城乡收入的不平衡, 金融规模的扩大起着相反的作用。李志军等(2012) [25]验证了金融发展与城乡收入差距的倒 U 关系, 结果表明这种关系并不明显, 现阶段总体呈扩大效应趋势。徐敏、张小林(2014) [26]运用 VAR 模型发现普惠制金融发展与城乡收入差距之间存在明显的长期均衡关系, 普惠金融发展对城乡收入差距的收敛作用并不明显。

随着互联网在中国的普及, 数字技术的兴起, 越来越多的学者开始研究互联网金融背景下金融发展对城乡收入差距的影响[27] [28]。大部分学者认为在互联网背景下, 我国的金融发展有助于通过提高就业水平, 增加农村居民收入, 扩大居民投资渠道, 进而达到降低城乡收入差距的效果。少部分学者认为风险防控体系薄弱, 监管不到位的现象仍然存在, 农村金融的渗透性不高, 导致城乡居民收入差距并没有得到很好地改善。

2.4. 简要评述

从以上文献整理结果来看, 关于金融发展和城乡收入差距的研究十分丰富, 尽管研究视角和结论有所差异, 但基本上都认为金融发展对城乡收入分配起着重要的作用。现有文献主要从金融发展规模和效率出发进行研究, 基于普惠金融的视角的较少。一方面, 金融发展的经济增长效应仍存在争议, 金融发展对城乡收入差距有何影响, 结论也各不相同; 另一方面, 由于数字普惠金融这一概念的提出时间较晚, 数字技术与传统普惠金融模式相结合究竟会产生怎样的火花, 有关研究还相对匮乏。因此, 在参考已有成果的基础上, 本文采用定量研究的方法, 运用面板数据估计模型, 对数字普惠金融与城乡居民收入差距的关系进行了研究, 试图为我国大力发展数字普惠金融、解决城乡收入分配不均衡提供一些参考价值。

3. 数字普惠金融对城乡收入差距的影响机制分析

在金融产品与服务的获取方面, 不同群体之间存在很大差异, 作为数字技术与普惠金融结合的产物, 数字普惠金融的出现有可能会改善这一现状, 以下主要从 3 个方面对其影响机制进行分析[29] [30]。

3.1. 降低门槛效应

在金融市场体系不够完善的情况下, 低收入阶层由于自身知识有限, 经济基础较低, 无法满足金融机构设置的服务门槛, 而高收入阶层凭借良好的财富和信用基础, 越过这道门槛, 通过资本积累的优势享受到高收益、高回报的金融服务。相较于城市而言, 农村地区的信用环境普遍较差, 可供抵押资产不足, 信贷风险偏大, 较高的风险管理成本使得金融机构具有明显的利润偏好, 更倾向于服务于城市的高净值客户, 形成了一定的显性或隐性门槛。以商业行为主的传统金融机构出于安全性和盈利性的考量,

执行不同的信贷资源分配, 服务门槛的存在使得城乡居民收入差距进一步扩大[31]。依托于数字技术的运用, 数字普惠金融业务通过提高低收入地区居民金融服务的可获得性, 降低金融机构的运营成本和交易成本, 同时, 利用大数据平台整合信息资源, 优化服务流程来达到降低传统金融服务门槛效应的目的。

3.2. 缓解非均衡效应

在金融发展的初期, 为了保证有限的金融资源得到充分的利用, 城乡之间金融发展并不均衡, 农村地区的金融资源大多流向了城市地区。金融服务需求较为分散且额度不高, 投入产出比低, 许多商业银行等机构纷纷关闭在经济落后地区的分支机构, 农村地区和中西部偏远地区的金融基础设施匮乏。资本要素不断向城市聚集, 非均衡的金融发展并没有给低收入人群带来多少好处, 城市偏向型的金融机构严重影响落后地区经济发展, 使得城乡收入差距进一步扩大。数字技术的发展极大地改变了传统金融服务受限于地理的现象, 具有更好的地理穿透性, 覆盖面更广, 同时, 金融机构在农村地区不断加强基础设施建设、搭建金融生态圈, 有助于缓解这种非均衡效应。

