

数字普惠金融发展对我国 城乡收入差距影响的实证研究

庄志浩

(南京财经大学经济学院 江苏 南京市 210000)

摘要:数字普惠金融由数字技术与普惠金融结合而诞生,其数字化及普惠性能够有效缓解金融排斥效应,有助于缩小城乡收入差距。本文通过文献梳理和理论分析研究数字普惠金融对城乡收入差距的影响机制,选取 2011-2018 年省级面板数据,运用计量模型对两者关系进行实证研究,研究表明:总体上数字普惠金融发展对缩小城乡收入差距具有显著作用;数字普惠金融的覆盖广度及数字化程度在其中发挥重要作用;相比于东部和西部地区,数字普惠金融对我国中部地区城乡收入差距的缩减效应更为显著。因此,数字普惠金融应追求更全面丰富的金融服务,协调好数字普惠金融对缩小城乡收入差距的稳定推动力,实现城乡间均衡发展。

关键词:数字普惠金融;城乡收入差距;双重差分模型;城乡金融差距

中图分类号:F832 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-4392(2021)10-0026-12

一、引言

自 1978 年至 2019 年,我国经济迅猛发展,GDP 占世界总量比例从 1.74% 跃至 16.34%,改革开放的强大推力使中国成为全球第二大经济体。在此期间,我国城乡二元经济发展方式极大地促进了资源流向经济潜力更大的城镇地区,城镇地区的蓬勃发展是我国高速发展阶段不可或缺的重要部分。然而与此同时,我国城乡收入差距在不断扩大。

实体经济的发展依赖金融业的支持,城乡收入差距的逐步出现,部分归因于城乡金融差距。在传统金融行业中,金融机构的营利

方式大多是进行线下网点的布置,向需求者提供金融服务,其中,由于地理环境、人才稀缺等限制,较为偏僻的农村地区尤其是中西部的农村地区往往很难得到完整全面的金融服务,农村居民对融资、理财等业务的需求很难被满足,继而扩大了城乡居民的收入差距。

2016 年,央行发布《G20 数字普惠金融高级原则》,提出八大发展原则,数字普惠金融的概念被正式提出;2020 年 11 月,“数普惠、新金融——第三届中国普惠金融创新发展峰会”举行并发布《中国普惠金融创新报告(2020)》,报告指出,数字普惠金融已经成

为当前普惠金融发展的主流;2020年12月17日,中关村互联网金融研究院发布《中国金融科技和数字普惠金融发展报告(2020)》指出,中国数字普惠金融实践愈加丰富,新服务、新产品不断涌现,我国的数字普惠金融体系正在形成以银行类金融机构为中心,以互联网企业为支撑,以非银行金融机构为补充,金融科技企业赋能,基础设施不断完善、制度保障不断健全的全方位发展格局。数字普惠金融蓬勃发展,数字技术在金融行业的拓展应用使得我国农村地区的“金融排斥效应”大幅削弱,线上理财、网上银行借贷、手机支付等业务可以突破地理环境恶劣、劳动力不足等因素的限制,农村居民金融服务可获得性大幅增加,农村地区金融不断发展壮大。

数字普惠金融对于减贫、协调城乡发展的作用,促使学者对数字普惠金融影响城乡收入差距进行研究,但是就目前来看,由于数字普惠金融发展时间较短,因此在国内外的相关研究中,被运用到的研究方法以及得出的研究结论还不够全面丰富,本文旨在提供理论研究方面的新角度、新内容,并基于研究结论提出具有参考价值的政策建议。

二、文献综述

(一)普惠金融与数字普惠金融

关于普惠金融,国际上,Bruhn 和 Love (2014)^[1]提出,普惠金融增加了可以获得金融服务的穷人数量,推行普惠金融的国家可以因此实现减贫以及经济增长。国内,张平(2011)^[2]认为小额信贷是普惠金融体系中的重要部分,对于减贫具有重大作用。自2016年以后,数字普惠金融逐渐成为热点。尹应凯、侯蕤(2017)^[3]梳理了数字普惠金融的发

展逻辑、国际经验以及“中国贡献”,并结合国家级战略规划提出了创新性的中国数字普惠金融发展的“新型雁行模式”,认为中国发挥好优势可成为该领域的国际“领头雁”;邱兆祥、向晓建(2018)^[4]分析发展数字普惠金融的特点优势以及主要问题,提供了发展数字普惠金融的五条路径。

