

DOI: 10.19361/j.er.2021.05.04

数字普惠金融能否改善 不平衡不充分的发展局面?

肖 威*

摘要:中国经济发展的区域不平衡已经成为亟待解决的重要问题。本文利用县域经济数据和城市经济数据分别进行面板分位数回归研究,发现数字普惠金融发展能够通过存款机制和贷款机制有效促进经济增长,并且经济增长效应在经济欠发达地区强于经济较发达地区。数字普惠金融的二级指标覆盖广度、使用深度和数字化程度都能促进经济增长,其中覆盖广度对缩小区域经济发展差距的作用最大,而使用深度对促进经济增长的作用最大。分地区回归结果表明数字普惠金融促进中西部地区经济增长的作用大于东部地区,它既能缩小中西部地区与东部地区的经济发展差距,也能缩小区域内部的经济发展差距。最后,本文提出实施数字普惠金融优先发展战略、平衡区域之间数字普惠金融发展等政策建议。

关键词: 数字普惠金融;地区经济增长;区域经济发展差距;面板数据分位数回归

一、引言

自改革开放以来,中国经济增长取得了举世瞩目的骄人成绩,人均 GDP 从 1978 年的 385 元增长到 2020 年的 72 447 元^①,脱贫人数超过 7 亿^②。然而在经济增长的同时,中国的区域经济发展差距问题也日益突出。党的十九大报告指出,中国特色社会主义进入新时代,我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。不平衡不充分的发展体现在经济社会发展的方方面面,其中一个重要表现就在于当前中国存在较大的区域经济发展差距。习近平(2019)指出,我国当前“区域经济发展分化态势明显、发展动力极化现象日益突出、部分区域发展面临较大困难”。区域经济发展的不平衡已经形成对中国经济可持续、高质量发展的严峻挑战。如何进一步提高区域经济发展水平,缩小区域间的经济发展差距,成为中国宏观经济管理工作的重要课题。

近年以来,信息技术的飞速进步,推动了数字经济和数字金融的蓬勃发展。中国充分地

*肖威,华侨大学经济与金融学院,邮政编码:362021,电子信箱:xiaoweix@hqu.edu.cn。

本文得到国家社会科学基金青年项目“机会均等视域下数字经济影响居民收入分配研究”(项目编号:20CJL028)资助。感谢匿名审稿专家和陈美源教授提出的建设性意见,作者文责自负。

①数据来源于国家统计局网站。

②数据来源于国务院新闻办公室 2021 年 4 月 6 日发布的《人类减贫的中国实践》白皮书。

抓住了这一场深刻的技术进步与变革的机遇,在数字金融的推广应用方面走在了世界的前列。支付宝作为中国数字金融的代表之一,拥有的活跃用户至2020年已经超过7亿^①。数字金融被广泛地应用于经济活动的各个角落,必然会对中国经济发展产生深远的影响。首先,数字金融本身具备金融属性。金融发展理论认为,一个好的金融体系,以及金融深化能够通过影响储蓄投资等决策,进而推动经济增长(McKinnon,1973)。因此,数字金融发展对于经济增长具有一定的促进作用。其次,数字金融对经济增长的促进作用不同于传统金融。它以零边际成本甚至是边际收益递增的特征,将传统金融难以覆盖的客户纳入进来,大幅改善了金融服务的可得性和便利性,特别是对于原先无法接触到金融市场的群体而言(张勋等,2019)。正是由于这些特性,数字金融能够有效促进城乡间和区域间的机会平等,在推动经济增长和缩小经济发展差距方面被人们寄予厚望。本文正是在这样的现实背景下,着重探讨数字金融的普惠特性(下文简称为数字普惠金融)对于缩小区域经济发展差距的作用。

对于数字普惠金融发展是否能够促进经济增长和缩小经济发展差距这一问题进行深入而细致的研究,具有十分重要的理论和实践价值。一方面,数字经济发展是近年的新现象,其理论构建目前还方兴未艾。本文对其经济影响的研究能够深化人们对数字经济的认识,完善数字金融的经济效应理论。另一方面,建设中国特色社会主义,必须大力促进经济欠发达地区的发展,缩小地区之间的经济发展差距。贫穷不是社会主义,两极分化也不是社会主义。区域之间均衡发展是社会主义的应有之义。本文的研究能够为促进数字普惠金融发展、缩小区域经济发展差距的政策制订提供一定参考。相对于现有文献,本文的边际贡献主要是拓展了数字普惠金融福利评估的范围。既有文献大多集中于讨论数字普惠金融对于缩小城乡差距的作用,而本文对于数字普惠金融如何缩小区域间的经济发展差距提供了理论与实证层面的解释。此外,本文还就数字普惠金融推动经济增长的具体机制进行了讨论,对当前文献起到了补充作用。

二、文献综述

本文讨论的核心问题有两个,一是数字普惠金融发展对地区经济增长的影响,二是数字普惠金融发展影响经济增长在地区之间的差异性。相关研究集中于以下几个方面:

一是研究金融发展和普惠金融发展对经济增长的影响。这一支文献最早应追溯到金融发展和金融抑制理论(McKinnon,1973)。学者们普遍认同金融发展对于经济增长的促进作用,如Levine(1999)从动员储蓄、优化资源配置、促进风险管理、便利交易和改善公司治理等方面讨论了金融发展对于经济增长的积极作用。中国的学者们也对这一问题进行了积极的研究(陈斌开、林毅夫,2012),多数研究认为金融发展能够促进经济增长(易信、刘凤良,2015)。

关于普惠金融和数字普惠金融对经济增长影响的研究,大部分学者认为,金融市场不完善导致缺乏抵押品和信用记录的低收入者及小微企业面临更严重的金融排斥,这会导致资金配置效率低下,因而阻碍了经济增长(Beck et al.,2004)。反之,普惠金融能够通过改善低