3.3. 发挥减贫效应

减缓贫困一直以来都是世界各国关心的重要课题, 同时也是联合国大力推行普惠金融的原因之一。改革开放以来, 我国农村及贫困边远地区的金融供给不足、金融排斥等问题得了较好改善, 金融服务体系建设也取得了显著成效, 然而, 介于人们追求利益的本性, 传统的普惠金融发展并未取得实质性突破。而作为数字技术与普惠金融的结合, 数字普惠金融具有成本低、覆盖广等优势, 借助于数字技术和大数据平台, 直接瞄准贫困人口, 提高贫困人口的金融服务可获得性, 旨在通过金融普惠促进贫困地区经济增长, 进一步达到减贫效果。如何打破信息壁垒, 更好的实现精准扶贫, 是金融扶贫的重要着力点[32]。通过建立数字产业链金融平台, 拓宽贫困群体增收渠道, 优化贫困地区数字金融服务环境, 数字普惠金融为贫困减缓提供了新思路。

4. 数字普惠金融对城乡收入差距影响效应的实证检验

4.1. 数据描述与变量构造

4.1.1. 被解释变量: 城乡居民收入差距

衡量城乡居民收入差距的指标主要包括基尼系数, 城乡居民人均可支配收入比值、泰尔指数。基尼指数更多反应的是社会总体的收入差距, 且其对基础数据的要求较为苛刻, 不同的机构测算出的基尼系数可能会有较大差异; 泰尔指数(Theil index)由荷兰经济学家 Henri Theil 根据广义熵指数的概念提出, 经常作为衡量个人之间或者地区间收入差距的指标所使用, 相较于城乡居民人均可支配收入比值, 优点在于能将城乡收入差距分解为组内差距和组间差距(孙永强、万玉琳, 2011; 宋晓玲, 2017) [21] [27]。因此, 本文选用泰尔指数计算城乡居民收入差距, 计算公式为:

$$\text{Theil} = \sum_{i=1}^2 \left(\frac{Y(i,t)}{Y_t} \right) \ln \left[\left(\frac{Y(i,t)}{Y_t} \right) \div \left(\frac{X(i,t)}{X_t} \right) \right] \quad (1)$$

其中, $i=1$ 为农村, $i=2$ 为城镇。 $Y(i,t)$ 表示第 t 年城镇或农村地区的人均可支配收入, $X(i,t)$ 表示第 t 年城镇或农村地区人口数, Y_t 表示第 t 年总人均可支配收入, X_t 表示第 t 年全国人口数。

4.1.2. 解释变量: 数字普惠金融指数

进行数字普惠金融的相关研究时, 参考大多数学者的做法[30] [31] [32], 本文借鉴北大数字金融中心的研究结果, 选取其测算出的数字普惠金融指数作为所建模型中的解释变量。

4.1.3. 控制变量

1) 城镇化水平 URBAN。改革以后, 随着我国市场经济的发展, 大量农村劳动力涌入城市, 城市的人才市场岗位竞争日益加剧, 农村剩余劳动力问题得到一定改善, 促进了农民收入水平的提高, 在某种意义上减缓了城乡收入差距的扩大。本文城镇化水平用非农业人口占地区总人口的比重表示,

2) 经济发展水平 RGDP。伴随着经济的增长, 根据 Kuznets “倒 U 型”假说, 城乡收入差距应先增大、后减小。大部分学者都支持经济发展对城乡收入差距有着重要的影响, 但其影响方向如何, 仍存争议。本文中经济发展水平选用当地人均 GDP 表示。

3) 对外开发程度 OPEN。孙永强、万玉琳(2011), 徐敏、张小林(2014) [21] [26]等认为对外开放, 而宋晓玲(2017) [27], 景守武、陈红蕾(2019) [18]通过实证分析则得出了相反观点, 有关这一变量的影响有待检验。本文按当年汇率对外商投资进出口总额折算, 选用其占 GDP 的比重来衡量对外开放程度这一指标。