(二)城乡收入差距

目前,在城乡收入差距研究领域,国内外大多数学者往往围绕经济增长、城镇化发展(人口结构)、财政支出、金融发展、产业结构升级等对城乡收入差距的影响因素进行研究,陆铭、陈钊(2004)^[5]通过实证分析,认为城市化对降低城乡收入差距有显著作用,政府财政支出结构也对城乡收入差距有显著影响;姚耀军(2005)^[6]基于VAR模型及其协整分析,指出金融发展与城乡收入差距存在着一种长期均衡关系,解决金融发展非均衡问题有助于缩小城乡收入差距;冯云(2014)^[7]通过实证研究发现,由于城乡间教育水平差距,农村地区受高等教育的人数比城镇地区较少,教育差距增大了城乡收入差距。经典的Kuznets“倒U曲线”假说认为,城乡之间的收入差距会随着经济的发展经过先增大后减小的过程。国内研究中,韩旭、韩淑丽(2006)^[8]认为我国的经济水平尚处于“倒U曲线”的左侧,收入差距会随经济增长进一步增大;之后,许多学者发现金融发展对收入差距也具有同一效应,李志军、奚君羊(2012)^[9]分析得出,从长期来看,金融发展确实有望缩小各层级的收入差距,但取决于该地区的金融发展究竟处在倒U曲线顶点的哪一侧。

(三)数字普惠金融对城乡收入差距的影

响

关于普惠金融对收入差距的影响,徐敏、张小林(2014)^[10]利用VAR模型对普惠金融与城乡居民收入差距的关系进行实证研究,结果显示普惠金融发展与城乡收入差距之间存在长期均衡关系,普惠金融发展可以微弱缩减城乡收入差距;刘金全、毕振豫(2019)^[11]提出了“普惠金融的发展能够通过促进经济增长和缓减贫困,进而促进城乡收入差距减小”的假设,分析了普惠金融发展对城乡收入差距的影响机制。相关研究已经多次证明,普惠金融能够有效缩减城乡收入差距,然而普惠金融在数字技术的加成之后,对城乡收入差距的影响是否依旧显著,需要更多的学者进行多维度、多视角的研究。

宋晓玲(2017)^[12]使用泰尔指数衡量我国城乡收入差距,使用北京大学数字普惠金融指数衡量我国数字普惠金融发展程度,得出结论认为数字普惠金融的发展可以减小我国城乡收入差距;梁双陆、刘培培(2018)^[13]运用面板回归模型检验了数字普惠金融对城乡收入的收敛效应,结果显示数字普惠金融确实可以有效收敛城乡收入差距,但此效应存在教育门槛,并据此建议数字金融产品应实现多层次多样化以避免陷入“数字陷阱”;张勋等(2019)^[14]通过实证研究发现,数字金融的发展提升了家庭收入,并且农村低收入群体得益更为显著,数字金融的发展更加有助于农村居民而不是城镇居民创业,证实了互联网革命下数字金融的包容效应;陈丹、姚明明(2019)^[15]考察了数字普惠金融发展对农村居民收入的影响,研究表明数字普惠金融显著地促进了农村居民收入的增加。

然而,数字普惠金融作为一项新事物,

并不能保证其在国内各地区发挥同样影响,对于不同的样本区间,数字普惠金融或许发挥着不同的效应,我们应针对不同的发展状况根据研究结论提出不同的政策建议。贺大维(2019)^[16]对数字普惠金融如何影响城乡收入差距进行了更细致的分析,首先在理论研究中剖析了数字普惠金融影响城乡收入差距的三种传导机制,后续在实证研究构建了三种模型,讨论了内生性、异质性、门槛效应、空间自相关等多种问题,得出了复杂而细致的结论;易扬、王磊(2020)^[17]通过空间杜宾模型,对两者关系进行了实证研究,认为数字普惠金融的发展有缩小城乡收入差距的作用且存在空间溢出效应,并针对研究中发现的相邻省份之间存在要素资源竞争这一现象给出了政策建议;李牧辰等(2020)^[18]对数字普惠金融影响城乡收入差距进行了异质性研究,分析发现中国数字普惠金融得益于覆盖广度和使用深度的影响总体上对城乡收入具有收敛作用,而数字金融的数字程度扩大了城乡收入差距。

(四)总结

基于本研究的基本思路,结合前文对数字普惠金融、城乡收入差距以及两者间关系的梳理,本文的理论研究部分可得出以下总结。

第一,首先从直接的传导“路线”来看,数字普惠金融能够直接帮助农村居民收入增加。数字普惠金融凭借快速便捷、成本低廉、业务延伸不受限的优势,将之前被“金融排斥”的人群纳入了服务范围,这些人群在国内大部分由收入较低的农村居民组成,优质金融业务的使用直接促进了该群体收入的增加,缩小了城乡收入差距。然而,对于普

通农村居民,数字普惠金融提供的主要业务大部分是理财、小额借贷等业务,对收入的增加作用从理论上来说较为微弱。

第二,数字普惠金融能够缩减城乡金融差距,对抗城乡二元的经济发展结构。以数字普惠金融的另一重点服务对象——小微企业来举例,数字普惠金融可以帮助这些新兴的经济单位发展,它们往往是国家经济发展中最具活力及潜力的一部分,金融市场的蓬勃可以带动地区经济发展,经济发展意味着需要更多的资本和劳动力,这些资本和劳动力都可以来源于农村,继而帮助农村居民收入增加,城乡收入差距缩小。此传导机制是通过数字普惠金融促进发展农村金融,使地区资源得到更合理的配置,优质资源被留在农村之后,农村居民的收入会得到显著增加。