^①数据来源于《蚂蚁科技集团股份有限公司首次公开发行股票并在科创板上市招股意向书》。

收入者和小微企业面临的金融排斥,从而促进经济增长。普惠金融让更多人拥有金融账户,能够提高消费,从而促进企业发展(Karlan and Zinman, 2010; Dupas and Robinson, 2013)。普惠金融还能通过增加国内储蓄量等手段来提高金融中介的效率,从而促进经济增长。大量实证研究表明了普惠金融对经济增长的正向影响(Anand and Chhikara, 2013; 刘亦文等, 2018)。但李涛等(2016)基于跨国截面数据的研究发现,普惠金融对经济增长并没有稳健且显著的影响。

二是研究数字普惠金融对地区经济增长的影响。一支文献讨论了数字普惠金融对经济增长产生正向影响的微观机制,如张勋等(2019)、谢绚丽等(2018)、何婧和李庆海(2019)的研究认为数字金融的发展对创业有显著的促进作用,并以此促进了经济的包容性增长。易行健和周利(2018)研究发现数字普惠金融的发展通过缓解流动性约束、便利居民支付显著促进了居民消费。傅秋子和黄益平(2018)研究了数字金融对农村金融需求的异质性影响。另一支文献大多利用省际面板数据,实证研究了数字普惠金融发展对地区经济增长的影响(钱海章等, 2020)。研究基本一致地认为数字金融发展促进了经济增长。

三是研究数字普惠金融对收入差距的影响。一批学者研究发现数字普惠金融能够缩小城乡收入差距(李建军、韩珣, 2019; 宋晓玲, 2017)。任碧云和李柳颖(2019)的研究指出数字普惠金融的数字支付服务、数字借贷服务的使用以及数字金融服务可得性能够显著促进农村包容性增长。Soekarno 等(2020)研究发现,金融普惠是金融科技减少收入不平等的关键渠道。

还有一批文献讨论数字普惠金融的减贫效应。一部分文献利用国家或地区宏观经济数据,构建面板模型进行实证研究。如 Park 和 Mercado(2016)利用 37 个亚洲国家和地区的数据进行实证研究,发现普惠金融的发展可以显著减缓贫困。李建军和韩珣(2019)利用县域数据研究发现信息化普惠金融的发展能够提高农户居民人均可支配收入,降低贫困发生率。陈慧卿等(2021)同样利用省际面板数据模型研究发现,数字普惠金融具有显著的减贫效应,且存在一定的门槛效应。另一部分文献利用微观数据进行实证研究,何宗樾等(2020)研究认为,数字金融可能挤占了未能接触到互联网的居民原先所可能获得的资源,这种数字鸿沟使得位于贫困线附近和贫困线以下的居民由于数字金融的发展而愈加贫困。周利等(2021)研究发现,数字普惠金融发展能通过增加信贷可得性、促进收入增长和缩小收入差距机制减缓居民贫困。张栋浩和尹志超(2018)的研究指出,金融普惠通过提高农村家庭风险应对水平缓解风险性问题,进而对降低其贫困脆弱性产生积极影响,且金融科技发展带来的数字金融服务可以比传统金融服务发挥更大的作用。

综上所述,现有文献已经从多个方面分析了数字普惠金融对经济增长产生影响的微观机制和宏观效应。大部分研究表明数字普惠金融能够促进经济增长、缩小收入差距。但是,目前专门研究数字普惠金融对地区经济发展差距影响的文献尚不多见。而区域间不平衡的发展已经成为影响中国经济社会的重要问题,缩小地区之间的经济发展差距迫在眉睫。因此,有必要对这一问题进行深入的研究。另外,目前关于数字普惠金融对地区经济增长的研究,绝大部分使用的是省际面板数据,只有较少文献利用信息更加丰富的城市数据和县域数据。现有文献的第三个不足之处在于,未能很好地解决数字普惠金融发展与经济增长之间存在的内生性问题。此外,目前研究数字普惠金融的经济增长效应的文献,大部分没能通过实证研究进一步探讨其对经济增长的具体影响机制。因此,本文聚焦于数字普惠金融发展

对地区经济增长的差异性影响,利用县域数据和城市数据构建面板分位数回归模型,研究数字普惠金融发展是否具有缩小地区经济发展差距的作用及其发挥作用的具体机制。

三、理论分析框架

地区经济发展水平可以用人均产出来表示。根据柯布-道格拉斯生产函数,假定人口数量和规模报酬不变,则经济的总供给由技术水平和人均资本决定,而总需求由消费、投资和政府支出决定。短期内的经济均衡由供给方和需求方共同决定,从而决定人均产出。数字普惠金融发展可能改变人们的存款、贷款、投资等金融活动,从而进一步对经济的总供给或总需求的多个不同方面产生影响。因此数字普惠金融发展对经济增长的影响,应该是复合的、多层次的。需要说明的是,数字普惠金融包括两个层面:一是互联网公司的金融服务,二是正规金融机构科技化后的金融服务。本文探讨的数字普惠金融主要是指狭义上的概念,即互联网企业开展的新型金融模式和金融业务所实现的普惠金融服务(郭峰等,2020)。

第一,数字普惠金融发展会对人们的存款行为产生影响,进而影响经济发展。数字普惠金融业务尤其是数字投资理财业务的发展为人们提供了新型的金融账户,并且以其灵活方便的使用,为人们的存款和投资理财活动提供了便利。此外,由于数字普惠金融的业务如支付清算、投资理财均需要通过存款完成,现金无效,因此可能会引致人们将现金转化为存款。综合而言,人们很可能会因为使用数字普惠金融而增加存款。存款的增加可以为地区的经济发展提供资本,从而促进地区经济增长。因此本文提出以下研究假设:

假设1:数字普惠金融发展能够通过促进存款增加提高经济发展水平。

第二,数字普惠金融还能提高小微企业的贷款可获得性。数字普惠金融能够利用其独特的风险评估体系,将对于正规金融而言成本过高、收益过低的小微企业和个体经营者纳入其客户群体,并对他们放款,从而实现数字普惠金融的长尾效应。根据《蚂蚁科技集团股份有限公司首次公开发行股票并在科创板上市招股意向书》,其公司平台促成的小微经营者信贷余额已经达到4 217亿元。蚂蚁集团平台下促成的信贷余额中,由金融机构合作伙伴进行实际放款或已证券化的比例合计约为98%。数字普惠金融拓展了传统金融服务的覆盖面,提高了普惠金融水平,同时也增加了地区的贷款余额。通过数字普惠金融发展而推动地区贷款余额的增长,显然能够进一步促进资本的形成和信贷资源的有效配置,从而促进经济增长。据此,本文提出以下研究假设:

假设2:数字普惠金融发展能够通过促进贷款增加推动经济增长。

从宏观层面上看,数字普惠金融通过降低交易成本、动员存款和促进地区贷款增加等方式推动地区经济增长。这种经济增长效应在不同地区是存在差异的。数字普惠金融促进经济增长的基础是通过降低交易成本和提高金融服务的触达性(宋晓玲,2017;钱海章等,2020),将一些被传统金融排斥的客户群体纳入进来,从而动员存款、增加贷款等。因此,数字普惠金融发挥经济增长效应关键在于它的长尾效应(黄益平、陶坤玉,2019;宋晓玲,2017)。这一部分客户群体原本是被传统金融所排斥在外的,互联网企业为他们提供数字金融服务,对于传统金融来说是补充性质的。此外,黄益平和黄卓(2018)指出,数字金融在贷款和其他一些领域是对传统金融部门的补充。而数字金融在中国得到快速发展的主要原因是传统金融服务的供给短缺(黄益平、陶坤玉,2019),也暗示了数字金融对传统金融的补充性质。总之,数字普惠金融与传统金融的关系目前来看更多的是互补(黄益平,2016)。因

此,传统金融发展越落后,地区的金融排斥现象越严重,则受到传统金融排斥的群体数量就越大。那么数字普惠金融的这种补充效果应当越强,其带来的经济增长效应也应该越大。而现实中,经济欠发达地区的金融排斥现象比经济较发达地区严重,中西部地区比东部地区严重(田霖,2007)。因此,数字普惠金融推动经济欠发达地区和中西部地区的增长效应应该更强。从微观上看,根据周利等(2021)的研究,收入越低的家庭,数字普惠金融的减贫效应越显著。张勋等(2019)的研究也认为数字普惠金融的包容性增长效应十分显著,特别有助于促进低物质资本或低社会资本家庭的创业行为。根据这些微观证据,一个合理的推断是,一地区的经济发展程度越低,低收入家庭占比越高,则数字普惠金融发展水平每提高一个单位,受益的家庭也越多,其经济增长效应则应当越大。据此提出以下研究假设:

假设3:数字普惠金融发展能够提高地区经济发展水平,并且对经济欠发达地区的增长效应高于对经济较发达地区的增长效应。

假设4:数字普惠金融发展能够提高东部、中西部地区的增长,但是对东部地区的增长效应小于对中西部地区的增长效应。

四、研究方法

(一)数据来源

本文将数字普惠金融指数和中国县域经济数据进行合并,作为实证研究的数据集。城市数据用于稳健性检验。其中,数字普惠金融指数数据来源于北京大学数字金融研究中心,县域经济数据来源于《中国县域统计年鉴》和历年各县市统计公报,城市数据来源于《中国城市统计年鉴》、历年城市统计公报和CEIC数据库。由于数据的可得性,最后形成的县域数据时间范围为2014—2016年,城市数据为2011—2018年。面板数据分别包括1382个县域和314个城市的样本。

(二)变量选取

1.被解释变量

本文研究的核心问题是数字普惠金融对区域经济发展不平衡不充分两方面的影响。因此既要讨论数字普惠金融对经济增长的绝对影响,也要讨论对不同区域的相对影响差异。既有文献大部分用于描述区域发展不平衡的变量主要有泰尔指数、变异系数法和基尼系数法等,但它们多是用一个指标来概括一国或地区内部的区域发展差异。如果采用这类指标,则实证研究需要采用更宏观层面的数据,从而损失了县域和城市级数据的信息量。此外,采用上述指标只能衡量数字普惠金融对区域经济发展的相对影响,难以衡量绝对影响。综合考虑,本文在实证研究中,采用的被解释变量为人均GDP,用PGDP来表示。同时利用面板分位数回归的方法,既能得到数字普惠金融对经济增长的绝对影响和相对影响结果,也能充分利用现有县域和城市级数据。

2.解释变量

核心的解释变量是数字普惠金融指数及其三个子项:覆盖广度指数、使用深度指数和数字化程度指数。本文直接使用北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数。

3.控制变量

参考多数研究的控制变量选取(朱一鸣、王伟,2017),兼顾数据的可获得性,本文选取了产业结构、人口增长率、教育水平、固定资产投资水平、财政支出水平、宏观税负水平作为控