4) 人力资本变量 EDU。陈斌开(2010) [15]、杨俊等(2008) [14]都认为城市倾向的教育水平对城乡收入分配有着重要的影响, 本文中教育水平用平均教育年限表示。计算方法为: (小学人口*6 + 初中人口*9 + 高中人口*12 + 大专以上人口*16)/6 岁以上人口数[13] [15]。

5) 产业结构 IS。农业经济结构单一, 农民并没有因生产力的发展获得相应的经济收益, 这也是导致城乡居民收入差距扩大的一个重要原因, 经实证分析表明, 非农业占比与城乡收入差距负相关[19] [26]。参考他们的做法, 本文用第二、三产业增加值占 GDP 的比重来表示产业结构, 并预期其对城乡收入差距有缩小作用。

6) 财政支出偏倚 FE 与财政支出结构改善 AFE。财政支出偏倚度过大, 政府对经济活动过度干预会扩大城乡收入差距, 而财政支农支出比例的提高则有可能扭转和修正这一趋势, 减弱财政支出偏倚带来的影响[27]。本文选取财政支出占地区 GDP 比例来表示财政支出偏倚的情况, 用财政支农支出占总财政支出比重来表示财政支出结构改善的情况。

4.2. 回归分析

4.2.1. 面板单位根检验

李子奈曾指出, 一些非平稳的经济时间序列往往表现出共同的变化趋势, 而这些序列间本身不一定有直接的关联, 此时, 对这些数据进行回归, 尽管有较高的 R 平方, 但其结果是没有任何实际意义的, 这种情况称为虚假回归或伪回归(spurious regression)。因此为了避免伪回归, 确保估计结果的有效性, 需要对各面板序列的平稳性进行检验。常用的面板单位根检验方法有 LLC、IPS、Breitung、ADF-Fisher 和 PP-Fisher 5 种, 本文选用其中 3 种对原始数据进行检验(见表 1)。

Table 1. The results of unit root test

表 1. 单位根检验结果

| 变量 | 检验形式 | LLC 检验 | ADF 检验 | PP 检验 | 检验结果 |
|-------|--------|-------------|------------|------------|------|
| GAP | (0, 0) | -20.4673*** | 466.579*** | 485.373*** | 平稳 |
| DIFI | (C, T) | -19.3056*** | 84.8924** | 171.444*** | 平稳 |
| URBAN | (0, 0) | 0.66108 | 34.9153 | 2.62057 | 不平稳 |
| RGDP | (C, 0) | 8.94178 | 8.82535 | 13.9231 | 不平稳 |
| OPEN | (C, T) | -12.4764*** | 31.9971 | 80.9159** | 平稳 |
| EDU | (C, T) | -11.6692*** | 49.7920 | 81.7697** | 平稳 |
| IS | (0, 0) | -7.47362** | 187.148*** | 270.450*** | 平稳 |
| FE | (0, 0) | 2.03651 | 24.9732 | 32.5047 | 不平稳 |
| AFE | (C, 0) | -3.67807*** | 55.2219 | 62.1626 | 不平稳 |

注: 检验形式(C, T)中, C 代表截距项, T 代表趋势项。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

结果显示, GAP、DIFI、OPEN、EDU、IS 原序列平稳, URBAN、RGDP、FE、AFE 不平稳, 对其进行对数处理后基本都通过了平稳性检验, 可以视为平稳序列。

4.2.2. 模型构建与估计结果

本数据属于非平衡面板数据, 个体数 $N = 31$, 其时间长度 $T = 6$, 变量数 = 9。其中西藏自治区 2015 年的外商投资企业货物进出口总额数据有缺失。基于前面各部分的分析, 初步建立多元非线性面板数据模型, 其形式如下:

$$\begin{aligned} \text{GAP}_{it} = & \alpha_i + \beta_1 \text{DIFI}_{it} + \beta_2 \text{LNURBAN}_{it} + \beta_3 \text{LNRGDP}_{it} + \beta_4 \text{OPEN}_{it} \\ & + \beta_5 \text{EDU}_{it} + \beta_6 \text{IS}_{it} + \beta_7 \text{LNFE}_{it} + \beta_8 \text{LNAFE}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