第三,数字普惠金融促进经济发展,对其它城乡差距产生发散性影响,间接助力减贫。我们知道,经济发展的差距,往往会带来很多方面的差距,比如城乡教育差距、转业难度差异、资源可获得性差异(融资借贷困难)等,从长远和发展的眼光来看,这些差距构成了非常强劲的“恶性循环”,甚至导致阶级差异,贫困地区居民、贫困人口、体量小的经济单位都会因此更难脱身于低收入的困境。而经济的良好发展,能够为这些群体提供更多的受教育机会、就业岗位、融资渠道等,能够抵消上述差距的负面影响,继而提高整个群体的平均收入,缩小城乡收入差距。当然,经济的发展究竟能不能带来正面影响,根据前文提到的经济学“倒U曲线”假设,需要对该地区的经济发展情况做出准确判断才能得出结论。

以上,第一点是数字普惠金融对城乡收

入差距的直接影响,第二、三点则可以共同归因于经济发展的“涓滴效应”,即在不断积累、不断发展中使低收入群体得到更多经济增长的成果。本文据此提出研究假设:总体来说,数字普惠金融发展能够缩小我国的城乡收入差距。

三、实证研究策略设计

(一)动态面板模型(DPD)

本研究中,城乡收入差距并非每一期都是独立的,具有时间上的连续性,故采用引入滞后一期泰尔指数的动态面板模型来进行实证研究,构建以下模型:

$$\text{Theil}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_0 \text{Theil}_{i,t-1} + \beta_1 \text{DIFI}_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $\text{Theil}_{i,t}$ 表示*i*地区在第*t*年的泰尔指数,用以衡量城乡收入差距; $\text{Theil}_{i,t-1}$ 表示*i*地区在第*t-1*年的泰尔指数,以反映上一期数据的滞后效应; $\text{DIFI}_{i,t}$ 表示*i*地区在第*t*年的数字普惠金融指数,为核心解释变量; $X_{i,t}$ 为本研究中涉及的控制变量,包含*i*地区在第*t*年的产业结构、教育水平、城镇化率、财政支出比率、经济发展水平及金融化程度; $\varepsilon_{i,t}$ 为误差扰动项。另外, β 是各变量的回归系数, α_0 代表截距项。

(二)双重差分模型(DID)

DID双重差分法可以通过对比受到政策影响的样本和未受政策影响的样本在实验前后差异的变化来检验政策的影响,是用于评估政策效果的常用方法。基于本文的研究思路,本研究认为2016年颁布的《G20数字普惠金融高级原则》政策对数字普惠金融产生了外生冲击,且中西部与东部两地区之间受到了显著的不同强度的影响,因此构建双重差分模型如公式(2)所示:

$$\text{Theil}_{i,t} = \alpha_1 + \gamma_1 \text{Treat}_{i,t} + \gamma_2 \text{Policy}_{i,t} + \gamma_3 \text{Treat}_{i,t} \times \text{Policy}_{i,t} + \gamma_4 \text{Control}_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $\text{Theil}_{i,t}$ 表示 i 地区在第 t 年的泰尔指数, Treat 与 Policy 为两个虚拟变量, $\text{Treat}=1$ 表示中西部地区 (实验组), $\text{Treat}=0$ 表示东部地区 (对照组), $\text{Policy}=1$ 表示政策颁布时间 2016 年之后, $\text{Policy}=0$ 则表示 2016 年之前; Control 为控制变量组; ε_{it} 为误差扰动项。另外, γ 是各变量的回归系数, α_1 表示截距项。

基于模型 (2), 对于实验组, 用政策颁布前后的影响系数相减, 可以得到实验组的变化幅度, 即 $\gamma_2 + \gamma_3$, 包含政策及其他干扰因素的作用; 同理, 对照组的变化幅度为 γ_2 。因此可以得到《G20 数字普惠金融高级原则》对中西部城乡收入差距的净效应 γ_3 。所以, 在模型 (2) 中我们重点关注交互项 $\text{Treat}_{i,t} \times \text{Policy}_{i,t}$ 的系数 γ_3 。

(三) 变量构造与数据来源

1. 变量构造。本文选取的变量及其计算方法详见表 1。

(1) 城乡收入差距 (Theil)