制变量。为了避免变量的时间序列相关性,对绝大部分变量都做了增长率的计算来替代水平值。此外,在分析具体机制时,本文还引入了人均消费、人均存款、人均贷款等变量。

上述变量度量方法和简单的描述性统计见表 1。为了避免由于极端值导致的回归偏差,本文对人均 GDP、人均消费、人均存款、人均贷款进行了 5%的缩尾处理。

表 1 变量的含义、度量和描述性统计(县域数据)

变量	含义	度量	均值	方差
PGDP	地区经济发展水平	地区 GDP/地区总人口(单位:元/人)	34349.4	21482.5
DFI	数字普惠金融指数	来源于北大数字普惠金融指数	69.9	20.4
Coverage	覆盖广度指数	来源于北大数字普惠金融指数子项	71.8	24.7
Depth	使用深度指数	来源于北大数字普惠金融指数子项	73.6	21.3
Digit	数字化程度指数	来源于北大数字普惠金融指数子项	57.0	22.2
SecondIndustry	第二产业占比	第二产业增加值/地区 GDP	0.4462	0.1351
ThirdIndustry	第三产业占比	第三产业增加值/地区 GDP	0.3691	0.0963
Pop	人口增长率	当年人口/上年人口-1	0.0037	0.0237
Edu	教育水平	(高校在校学生人数+中学在校学生人数)/总人口	0.0501	0.0151
Invest	固定资产投资水平	当年固定资产投资/上年固定资产投资-1	0.0606	0.03
FiscalExpend	财政支出水平	当年财政支出/上年财政支出-1	0.1127	0.1416
TaxBurden	宏观税负水平	财政收入/GDP	0.1429	0.1744
Consumption	人均消费	社会消费品零售总额/总人口(单位:元/人)	11465	6898
Deposit	人均存款	居民储蓄存款余额/总人口(单位:元/人)	22993	11416
Loan	人均贷款	年末金融机构各项贷款余额/总人口(单位:元/人)	20687	16330

(三) 模型构建

本文研究的核心问题是数字普惠金融发展对区域经济增长的影响及其差异性,因此面板分位数回归模型十分契合本文的研究。通过对人均 GDP 不同分位点进行回归,我们可以看到数字普惠金融发展对经济增长的影响在不同经济发展水平的地区有何差异,这种差异是否会缩小地区之间的经济发展水平差距。因此,本文构建了如下的面板分位数回归模型:

$$PGDP_{it}=\beta_0+\beta_1 DFI_{it}+\gamma X_{it}+\delta_1 D_i+\delta_2 T+\varepsilon_{it}$$

其中,PGDP_{it}表示第 i 个县市在第 t 年的人均 GDP,用以衡量经济发展水平。DFI_{it}代表数字普惠金融指数。X_{it}代表控制变量,D_i代表个体固定效应,T 代表时间固定效应,ε_{it}代表残差项。

五、基准模型回归结果

(一) 基准模型

为了验证数字普惠金融对不同经济发展水平地区的经济增长效应,本文采用面板分位数回归模型进行实证检验。根据大部分分位数回归研究的分位点选择(朱一鸣、王伟,2017),本文选取了 10%、25%、50%、75%、90%五个分位点进行固定效应的面板分位数回归。基准回归结果见表 2。

本文最关心的是数字普惠金融指数对经济发展水平不同分位点上的地区的经济增长效应。由回归结果可见,数字普惠金融在任一分位点上,都对经济增长产生了正向影响,也就是说数字普惠金融推动了县域地区的经济增长,而且这种经济增长效应是与分位点负相关的。在经济发展水平位为最低 10%的地区,数字普惠金融每提高一个点,人均 GDP 将提高 79 元。随着分位点的提高,回归系数从 79 逐渐下降。到 90%分位点时,数字普惠金融每提

高一个点,人均 GDP 将提高 65 元。为了消除量纲的影响,本文还对人均 GDP 和数字普惠金融指数 *DFI* 取对数后进行回归,10%和 90%分位点的回归系数分别为 0.164 和 0.132,即数字普惠金融指数每增长一个百分点,能够使得经济发展程度最低的 10%的县域人均 GDP 增长 0.16 个百分点,使得经济发展程度最高的 10%的县域人均 GDP 增长 0.13 个百分点。^① 也就是说,数字普惠金融的经济增长效应确实存在差异:经济发展水平越低的地方,数字普惠金融的经济增长效应就越大。本文的研究假设 3 得以验证,因此如果能推动数字普惠金融在不同地区同步增长,那么地区之间的经济发展水平差距将在一定程度上逐步缩小。在控制变量方面,回归结果表明,第二产业和第三产业占比的提高在较多的分位点上都能够显著促进县域经济发展水平的提高,而其他控制变量大多并不显著,只有人口增长率和宏观税负水平在部分分位点上显著阻碍了经济发展水平的提高。

表 2 基准模型的回归结果

变量	10%	25%	50%	75%	90%
<i>DFI</i>	79.1 *** (25.6)	77.0 *** (20.6)	72.4 *** (13.7)	67.3 *** (18.8)	65.2 *** (23.4)
<i>SecondIndustry</i>	99560.2 *** (36648.6)	97249.1 *** (29457.4)	92207.9 *** (19612.0)	86673.4 *** (26990.5)	84459.1 ** (33502.1)
<i>ThirdIndustry</i>	61321.5 (44836.1)	60678.0 * (36037.4)	59274.3 ** (23987.7)	57733.3 * (33019.2)	57116.8 (40987.4)
<i>Pop</i>	-10486.2 (9622.4)	-10719.5 (7734.1)	-11228.3 ** (5148.1)	-11786.9 * (7086.4)	-12010.4 (8796.5)
<i>Edu</i>	1739.4 (81617.1)	-1401.2 (65600.5)	-8251.8 (43667.1)	-15772.9 (60106.5)	-18782.0 (74611.1)
<i>Invest</i>	1620.5 (1988.0)	1352.0 (1597.9)	766.3 (1064.2)	123.2 (1464.1)	-134.1 (1817.3)
<i>FiscalExpend</i>	759.1 (1749.4)	335.1 (1406.3)	-589.8 (937.5)	-1605.1 (1288.6)	-2011.3 (1599.2)
<i>TaxBurden</i>	-30375.2 (35174.1)	-30588.6 (28271.5)	-31054.0 * (18818.4)	-31565.0 (25903.7)	-31769.5 (32154.8)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3 806	3 806	3 806	3 806	3 806