$(i = 1, 2, \dots, 31; t = 2013, \dots, 2018)$

用 F 统计量检验应该建立混合模型还是个体固定效应模型, 检验结果见表 2, 其中 cross-section F 指的是(多余个体效应的)F 检验, Cross-section Chi-square 指的是(多余个体效应的)LR (似然比)检验。因为 F 检验和 LR 检验对应的 P 值都小于 0.05, 推翻建立混合模型的假设, 选择建立个体固定效应模型。

Table 2. The outcomes of F test
表 2. F 检验的输出结果

| Effects Test | Statistic | d.f | Prob. |
|--------------------------|------------|----------|--------|
| Cross-section F | 99.500755 | (30,146) | 0.0000 |
| Cross-section Chi-square | 567.119042 | 30 | 0.0000 |

用 H 统计量检验应该建立个体固定效应模型还是个体随机效应模型, 检验结果如表 3 所示。因为 $H = 54.637724$ 对应的 P 值远小于 0.05, 认为模型存在个体固定效应, 应该建立个体固定效应模型。

Table 3. The outcomes of Hausman test
表 3. 豪斯曼(Hausman)检验的输出结果

| Test Summary | Chi-Sq. Statistic | Chi-Sq. d.f. | Prob. |
|----------------------|-------------------|--------------|--------|
| Cross-section random | 54.637724 | 8 | 0.0000 |

综上, 应该建立个体固定效应模型, 估计结果见表 4。可以看到, 模型的拟合度较好, 各因素整体对城乡收入差距的解释作用显著。就全国总样本而言, 数字普惠金融指标的系数为负, 且在 1% 的显著水平上显著, 说明数字普惠发展在一定程度上确实可以达到缩小城乡收入差距的效果。

Table 4. The estimation results of individual fixed effect
表 4. 个体固定效应估计结果

| 解释变量 | |
|---------|----------------------------|
| DIFI | -0.079920*** (0.032402) |
| LNURBAN | -2.482704*** (0.135739) |
| LNRGDP | 0.162728*** (0.045168) |

Continued

| | |
|--------------------------|----------------------------|
| OPEN | 0.246557** (0.128096) |
| EDU | -0.027059* (0.014900) |
| IS | -1.669062*** (0.372847) |
| LNFE | 0.134153*** (0.134153) |
| LNAFE | -0.114754*** (0.031721) |
| C | -0.406584 (0.652945) |
| Individual fixed effects | Yes |
| Observations | 185 |
| R-squared | 0.997972 |

注: ()内为回归系数对应的稳健标准误; *、**、***分别表示参数估计值在 10%、5%和 1%的水平上显著异于零, 下同。

从控制变量回归的结果来看, 城市化水平和产业结构对城乡收入差距的收敛作用明显, 这与大部分学者的研究结论相一致。相较而言, 对外开放程度越高, 外贸投资额比重越大, 会导致城乡收入差距的进一步扩大。人力资本变量的系数估计值符号为负, 受教育程度的提高会增加农民的收入, 进而降低城乡收入差距, 但是这种影响并不显著。财政支出偏向对城乡收入差距会产生正向的影响, 支出结构的改善会降低这种影响, 符合预期。

4.3. 进一步分析

4.3.1. 分区域考察

根据经济发展水平和在国家发展中的地位及任务的差异, 参考国家统计局的最新划分方式, 将我国大陆划分为东部地区、中部地区和西部地区。本部分将全国总样本分区域进行回归, 估计结果见表 5。对于西部地区而言, 数字普惠金融与城乡收入差距之间呈反向关系, 回归系数为负, 且在 1%的显著性水平下显著, 与全国总样本的结论一致。根据中部地区样本的回归结果, 这种关系虽然也存在, 但是从显著性来看, 这种影响并不明显, 可能是因为中部地区面临的金融排斥较低, 数字普惠金融对城乡收入差距的收敛效应还未得到体现。与其他地区不同的是, 东部地区数字普惠金融指数的回归系数为正, 虽然并不显著, 但是从一定程度上可以表明, 数字普惠金融在东部地区不仅没有起到缩小城乡收入差距的作用, 反而导致其进一步扩大。