在已有相关文献中, 学者们往往采用城乡居民可支配收入的比值以及泰尔指数这两种测度方式来衡量城乡之间居民的收入差距。若采用城乡居民可支配收入比值来进行研究, 虽然数据易得且计算简单, 但这种测度方式没有考虑到经济发展中城乡人口比例的变化所带来的影响, 所以得到的数据其实并不能较为准确地反映该地区当年的城乡收入差距, 会影响研究的准确性。因此, 本文选择泰尔指数作为被解释变量, 该测度方式能够很好地考虑到人口比例变化的影响。泰尔指数的计算公式见式 (3)。

表 1 主要变量及计算方法

变量名称	变量含义	度量方式
Theil	城乡收入差距	泰尔指数
DIFI	数字普惠金融发展	数字普惠金融发展指数
Breadth	数字普惠金融覆盖广度	账户覆盖率
Depth	数字普惠金融使用深度	支付、货币基金、信贷、保险、投资、信用业务的使用程度
Level	数字普惠金融数字化程度	移动化、实惠化、信用化、便利化程度
IS	产业结构	二、三产业增加值占 GDP 比重
Edu	教育水平	普通高等学校在校人数 / 人口总数
UR	城镇化率	城镇年末人口占地区总人口比重
FER	财政支出比率	财政支出与 GDP 比值
PGDP	经济发展水平	人均 GDP
Fin	金融化程度	金融机构存贷款余额占 GDP 比重

$$\text{Theil}_t = \sum_{i=1}^2 \left(\frac{Y_{(i,t)}}{Y_t} \right) \ln \left[\left(\frac{Y_{(i,t)}}{Y_t} \right) / \left(\frac{X_{(i,t)}}{X_t} \right) \right] \quad (3)$$

其中, 等式左边的 Theil_t 表示第 t 年的泰尔指数, 等式右边, $i=1$ 代表城镇, $i=2$ 代表农村, $Y_{(i,t)}$ 代表第 t 年的城镇或农村的人均可支配收入, Y_t 则代表第 t 年城镇和农村总的人均可支配收入, 两者之比反应收入差距变化; $X_{(i,t)}$ 为第 t 年城镇或农村的人口数, X_t 为第 t 年该地区人口总数, 两者之比反应人口变化的影响, 更具合理性。

考虑到除了泰尔指数之外的其它测度方式的科学性, 本文采用城乡居民可支配收入的比值作为替换变量来衡量城乡收入差距并进行稳健性检验, 用 Gap 表示。

(2)数字普惠金融(DIFI)

北京大学互联网金融研究中心编制的“北京大学数字普惠金融指数”是目前国内相关研究中运用最为广泛的数据,该指数对蚂蚁金服提供的大量数据进行处理,从覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度,量化了中国目前各地区数字普惠金融发展的状况,为数字普惠金融的相关研究提供了参考依据。本文选择数字普惠金融指数作为本文模型中的解释变量,在此变量下还选取了三个维度的分指数来进行更进一步的研究。变量 DIFI 的值越大,数字普惠金融的发展程度越高,反之,数字普惠金融程度越低,三个分维度变量 Breadth、Depth、Level 同样如此。

(3)控制变量

产业结构(IS)。本文采用第二和第三产业增加值占 GDP 的比重来表示产业结构,IS 值越大,就表示第一产业比重越小,第二、三产业比重越大。

教育水平(Edu)。本文采用普通高等学校在校人数占人口总数的比重来表示教育水平,Edu 值越大,代表该地区的教育越完善。

城镇化率(UR)。本文采用城镇年末人口占地区总人口的比重来表示城镇化率,UR 值越大,代表该地区的城镇化率越高。

财政支出比率(FER)。本文采用政府财政支出占 GDP 的比重来表示财政支出比率,FER 值越大,代表该地区的财政支出比率越高。

经济发展水平(PGDP)。本文采用人均 GDP 数值来表示经济发展水平,PGDP 的值越大,代表该地区的经济发展水平越高。

金融化程度(Fin)。本文采用金融机构存贷款余额占 GDP 的比重来表示金融化程度,

Fin 值越大,代表该地区的金融化程度越高。

2.数据来源。本文中解释变量数字普惠金融的数据来源于北京大学数字金融研究中心编制的《北京大学数字普惠金融指数报告(2011-2018)》(郭峰等,2019)^[19];被解释变量以及其它控制变量的数据来源于《中国统计年鉴》《中国金融年鉴》以及各省统计年鉴。

四、数字普惠金融对城乡收入差距影响的实证分析

(一)描述性统计

表 2 为所有变量的描述性统计特征。其中,被解释变量 Theil 的平均值为 0.106,标准差为 0.113,且最大值与最小值之间相差大于 0.7,说明城乡收入差距在省际间存在较大的差异,而城乡居民可支配收入之比与泰尔指数相较,差距较小,数据的时间连续性更稳定。解释变量 DIFI 的平均值为 187.2,最大值为 377.7,而最小值为 16.22,说明数字普惠金融发展程度较高的地区并没有过分超越国内平均水平,而发展较差的地区与