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著,括号内为标准误。下同。

(二) 机制探讨

为了进一步验证数字普惠金融促进经济增长的具体机制,本文在面板模型中加入了交互项进行回归分析,结果如表 3 所示。从表 3 中可以看到,人均存款及其与数字普惠金融指数的交互项对经济增长的影响显著为正,这就意味着数字普惠金融通过动员存款机制对经济增长起到了促进作用。人均贷款一项回归系数为负,但交互项的回归系数显著为正,由于 *DFI* 指数均值为 69.9,因此最终人均贷款对经济增长的影响也是正向的,数字普惠金融通过贷款机制对经济增长发挥了正向作用。此外,本文还利用 Sobel 检验和 Bootstrap 方法进行中介效应检验,回归结果显著,表明存在明显的中介效应。^② 因此前文的研究假设 1 和假设 2 均得到验证,数字普惠金融发展能够通过动员存款和增加贷款机制促进经济增长。

①限于篇幅,未报告实证回归的详细结果,感兴趣的读者可通过邮件索取。

②限于篇幅,未报告实证回归的详细结果,感兴趣的读者可通过邮件索取。

表 3 数字普惠金融促进经济增长的机制研究回归结果

变量	PGDP	PGDP
<i>Deposit</i>	0.379 *** (0.048)	
<i>DFI</i> × <i>Deposit</i>	0.0012 *** (0.00023)	
<i>Loan</i>		-0.023 (0.027)
<i>DFI</i> × <i>Loan</i>		0.0025 *** (0.00018)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
观测值	3 797	3 802
拟合度	0.383	0.348

(三) 地区差异分析

通过理论分析,本文认为越是在经济不发达的地区,数字普惠金融对经济增长的影响可能越大,因此数字普惠金融发展能够降低地区之间的经济发展差距。中国在经济发展过程中,存在明显的地区间差距,东部地区经济发展程度较高,中西部地区经济相对落后。因此本文将数据分为东部与中西部地区进行分别回归。^① 回归结果见表 4、表 5 和图 1。

表 4 东部地区回归结果

变量	10%	25%	50%	75%	90%
<i>DFI</i>	81.7 ** (36.7)	76.7 *** (29.7)	68.3 *** (20.0)	54.2 ** (21.2)	49.7 * (26.2)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 162	1 162	1 162	1 162	1 162

表 5 中西部地区回归结果

变量	10%	25%	50%	75%	90%
<i>DFI</i>	79.2 *** (19.9)	77.8 *** (14.5)	74.6 *** (22.2)	71.0 (44.6)	69.7 (54.0)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2 644	2 644	2 644	2 644	2 644

首先,回归结果表明无论在东部地区还是中西部地区,数字普惠金融发展都促进了经济增长,并且缩小了区域内的经济发展差距。第二,从回归系数的大小来看,如图 1 所示,中西部地区普遍高于东部地区。这意味着数字普惠金融发展,不但缩小了东部地区内部和中西部地区内部的经济差距,同时也缩小了中西部地区与东部地区之间的经济差距。

①东、中、西部地区的划分依据来源于国家统计局网站。

第三,在最低的 10%分位点上,东部地区回归系数大于中西部地区。这一点表明东部地区经济较落后的县域相对于中西部地区,更能从数字普惠金融发展中受益。这可能是因为东部地区经济较落后的县域在地理位置上更靠近经济较发达地区,因此其接受经济较发达地区经济辐射和发展经济的其他条件如物流等都相对更好。如果数字普惠金融在当地发展,则能更大幅度地促进经济增长。

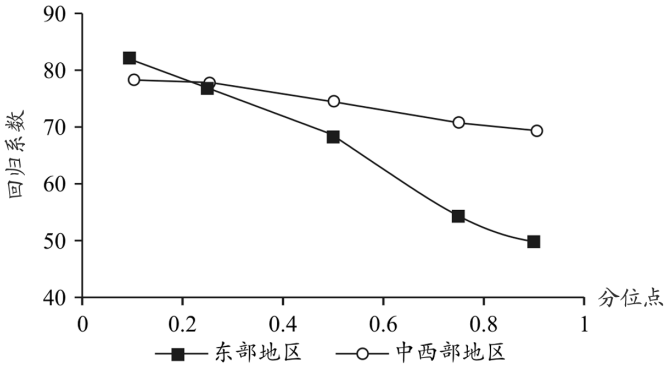


图 1 数字普惠金融指数对经济增长在不同分位点上的回归系数

(四) 数字普惠金融指数二级指标的回归结果及其分析

北京大学数字普惠金融指数的构成有覆盖广度指数(Coverage)、使用深度指数(Depth)和数字化程度指数(Digit)三个二级指标。为了进一步验证数字普惠金融指数的子项对于经济增长影响的不同作用,本文进行了二级指标的实证回归,结果合并在表 6 中。