对于其他控制变量, 在所有样本的回归结果中, 人均 GDP、财政支出结构基本都显示会扩大城乡收入差距, 但东部地区的系数显著性水平不高, 可能是因为东部地区经济发展程度已经达到一定的水平, 财政支出结构也较为完善, 因而这种影响并不明显。从整体回归结果来看, 城市化政策对城乡收入差距的扩大起着明显的抑制作用, 随着城市化水平的提高, 很多农民涌入城市, 拓宽了农民的收入渠道, 进一步提高了农民收入水平, 这无疑促进了城乡收入差距的缩小。相较而言, 对外开放程度系数普遍不显著, 这主要是因为外贸进出口总额本身占比不高, 导致其对城乡收入差距的影响较小。

Table 5. The estimation results of the relationship between the digital inclusive finance index and the urban-rural income gap in different regions**表 5.** 不同区域的数字普惠金融指数与城乡收入差距之间关系的估计结果

| 解释变量 | 东部地区 | 中部地区 | 西部地区 |
|--------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| DIFI | 0.008941 (0.021814) | -0.041177 (0.028148) | -0.173964*** (0.062488) |
| LNURBAN | -1.547681*** (0.097399) | -2.482704*** (0.199275) | -3.219501*** (0.185873) |
| LNRGDP | 0.055433* (0.029658) | 0.208328*** (0.051007) | 0.223394*** (0.082057) |
| OPEN | 0.038111 (0.075472) | 0.50743 (0.344617) | 0.616213 (0.414866) |
| EDU | -0.021375 (0.014363) | -0.003299 (0.012249) | -0.007117 (0.024982) |
| IS | -0.025422 (0.284645) | -0.039847 (0.273798) | -0.861967 (0.583606) |
| LNFE | -0.009129 (0.025022) | 0.110426** (0.046368) | 0.200766*** (0.066257) |
| LNAFE | -0.075629*** (0.0224) | -0.002109 (0.031676) | -0.088892 (0.071055) |
| C | -0.290497 (0.452893) | -2.106059*** (0.640866) | -1.970831* (1.036405) |
| Individual fixed effects | No | Yes | No |
| Observations | 66 | 48 | 71 |
| R-squared | 0.912071 | 0.999081 | 0.960326 |

4.3.2. 分维度考察

基于前面的分析,可以得到数字普惠金融对城乡收入差距具有一定收敛作用的结论,此外,通过分区域进行实证,还发现不同地区数字普惠金融对城乡收入差距的影响不尽相同。接下来,本文将进一步考察数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度 3 个分维度指标对城乡收入差距的影响是否具有异质性,回归结果见表 6。对于全国总样本而言,使用深度的系数并不显著,覆盖广度和数字化程度起着主要影响[31][32]。

对东部地区来说,覆盖广度和使用深度的影响系数均为正值,数字化程度系数为负值,其中只有使用深度系数显著,且在 1%显著性水平上通过了检验,表明使用深度指标与城乡收入差距呈正向相关关系,其余两个指标影响不明显。这可能是因为东部地区的经济较为发达,金融机构网点覆盖度高,相对较为完善的金融体系为居民提高了多层次、多元化的金融服务。随着数字金融的发展,人们不仅仅满足于储蓄、消费等日常活动,越来越多的人开始接触到更深层次的信贷业务、投资业务、保险业务等金融服务,这使得城乡收入差距的状况进一步恶化。