表 2 数据描述性统计

变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
Theil	248	0.1060	0.1130	0.0002	0.7440
Gap	248	2.6910	0.4420	1.8450	3.9790
DIFI	248	187.2000	85.0800	16.2200	377.7000
Breadth	248	166.6000	82.9600	1.9600	353.9000
Depth	248	182.5000	85.0000	6.7600	400.4000
Level	248	263.7000	116.4000	7.5800	453.7000
IS	248	0.9010	0.0501	0.7380	0.9970
Edu	248	0.0248	0.0085	0.0108	0.0620
UR	248	0.5610	0.1330	0.2270	0.8960
FER	248	0.2810	0.2120	0.1100	1.3790
PGDP	248	52,116	24,727	16,413	140,211
Fin	248	3.1130	1.1300	1.5180	7.5750

注:数据来自国家统计局,由 stata16.0 统计得到。

国内平均水平相比落后近十倍,且数字普惠金融的三个子维度数据也表现了这一显著特征。

(二)数字普惠金融对城乡收入差距影响的基准回归

本文采用动态面板模型对相关变量进行逐次回归,第一步仅加入核心解释变量,第二步在含有核心解释变量的基础上加入了城市层面的经济发展状况,第三步进一步包含了政策影响与城市层面的居民素养水平。结果如表3所示。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
L.Theil	0.8388*** (242.3867)	0.7679*** (76.4748)	0.7996*** (112.9883)
DIFI	-0.0001*** (-18.2512)	-0.0001*** (-3.1524)	-0.0001*** (-8.8418)
IS		0.0851*** (7.9173)	0.0814*** (7.3970)
UR		-0.0189 (-1.0066)	0.0187 (0.9025)
PGDP		-0.0000*** (-3.0919)	0.0000*** (2.7596)
Fin		-0.0111*** (-18.5194)	-0.0103*** (-24.0671)
Edu			-0.0237 (-0.2315)
FER			0.1046*** (40.7254)
Constant	0.0114*** (12.4949)	-0.0168 (-1.2583)	-0.0670*** (-5.2615)

注:括号内为z值,***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。

如表3显示,一共有3个模型结果。模型(1)只包括滞后一期的泰尔指数和数字普惠金融发展指数两个变量,结果表明,对于泰尔指数,数字普惠金融指数呈现出在1%水平下显著的负相关性,数字普惠金融指数

每增加1,泰尔指数显著减少0.0001,即城乡收入差距缩减0.01%,说明在不考虑其它控制变量的情况下,数字普惠金融与城乡收入差距负相关。模型(2)加入了产业结构、城镇化率、经济发展水平、金融化程度四个经济发展层面的控制变量,结果表明,数字普惠金融指数呈现出在1%水平下显著的负相关性,结论同上。模型(3)中,加入了教育水平以及财政支出比率两个控制变量,核心解释变量的系数始终保持负数且显著,因此,综合得出数字普惠金融的发展能够缩小城乡收入差距的基本结论,符合理论预期。另外,被解释变量泰尔指数的滞后项的相关系数皆在1%的水平下显著,验证了本文采用动态面板模型的合理性。

关于其它控制变量,我们观察到:产业结构呈现出在1%水平下显著的正相关性,第二、三产业增加值占GDP比重每增加1,泰尔指数显著增加0.08,即城乡收入差距扩大了8%,说明产业结构的优化扩大了城乡收入差距,本文分析原因在于目前国内第二、三产业的主力军为城镇居民,而第一产业多是农村居民参与,产业之间收入的较大差异使得城乡居民之间的收入差距加大;城镇化率和教育水平的影响效果不显著,原因可能是两个变量对于城乡收入差距的影响是复杂而长远的,直接作用并不明显;经济发展水平系数在财政支出比率和教育水平加入之后由负转正,且显著性水平都较高,这与前文提到的“倒U曲线”假设有相符之处,在更多层面的因素被考虑进去后,中国经济发展对于城乡收入差距的影响由缩小转为扩大,中国经济发展状况处于曲线拐点的邻近区间,但究竟位于拐点左侧还是右侧

需要更多更细致的研究才能得出有支撑的结论；金融化程度系数为负且在 1%的水平下显著,说明金融行业的发展促进了城乡收入差距的缩小;财政支出比率系数为正且在 1%的水平下显著,原因可能是政府在财政支出上更倾向于支持城镇经济。

综上,数字普惠金融对城乡收入差距的缩小具有显著影响,国内金融的普惠性正不断带动着国民财富的“普惠”,虽然具体的影响效应会因地区不同而不一样,但整体依然对城乡收入差距具有缩减作用。其它控制变量中,产业结构、经济发展、金融化程度以及财政支出比率都对城乡收入差距具有扩大或缩小的显著影响,符合前述理论分析。