表 6 数字普惠金融指数二级指标的回归结果					
变量	10%	25%	50%	75%	90%
Coverage	54.5 *** (12.3)	52.2 *** (9.8)	46.2 *** (8.3)	40.1 *** (14.2)	37.5 ** (17.6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3 806	3 806	3 806	3 806	3 806
变量	10%	25%	50%	75%	90%
Depth	96.3 *** (12.7)	93.9 *** (10.2)	89.0 *** (7.3)	83.1 *** (10.9)	80.8 *** (13.4)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3 806	3 806	3 806	3 806	3 806
变量	10%	25%	50%	75%	90%
Digit	58.2 (44.2)	58.8 (36.2)	60.3 *** (22.7)	61.7 ** (29.4)	62.3 * (36.5)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3 806	3 806	3 806	3 806	3 806

从回归结果来看,覆盖广度指数和使用深度指数都对经济增长产生了显著的促进作用,

且都随分位点的提高而下降。这表明,提高数字普惠金融的覆盖广度和使用深度,能够有效促进经济增长,并且缩小地区之间的经济发展差距。从比例上来看,覆盖广度指数在最低和最高分位点之间系数相差 31%,而使用深度指数相差 16%。因此,在缩小地区经济发展差距方面,覆盖广度的作用更大。使用深度指数的回归系数比覆盖广度指数的回归系数更大,表明使用深度促进经济增长的效应更大。而数字化程度指数在大于等于 50%的分位点上比较显著,表明数字化程度对经济增长也发挥了促进作用。但是,对那些位于较低分位点的县域而言,数字化程度对经济增长的促进作用远没有另外二者显著。

究其原因,本文认为,数字普惠金融是通过缓解金融抑制缩小地区经济发展差距的。覆盖广度指数与缓解金融抑制的关系最为紧密,因此它对于缩小地区经济发展差距的影响最强。使用深度指数越高,则人均业务量越高,数字普惠金融发展对地区经济发展水平的影响应该越大,因此它的系数最高,促进经济增长作用最明显。数字化程度主要体现了数字普惠金融的价值,即便利化和实惠化程度,同样应该对经济增长起到促进作用。但对于经济发展较为落后的地区而言,数字普惠金融发挥作用首要是通过覆盖广度的扩大和使用深度的提高达到的,数字化程度增强的作用还不显著。

六、稳健性检验:城市数据回归结果

(一) 变换城市数据

上文通过构建县域数据面板分位数回归模型进行实证研究,对数字普惠金融的经济增长效应及其在不同经济发展水平地区的差异性进行了检验。实证结果支持了本文的理论假设。为了得到更稳健的结果,进一步证明上述观点,本文构建了城市数据面板分位数回归模型进行实证研究。基准回归结果如表 7 所示。

表 7 城市数据的基准模型回归结果

变量	10%	25%	50%	75%	90%
<i>DFI</i>	185.2 *** (19.6)	182.3 *** (15.2)	177.9 *** (9.7)	172.7 *** (9.2)	169.4 *** (12.9)
<i>SecondIndustry</i>	70856.4 ** (34544.8)	64302.1 ** (26650.1)	54421.8 *** (17001.2)	42829.0 *** (16242.9)	35353.6 (22730.5)
<i>ThirdIndustry</i>	-44876.5 (34740.6)	-42185.8 (26802.2)	-38129.7 ** (17084.5)	-33370.6 ** (16323.3)	-30301.7 (22849.7)
<i>Pop</i>	41048.7 (46283.3)	39483.1 (35707.5)	37122.9 (22758.2)	34353.7 (21744.5)	32568.0 (30439.7)
<i>Edu</i>	164526.0 (108595.6)	177347.3 ** (83780.2)	196674.7 *** (53412.2)	219351.9 *** (51031.1)	233975.0 *** (71431.2)
<i>Invest</i>	3085.3 (3839.0)	2529.7 (2961.7)	1692.0 (1888.5)	709.2 (1804.3)	75.5 (2525.4)
<i>FiscalExpend</i>	249.2 (6248.7)	715.4 (4820.8)	1418.2 (3072.8)	2242.9 (2935.8)	2774.7 (4109.8)
<i>TaxBurden</i>	56521.1 (68900.9)	34599.1 (53151.4)	1552.6 (33943.8)	-37221.5 (32421.1)	-62224.4 (45358.3)
<i>Loan</i>	685.3 (9281.2)	2183.5 (7160.3)	4442.0 (4566.5)	7091.9 (4362.9)	8800.7 (6106.1)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 950	1 950	1 950	1 950	1 950

城市数据回归结果与县域数据回归结果一致表明,数字普惠金融的发展,无论是在城市

层面上,还是在县域层面上,都有助于促进经济增长。而且这种经济增长效应在不同经济发展水平的地区存在差异:经济发展越落后的地区,从数字普惠金融发展中获益更多,经济增长提高得更快。在城市层面,数字普惠金融对位于人均 GDP 分位点最低的 10%和最高的 90%的经济增长效应分别为 185.2 和 169.4,相差 9%。

为了保证回归结果的稳健性,本文还进行了剔除省会城市和直辖市数据的实证研究。回归结果没有根本性变化,系数仍然显著为正,从 10%分位点到 90%分位点系数分别为 170.4、168.0、164.4、160.0、157.4。从最低分位点到最高分位点,系数下降了 8%。这表明,上文的研究结果是稳健的。^①