Table 6. The estimation results of sub-indices in different regions
表 6. 不同区域的分指标估计结果

| 解释变量 | 全国地区 | 东部地区 | 中部地区 | 西部地区 |
|--------------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| COVERAGE | -0.000982*** | 0.0000474 | -0.000277 | -0.0020*** |
| | (0.000337) | (0.000231) | (0.000274) | (0.000629) |
| USAGE | -0.000162 | 0.000355*** | -0.0000383 | -0.00066** |
| | (0.000124) | (0.0000798) | (0.0000949) | (0.000268) |
| DIGIZATION | -0.000107* | -0.000000581 | -0.0000911* | -0.00021* |
| | (0.000061) | (0.0000422) | (0.000058) | (0.000108) |
| LNURBAN | -2.843486*** | -3.088588*** | -2.49489*** | -3.265456*** |
| | (0.100384) | (0.048183) | (0.202758) | (0.14689) |
| LNRGDP | 0.234037*** | 0.457351*** | 0.201918*** | 0.207237*** |
| | (0.038925) | (0.016131) | (0.052874) | (0.068955) |
| OPEN | 0.400603*** | 0.872714*** | 0.522758 | 1.046108** |
| | (0.118171) | (0.058792) | (0.36123) | (0.424263) |
| EDU | -0.037957*** | -0.143502*** | -0.003449 | 0.006718 |
| | (0.015216) | (0.014031) | (0.012073) | (0.02544) |
| IS | -0.370802 | 1.249495*** | -0.128062 | -0.72187 |
| | (0.279422) | (0.073794) | (0.276321) | (0.485898) |
| LNFE | 0.217732*** | 0.4375*** | 0.129388 | 0.191395*** |
| | (0.03276) | (0.012727) | (0.048193) | (0.052017) |
| LNAFE | -0.000982*** | -0.243354*** | -0.012422*** | -0.120262* |
| | (0.000337) | (0.009464) | (0.033718) | (0.068053) |
| C | -0.000162*** | -6.232689*** | -1.956527 | -2.00122** |
| | (0.000124) | (0.209336) | (0.695453) | (0.862892) |
| Individual fixed effects | No | No | Yes | No |
| Observations | 185 | 66 | 48 | 71 |
| R-squared | 0.921861 | 0.909915 | 0.999168 | 0.965850 |

对于中部地区,覆盖广度、使用深度和数字化程度的影响系数的符号与全国总样本相同,均为负值,但是基本都没有显著性。可能的原因是中部地区地方金融机构发展状况总体来说虽然要好于西部地区,但与东部地区相比仍有较大差距,这种差距不仅仅体现在总量方面,金融结构方面也存在不小的差距。以能源业、制造业为主的地区金融机构发展普遍较好,以农业为主的地区发展相对较差,在缩小城乡收入差距方面,数字普惠金融发展的优势并没有得以很好的体现。这与上部分关于中部地区总指标的回归结果相符,也进一步说明了模型较为稳健。

在西部地区,覆盖广度、使用深度和数字化程度的影响系数均为负值,且都通过了显著性检验,其

中覆盖广度在 1% 的显著性水平显著。西部地区金融发展相对较为滞后, 整体发展基础十分薄弱, 金融机构相对匮乏, 金融结构体系不完善的问题依然存在。相较于传统金融业务, 数字普惠金融的地理穿透性更好, 形成了更为广泛的金融覆盖度, 为这些地区的居民带来了便利化、实惠化的金融服务, 缩小了城乡收入差距。与银行业相比, 证券业、保险业的发展更为滞后, 数字化程度不高, 因此, 数字普惠金融对于西部地区的城乡收入差距收敛效应, 覆盖广度的影响最为显著, 其次是使用深度, 最后是数字化程度。

5. 结论和政策建议

本文基于 2013~2018 年间省级面板数据, 采用面板估计模型, 对我国数字普惠金融发展与城乡收入差距之间的关系进行分析得到结论: 总体而言, 数字普惠金融有助于降低城乡收入差距、改善城乡收入不均衡的现状, 其中西部地区的收敛效应最为明显, 中部地区影响效应不显著, 东部地区反而有使城乡收入差距扩大的趋势。此外, 同一地区数字普惠金融的不同指标对城乡收入差距的影响也不一样。针对以上结论, 提出以下几点建议:

1) 确立数字普惠金融发展战略和总体思路

作为一种新兴的金融模式, 数字金融从资产业务、负债业务等多个方面冲击了以银行业为主的传统金融体系, 对金融业产生了巨大的影响。与传统金融相比, 数字金融具有运营成本低, 服务效率高, 覆盖度广等优势, 移动互联、大数据和智能手机等数字技术的快速发展, 为普惠金融战略注入了新的发展动力。而随着经济和社会的不断发展, 各个群体的金融需求也发生了很大变化, 以商业银行为主体的金融机构需明晰自己的市场定位, 充分发挥各自业务的积累优势, 制定相应的数字普惠金融发展战略, 为客户提供更好的金融服务。

2) 加快金融与科技融合创新, 发挥好沟通交流平台作用

金融科技是金融与科技的交汇地, 需要金融界、科技界携手合作, 先进技术只有运用到经济金融领域才能促进金融创新, 推动经济发展。要发挥科技公司在技术研发, 善于利用数字技术等优势, 以及金融机构在资金风险管理等方面的优势, 提倡推动强强联合, 协同攻关, 切实加快金融与科技的融合创新的步伐。积极动员组织各级网络社会组织和互联网行业企业参与金融科技和数字普惠金融创新创业, 为推进数字经济发展, 做大做强数字经济贡献力量。

3) 打造数字普惠金融生态圈, 助力经济高质量发展

大力发展普惠金融, 关键在于发挥各方力量, 充分利用现代科技手段, 构建数字普惠金融、网络公益生态体系。近年来, 政府部门、社会组织、金融机构、互联网金融服务公司、实体企业发挥各自优势, 积极投身普惠金融事业, 通过设立专门部门, 加快产品创新, 扩大金融资源支持, 扶持特色产业, 开展慈善公益, 网络扶贫等多种形式, 把数字普惠金融和网络公益有机结合, 才收到了相得益彰的效果。当今世界, 数字经济正成为全球经济日益增长的重要驱动力, 打造数字普惠金融生态圈需要社会各行业携手合作, 进而推动社会包容性增长与经济高质量发展。

4) 优化金融体系结构, 形成多层次、广覆盖、差异化的数字普惠金融体系

目前, 我国金融体系仍然以银行为主导, 不论是金融市场的发展规模还是深度, 都还有很大的上升空间。信息不对称、激励机制不完善, 导致中小企业融资难融资贵的问题依然存在。为此, 进一步加快推进金融供给侧结构性改革, 优化金融结构体系等举措就显得比较重要。如今, 随着数字技术日益创新, 金融产品与服务多样化, 服务主体多元化, 我国数字普惠金融业务已经迈上向深度拓展的新台阶。为了满足不同人群对金融服务产品的需求, 提供有效、全方位的金融服务, 还需要构建多层次、广覆盖、差异化的金融服务产品体系, 深化农村金融体制改革, 让中小企业、低收入阶层也能共享金融发展的成果, 增加农民收入, 进而缩小城乡收入差距。