(三)稳健性检验

本文采用更换被解释变量和更换回归方法两种方式对前文的实证研究进行稳健性检验,首先,本文将衡量城乡收入差距的测度指标由泰尔指数更换为城乡居民可支配收入之比,用 Gap 表示,进行动态面板回归,观察结果;然后,再将研究方法由动态面板更换为 GMM 估计,更换实证研究的回归方法,观察结果,检验本文研究结论的稳健性。结果如表 4 所示。

1.更换被解释变量。如表 4 显示,模型(1)、(2)、(3)是将核心解释变量泰尔指数更换为城乡居民可支配收入之比之后的回归结果,延续了前文基准模型的回归方式——逐次加入控制变量且引入被解释变量的滞后项。可以看到,数字普惠金融指数的系数一直为负且在 1%的水平下显著,数字普惠金融发展与城乡收入差距呈负相关关系,与基准回归结论一致,说明本文的结果是稳健的。

表 4 稳健性检验

变量	动态面板模型			GMM 估计
	(1)	(2)	(3)	(4)
LGap	0.3728*** (73.0157)	0.3375*** (19.7822)	0.2593*** (19.8122)	0.3152*** (5.1513)
L2.Gap				- 0.1906*** (- 4.1217)
DIFI	- 0.0010*** (- 31.9520)	- 0.0015*** (- 23.8060)	- 0.0014*** (- 14.3008)	0.0009** (2.1123)
LDIFI				- 0.0028*** (- 3.9863)
IS		1.3491*** (8.4237)	0.8486*** (5.3162)	2.4435 (1.4030)
UR		- 0.2163 (- 1.1543)	1.4006*** (4.3365)	0.2046 (0.1409)
PGDP		0.0000*** (11.2812)	0.0000*** (3.4064)	0.0000 (1.3162)
Fin		0.0076 (0.8752)	- 0.0393*** (- 4.8873)	0.0589 (1.3844)
Edu			- 41.6879*** (- 22.4306)	- 22.7881*** (- 2.7603)
FER			0.7838*** (15.2246)	0.7684* (1.6515)
Constant	1.8415*** (59.3237)	0.7227*** (5.5879)	1.5043*** (6.4865)	0.2669 (0.2355)

注:括号内为 z 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著。

2.更换回归方法。模型(4)是更换回归方法为 GMM 估计之后的回归结果,在两步最优矩估计中,数字普惠金融指数的滞后一期项与城乡收入差距展现出了负相关,且在 1%的水平下显著,与基准回归的结果具有一致性,说明本文的结果是稳健的。

(四)内生性检验

表 5 是数字普惠金融影响城乡收入差距的 DID 估计结果。第(1)、(2)、(3)列依然是逐次加入控制变量的回归结果,其中,交互项 Policy×Treat 的系数均在 1%的水平上

表5 内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)
Policy	-0.0181*** (-2.6427)	0.0187 (1.5839)	0.0185 (1.4795)
Treat	0.0991*** (2.8132)	-0.0579 (-1.6205)	-0.0840** (-2.2394)
Policy×Treat	-0.0448*** (-3.7428)	-0.0227*** (-3.1941)	-0.0236*** (-2.6034)
IS		0.2886 (1.2727)	0.2036 (0.9842)
UR		-0.9215*** (-4.4981)	-0.7508*** (-3.0978)
PGDP		0.0000 (0.5499)	0.0000 (0.2860)
Fin		-0.0270* (-1.7553)	-0.0445** (-1.9700)
Edu			0.1044 (0.0504)
FER			0.3001*** (2.7286)
Constant	0.0622*** (4.0069)	0.4699** (2.5442)	0.4393** (2.5397)

注:括号内为z值,***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。

显著为负,说明对数字普惠金融发展水平较低的中西部地区来说,有关政策的实施确实显著缩小了城乡收入差距。

五、数字普惠金融各维度的影响及异质性分析

(一)数字普惠金融的多维度分析

1.概念界定与描述性统计。

(1)覆盖广度(Breadth)。互联网天然不受地域限制的优点,是数字金融迅猛开拓覆盖广度的关键因素。数字普惠金融指数以账户覆盖率为测度覆盖广度,而账户覆盖率包含三个子指标,即每万人拥有支付宝数量、支付宝绑卡用户比例以及平均每个支付宝账号绑定银行卡的数量。

(2)使用深度(Depth)。数字普惠金融在

覆盖面之下究竟达到了怎样的使用深度,是衡量数字普惠金融发展的重要部分。数字普惠金融指数将使用深度按业务种类进行内部分类,即支付服务、货币基金服务、信贷服务、保险服务、投资服务和信用服务,这些业务种类下的子指标构成了使用深度指数,基本可以概括为使用这些业务的用户数量、交易数量以及交易金额。