(二)工具变量法

本文采用了面板分位数回归的方法进行实证分析,虽然能在一定程度上减弱遗漏变量的问题,但仍然可能由于存在双向因果关系而产生内生性问题,导致实证研究结果的可信度下降。为了进一步得到稳健的结果,本文采取面板分位数回归模型的工具变量法进行研究。由于县域数据难以找到有效的工具变量,本文在城市数据层面(为避免特殊城市剔除了省会城市和直辖市)进行工具变量法的实证研究。参考黄群慧等(2019),互联网的普及率与历史上固定电话的普及率有着密切关系,因为二者之间存在着技术上的关联。另外,邮电业务量也在一定程度上体现了人们在信息技术上的使用程度。因此二者可能与数字普惠金融之间存在着相关性。而固定电话普及情况和历史上的邮电业务量对当前经济发展的影响已经逐渐消失,因此二者应该在一定程度上是满足相关性和排他性要求的。基于以上分析,本文选取了各城市 1984 年的每万人固定电话数量(*Phone*)和每人邮电业务量(*Post*)作为数字普惠金融指数的工具变量。由于本文研究基于面板数据而非截面数据,为了获取年份上的变异性,本文借鉴黄群慧等(2019)的方法,构造了每万人固定电话数量(*Phone*)和每人邮电业务量(*Post*)乘以当年中国数字普惠金融平均指数的交乘项作为工具变量。借鉴邹灵等(2019)的估计方法,本文进行了工具变量法的实证回归,第二阶段回归结果见表 8 和表 9。

表 8 城市数据的工具变量(每万人固定电话数量)估计结果

变量	10%	25%	50%	75%	90%
<i>DFI</i>	324.9 *** (126.1)	309.4 *** (96.1)	286.2 *** (66.4)	256.9 *** (84.5)	240.5 ** (113.7)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 609	1 609	1 609	1 609	1 609

表 9 城市数据的工具变量(每人邮电业务量)估计结果

变量	10%	25%	50%	75%	90%
<i>DFI</i>	304.3 *** (104.5)	294.3 *** (81.6)	276.1 *** (62.4)	253.8 *** (95.7)	240.9 * (128.7)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 609	1 609	1 609	1 609	1 609

①限于篇幅,未报告实证回归的详细结果,感兴趣的读者可通过邮件索取。

两个工具变量的回归结果都表明,数字普惠金融对经济增长的影响在所有分位点上都是显著为正的。以每万人固定电话数量作为工具变量模型的回归系数从 10%分位点上的 324.9 下降到 90%分位点上的 240.5,下降的幅度为 26%;以每人邮电业务量作为工具变量模型的回归系数从 10%分位点上的 304.3 下降到 90%分位点上的 240.9,下降的幅度为 21%。这说明数字金融发展促进经济增长确实存在缩小区域间经济发展差距的效应。工具变量法的估计结果说明前文的研究结论是可靠的。

七、对实证结果的进一步分析:数字鸿沟还是数字红利?

本文上述的研究结论说明数字普惠金融对经济增长的影响的确存在差异性,经济发展越落后的地区,数字普惠金融的经济增长效应就越强。我们可以把这种影响称为数字普惠金融的地区收敛效应。无论是在城市层面,还是在县域层面,这种地区收敛效应都显著存在。但是,数字普惠金融发展是否真的缩小了地区之间的经济发展差距,还取决于它们的数字普惠金融增长速度差异。如果经济较发达地区的数字普惠金融发展远快于经济欠发达地区,那就造成了所谓的“数字鸿沟”:数字普惠金融发展不但不能缩小地区之间的经济发展差距,反而会导致差距的进一步扩大。

为了进一步探讨数字普惠金融发展在现实中到底是扩大了还是缩小了地区经济发展差距,本文根据各城市 2011 年的人均 GDP 进行了分位组 10 等分,进一步统计各组数字普惠金融均值的变化,如表 10 所示。

表 10 城市人均 GDP 分组统计的数字普惠金融指数增长

分位组	DFI2011	DFI2018	差值
1	31.2	207.4	176.2
2	39.1	215.8	176.7
3	39.1	216.1	177.0
4	42.5	219.2	176.6
5	47.9	228.0	180.1
6	50.8	230.0	179.2
7	53.1	236.1	183.0
8	57.9	240.7	182.8
9	63.6	249.2	185.6
10	69.9	258.2	188.3

很明显,尽管分位组越高,人均 GDP 越高的城市,其数字普惠金融指数的增长越快,但相差不大。代入回归系数,2011—2018 年间数字普惠金融对低分位点的城市人均 GDP 增长贡献为 32 632.24 元,而对高分位点城市人均 GDP 的增长贡献为 31 898.02 元。^① 这种情况下数字普惠金融缩小了城市之间的经济发展差距,尽管缩小的幅度不大。究其原因,还是经济较落后城市的数字普惠金融发展速度略慢了一些,数字普惠金融指数发展水平上,2018 年最高分位点城市比最低分位点城市高出 24.5%。如果未来能加快经济较落后城市的数字普惠金融发展,那么城市之间经济增长的收敛效应会更大。

与城市相比,县域数据的分析结果大不相同。如表 11 所示,虽然 2014 年人均 GDP 分位

①计算方法为用表 7 的回归系数乘以相应分位点在表 10 中的 DFI 增长值。下同。根据模型的计算结果由于遗漏变量等原因可能夸大其经济增长效应,本文在此仅作相对效应比较使用。

点低的县域数字普惠金融指数也显著低于人均 GDP 分位点高的县域,但是分位组越低,其数字普惠金融指数增长得越多。2016 年后各分位点上的数字普惠金融指数明显更接近。若将指数的增长值代入表 2 县域数据基准回归模型进行估计,那么最低分位组的县域由于数字普惠金融的发展而导致的人均 GDP 提高为 3 844 元,而最高分位组仅为 1 480 元。数字普惠金融发展显然很大程度地缩小了县域地区经济发展差距。

总之,就经济增长效应而言,数字普惠金融发展在城市层面和县域层面都带来了“数字红利”,且缩小了地区之间的经济发展差距。本文的结论与周利等(2021)、胡鞍钢等(2016)关于数字红利和数字鸿沟的研究结论基本一致。这种数字红利在城市层面要小于县域层面,主要原因是相对于经济较发达城市来说,经济较落后城市数字普惠金融发展略慢;而相对于经济较发达县域来说,经济较落后县域数字普惠金融发展速度基本一致。