参考文献

- [1] King, R.G. and Levine, R. (1993) Finance, Entrepreneurship and Growth. *Journal of Monetary Economics*, **32**, 513-542. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90028-E](https://doi.org/10.1016/0304-3932(93)90028-E)
- [2] Rajan, R.G. and Zingales, L. (1998) Financial Dependence and Growth. *The American Economic Review*, **88**, 559-586.
- [3] Goldsmith, R.W. (1959) Financial Structure and Development as a Subject for International Comparative Study. *NBER Chapters*, **20**, 143-145.
- [4] Caves, R.E. (1974) Money and Capital in Economic Development: R.I. McKinnon, (The Brookings Institution, Washington, 1973) xii + 184 pp. *Journal of International Economics*, **4**, 223-224.
- [5] Levine, R. (2005) Chapter 12 Finance and Growth: Theory and Evidence. In: *Handbook of Economic Growth*, Vol. 1, Elsevier, Amsterdam, 865-934. [https://doi.org/10.1016/S1574-0684\(05\)01012-9](https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01012-9)
- [6] King, R.G. and Ross, L. (1993) Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right. *The Quarterly Journal of Economics*, **108**, 717-737.
- [7] Levine, T.B.R. and Loayza, N. (2000) Finance and the Sources of Growth. *Journal of Financial Economics*, **58**, 261-300. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(00\)00072-6](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(00)00072-6)
- [8] 李涛, 徐翔, 孙硕. 普惠金融与经济增长[J]. 金融研究, 2016, 430(4): 1-16.
- [9] 林毅夫, 孙希芳, 姜烨. 经济发展中的最优金融结构理论初探[J]. 经济研究, 2009, 44(8): 4-17.
- [10] Kapoor, A. (2014) Financial Inclusion and the Future of the Indian Economy. *Futures*, **56**, 35-42. <https://doi.org/10.1016/j.futures.2013.10.007>
- [11] 杨友才. 金融发展与经济增长——基于我国金融发展门槛变量的分析[J]. 金融研究, 2014(2): 59-71.
- [12] 黄宪, 刘岩, 童韵洁. 金融发展对经济增长的促进作用及其持续性研究——基于英美、德国、法国法系的比较视角[J]. 金融研究, 2019, 474(12): 147-168.
- [13] 陆铭, 陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究, 2004(6): 50-58.
- [14] 杨俊, 黄潇, 李晓羽. 教育不平等与收入分配差距: 中国的实证分析[J]. 管理世界, 2008(1): 38-47+187.
- [15] 陈斌开, 张鹏飞, 杨汝岱. 政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距[J]. 管理世界, 2010(1): 36-43.
- [16] 胡荣才, 冯昶章. 城乡居民收入差距的影响因素——基于省级面板数据的实证研究[J]. 中国软科学, 2011(2): 69-79.
- [17] 陈斌开, 林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学, 2013(4): 81-102+206.
- [18] 景守武, 陈红蕾. FDI、产业结构升级对我国城乡居民收入差距的影响: 基于省际面板数据分析[J]. 世界经济研究, 2017(10): 55-64+122+136.
- [19] 唐礼智, 刘喜好, 贾璇. 我国金融发展与城乡收入差距关系的实证研究[J]. 农业经济问题, 2008(11): 44-48.
- [20] 胡宗义, 刘亦文. 金融非均衡发展及城乡收入差距的库兹涅茨效应研究——基于中国县域截面数据的实证分析[J]. 统计研究, 2010, 27(5): 25-31.
- [21] 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.
- [22] 孙永强. 金融发展、城市化与城乡居民收入差距研究[J]. 金融研究, 2012(4): 98-109.
- [23] 刘赛红, 朱建. 金融发展、城镇化与城乡居民收入差距关系实证[J]. 经济地理, 2017, 37(8): 46-52.
- [24] 李志阳, 刘振中. 中国金融发展与城乡收入不平等: 理论和经验解释[J]. 经济科学, 2011(6): 10-18.
- [25] 李志军, 奚君羊. 中国金融发展与收入差距的倒 U 关系分析[J]. 上海经济研究, 2012, 24(9): 12-18.
- [26] 徐敏, 张小林. 普惠制金融对城乡居民收入差距的影响[J]. 金融论坛, 2014, 19(9): 9-15.
- [27] 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.
- [28] 孔杏. 新常态下互联网金融发展与城乡收入差距动态关系研究[J]. 经济与管理, 2018, 32(2): 58-62+92.
- [29] 郭峰, 王靖一, 王芳, 孔涛, 张勋, 程志云. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.
- [30] 傅秋子, 黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. 金融研究, 2018, 461(11): 68-84.

- [31] 易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018, 46(11): 47-67.
- [32] 张勋, 万广华, 张佳佳, 何宗樾. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.