(3)数字化程度(Level)。数字普惠金融的数字化程度,保证了其相较于传统普惠金融的优越性,也是促进数字普惠金融发展的主要推动力。数字普惠金融数字化程度是由其移动化、实惠化、信用化、便利化的特征来展现的,因此这四个特征下的子指标构成了数字化程度指数,这些子指标具体可以概括为衡量了数字金融服务的便利性、成本高低以及信用性业务比例。

三个分维度变量数据的描述性统计分析如表6所示:

表6 数据描述性统计

变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
Breadth	248	166.6000	82.9600	1.9600	353.9000
Depth	248	182.5000	85.0000	6.7600	400.4000
Level	248	263.7000	116.4000	7.5800	453.7000

2.数字普惠金融各维度对城乡收入差距的影响。由于数字普惠金融指数由覆盖广度、使用深度与数字化程度的3个子维度合成,因此我们进一步分析数字普惠金融哪些维度的发展促进了城乡收入差距的缩小。结果如表7所示。

如表7所示,六个模型的回归结果中只有加入了控制变量的以使用深度变量为核心解释变量的模型(4)的系数不显著,其它回归结果皆在1%水平下显著为负,说明数

表 7 各维度回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L.Theil	0.8399*** (175.2253)	0.7981*** (89.6768)	0.8769*** (281.7123)	0.7855*** (100.8077)	0.8617*** (311.0199)	0.7842*** (114.1720)
Breadth	- 0.0001*** (- 16.0762)	- 0.0001*** (- 10.0969)				
Depth			- 0.0001*** (- 16.0157)	- 0.0001 (- 0.1898)		
Level					- 0.0001*** (- 17.7065)	- 0.0001*** (- 13.5270)
IS		0.1098*** (11.5799)		0.0734*** (8.1850)		0.0805*** (9.5247)
UR		0.0389* (1.7487)		- 0.0457*** (- 2.7567)		- 0.0499*** (- 2.8045)
Fin		- 0.0098*** (- 22.8885)		- 0.0117*** (- 31.4844)		- 0.0113*** (- 34.4275)
Edu		- 0.0442 (- 0.6089)		- 0.0474 (- 0.4842)		0.2568*** (3.4985)
FER		0.1034*** (33.0564)		0.0964*** (30.4974)		0.1170*** (38.0790)
Constant	0.0099*** (10.0863)	- 0.1013*** (- 7.9344)	0.0025*** (4.1302)	- 0.0194** (- 1.9614)	0.0056*** (10.4885)	- 0.0343*** (- 2.9599)

注:括号内为 z 值,***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

字普惠金融的覆盖广度以及数字化程度的发展确实缩小了城乡收入差距;而数字普惠金融的使用深度在加入控制变量后影响效应并不显著,本文认为原因可能是使用深度的增加依赖于交易数量与金额的增加,很难明确其与城乡收入差距之间的因果顺序,故而导致数字普惠金融的使用深度难以显著影响城乡收入差距。

(二)异质性分析

为了进一步探究数字普惠金融的发展促进缩小城乡收入差距的地域差异,深入理解数字普惠金融影响收入差距的异质性,本文将各省份划分为东部、中部、西部三个板块进行分组,分别考察数字普惠金融发展对

城乡收入差距的异质性影响。结果如表 8 所示。

如表 8 显示,我们观察到,数字普惠金融只有中部地区的系数呈现出显著的负相关性,东部和西部皆不显著。

本文分析原因如下:目前,国内呈现出从东部地区往西部地区,经济发展从发达逐渐转为欠发达的现象。东部地区各省的经济发展十分繁荣,数字金融早已发展至瓶颈期,其经济水平的进步更依赖于产业结构的优化以及创新力的增强,并且,在长三角等地区,大多数农村居民的生活水平与城镇居民的差距早已变得微乎其微,因此我们认为,东部地区的城乡收入差距已经不能再归

表8 异质性分析

	东部	中部	西部
变量	(1)	(2)	(3)
L.Theil	0.755*** (7.162)	0.866*** (3.122)	0.756*** (20.619)
DIFI	0.000 (0.682)	- 0.001* (- 1.856)	- 0.000 (- 0.138)
IS	0.192*** (4.061)	- 0.033 (- 0.368)	- 0.014 (- 0.068)
UR	- 0.276 (- 0.952)	0.098 (0.490)	- 0.137 (- 1.315)
Fin	- 0.005 (- 1.111)	- 0.004 (- 0.687)	- 0.008** (- 2.306)
Edu	- 0.013 (- 0.011)	- 1.999 (- 0.902)	0.150 (0.096)
FER	- 0.002 (- 0.067)	0.156** (2.241)	0.092*** (4.322)
Constant	0.021 (0.124)	0.008 (0.034)	0.088 (0.472)

注:括号内为z值,***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。

因于城乡金融差距、城乡GDP差距等,其差距的缩小在现阶段需要更高层面的因素来引导,比如缩小教育差距、缩小产业差距等。

对西部地区而言,本文认为西部地区与东部地区经济表现截然不同而原因同理。目前我国西部地区经济发展最大的阻力是地理环境的限制以及人口流失,其城乡收入差距更多表现在城乡生活环境差距以及城乡人才资源差距,数字普惠金融无法助力解决非经济层面的问题。当然,较之东部,本文认为数字普惠金融必定对于西部地区的影响效应更为显著,因为欠发达地区实现经济增长所需推动力的“阈值”更低,城乡收入差距缩减的程度更高。除此之外,我们也应该考虑到,影响不显著的原因可能是东西部地区

的经济政策与数字普惠金融促进缩小城乡收入差距的影响效应相冲突,从而产生了负面影响。

六、研究结论与政策启示

(一)研究结论

数字普惠金融凭借突出的特性优势,降低了金融服务的门槛及成本,极大地减小了城乡间金融发展差异,促进了经济增长,通过实证研究,本文分析得出主要结论如下:

1.总体影响。总体上,我国数字普惠金融的发展对缩小城乡收入差距具有显著作用,在国家整体层面,数字普惠金融的发展,显著促进了城乡间居民收入差距的缩小。

2.政策冲击。本文以央行颁布的《G20 数字普惠金融高级原则》作为政策性的影响因素,将我国中西部地区设置为实验组,东部地区为对照组,构建了检验内生性的双重差分模型,并观察政策实施前后实验组与对照组的受影响程度,可以得出,对数字普惠金融发展水平较低的中西部地区来说,相关数字普惠金融政策的实施确实显著促进了城乡收入差距的缩小。

3.分维度、分地区差异。数字普惠金融的覆盖广度以及数字化程度的发展对缩小城乡收入差距确实具有显著影响,而使用深度对缩小城乡收入差距没有显著影响。数字普惠金融对我国中部地区城乡收入差距的缩小具有显著影响,而在东部和西部影响不显著。

(二)政策启示

根据以上结论,结合我国数字普惠金融发展与城乡收入差距的现状,本文认为以上研究结果有以下四点政策性启示:

1.加强政府引导。数字普惠金融的发展无法单纯依赖金融市场,政府需要推出国家

层面的战略性目标,颁布相关政策方针引导数字金融市场的发展,使数字金融发展能够真正高效地促进资源的合理配置。同时加强数字金融领域的监管力度,完善监管制度。

2.政策实施要因地制宜。数字普惠金融的发展对于各地区城乡收入差距的影响不一,原因在于各地经济发展状况的迥异。政策需根据当地数字金融发展情况而进行调整。并且,要避免数字普惠金融过度流向高收入群体,加剧贫富差距。

3.健全数字金融体系。总体来说,数字普惠金融的发展之所以可以缩小城乡收入差距,得益于其将更多更好的金融服务带向了更多的低收入群体,使我国金融排斥现象日益减少。因此,健全我国数字普惠金融体系。丰富数字金融产品的多样性,推出农村居民接受度高、实用性强的产品,并推动数字技术的发展与创新。

参考文献:

- [1]Bruhn M,Love I.The Real Impact of Improved Access to Finance: Evidence from Mexico[J].Journal of Finance,2014,69(3):1347-1376.
- [2]张平.大力发展小额信贷,促进我国普惠金融体系建设[J].生产力研究,2011(05):51-52.
- [3]尹应凯,侯蕤.数字普惠金融的发展逻辑 国际经验与中国贡献[J].学术探索,2017(03):104-111.
- [4]邱兆祥,向晓建.数字普惠金融发展中所面临的问题及对策研究[J].金融理论与实践,2018(01):5-9.
- [5]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(06):50-58.
- [6]姚耀军.金融发展 城市化与城乡收入差距——协整分析及其 Granger 因果检验[J].中国农村观察,2005(02):2-8+80.
- [7]冯云.中国教育不平等对居民收入差距影响

研究[D].东北财经大学,2014.

- [8]韩旭,韩淑丽.我国居民收入差距变动分析——基于 1978—2003 年时间序列分析[J].财经问题研究,2006(10):74-80.
- [9]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(09):12-18.
- [10]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(09):9-15.
- [11]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(04):37-46.
- [12]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(06):14-25.
- [13]梁双陆,刘培培.数字普惠金融与城乡收入差距[J].首都经济贸易大学学报,2019,21(01):33-41.
- [14]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(08):71-86.
- [15]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(06):74-77.
- [16]贺大维.数字普惠金融发展对中国城乡收入差距的影响研究[D].山东大学,2019.
- [17]易扬,王磊.基于动态空间杜宾模型的数字普惠金融与城乡收入差距研究 [J]. 浙江金融,2020(08):27-40.
- [18]李牧辰,封思贤,谢星.数字普惠金融对城乡收入差距的异质性影响研究 [J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2020,20(03):132-145.
- [19]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(04):1401-1418.

责编:马晓军 校对:魏鹏飞