表 11 县域人均 GDP 分组统计的数字普惠金融指数增长

分位组	DFI2014	DFI2016	差值
1	33.9	82.5	48.6
2	38.6	85.1	46.5
3	42.6	86.5	43.9
4	44.7	86.4	41.6
5	44.9	86.4	41.5
6	47.4	87.9	40.5
7	54.0	89.1	35.1
8	56.0	89.5	33.5
9	62.8	91.3	28.5
10	71.6	94.3	22.7

八、结论与政策建议

中国特色社会主义进入新时代,如何进一步推动经济增长,并同时缩小区域经济发展水平差距,是宏观经济管理工作中的当务之急。本文通过研究数字普惠金融发展的经济增长效应及其在不同经济发展水平地区间的差异性,尝试对这一问题进行回答。首先对数字普惠金融影响经济增长的机制和原理进行了理论分析,提出了数字普惠金融通过动员存款和促进贷款的机制促进了经济增长,且这种促进作用在经济欠发达地区更强等研究假设;然后通过构建县域数据和城市数据面板分位数模型,采用传统回归和工具变量回归,对研究假设进行了实证。本文得出了如下研究结论:第一,数字普惠金融发展能明显促进经济增长。它对经济增长的促进作用,至少是通过动员存款和促进贷款两个机制实现的。第二,数字普惠金融发展的经济增长效应在经济欠发达地区更显著,因此能够缩小地区之间的经济发展水平差距。第三,在数字普惠金融指数的二级指标中,对经济增长促进作用最大的是使用深度指数,但对缩小经济发展水平差距作用最大的是覆盖广度指数。第四,数字普惠金融的发展,不但能缩小中西部与东部地区之间的经济发展差距,还能缩小东部和中西部地区内部的经济发展差距。第五,数字普惠金融发展对地区经济增长差异的收敛效应在县域层面表现更大,而在城市层面表现相对较小。原因在于经济较落后县域数字普惠金融发展追赶更快,因而数字普惠金融的收敛效应在县域之间更加显著。

本文的研究结论有着明确的政策涵义。首先,应当实施数字金融优先发展战略。数字普惠金融发展既能有效地促进经济增长,又能缩小区域之间的经济发展差距,因此政府应当

在进一步加快发展数字普惠金融中发挥积极作用,尤其是要做好数字基础设施建设和制度建设。其次,经济欠发达地区发展数字普惠金融应当遵循先扩大覆盖广度、后提升使用深度的策略。数字普惠金融有一个从广度到深度的自然发展过程,覆盖广度的扩大是相对容易的。另外本文的研究发现数字普惠金融尤其是它的覆盖广度扩张能够显著缩小区域之间的经济发展差距。因此,推动辖区内的覆盖广度扩张有利于缩小经济欠发达地区与经济较发达地区之间的经济发展差距。地方政府应当先提高覆盖广度,然后在此基础上推动使用深度的发展。第三,平衡区域之间的数字普惠金融发展。我国目前仍然存在一定程度上的“数字鸿沟”,具体表现在经济较发达地区数字普惠金融发展程度高于经济欠发达地区。这种情况在城市之间比县域之间更加严重。为进一步发展经济、缩小地区之间的经济发展差距,政府应当制定相应政策以缩小数字普惠金融发展的差距。中央可以采取“数字扶贫”的政策,鼓励经济欠发达地区的数字经济发展和数字普惠金融建设,在培育数字产业、培养数字化人才、建设数字基础设施、试点发展新业态等多个方面予以支持。此外,政府还可以推动手机下乡、信息下乡和网络下乡,促进经济欠发达地区的居民机会平等地获取信息、获取数字金融服务。

参考文献:

- 1.陈斌开、林毅夫,2012:《金融抑制、产业结构与收入分配》,《世界经济》第1期。
- 2.陈慧卿、陈国生、魏晓博、彭六妍、张星星,2021:《数字普惠金融的增收减贫效应——基于省际面板数据的实证分析》,《经济地理》第3期。
- 3.傅秋子、黄益平,2018:《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》,《金融研究》第11期。
- 4.郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云,2020:《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》第19卷第4期。
- 5.何婧、李庆海,2019:《数字金融使用与农户创业行为》,《中国农村经济》第1期。
- 6.何宗樾、张勋、万广华,2020:《数字金融、数字鸿沟与多维贫困》,《统计研究》第10期。
- 7.胡鞍钢、王蔚、周绍杰、鲁钰锋,2016:《中国开创“新经济”——从缩小“数字鸿沟”到收获“数字红利”》,《国家行政学院学报》第3期。
- 8.黄群慧、余泳泽、张松林,2019:《互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验》,《中国工业经济》第8期。
- 9.黄益平,2016:《互联网金融普惠了吗?》,《社会科学报》11月17日。
- 10.黄益平、黄卓,2018:《中国的数字金融发展:现在与未来》,《经济学(季刊)》第17卷第4期。
- 11.黄益平、陶坤玉,2019:《中国的数字金融革命:发展、影响与监管启示》,《国际经济评论》第6期。
- 12.李建军、韩珣,2019:《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》,《金融研究》第3期。
- 13.李涛、徐翔、孙硕,2016:《普惠金融与经济增长》,《金融研究》第4期。
- 14.刘亦文、丁李平、李毅、胡宗义,2018:《中国普惠金融发展水平测度与经济增长效应》,《中国软科学》第3期。
- 15.钱海章、陶云清、曹松威、曹雨阳,2020:《中国数字金融发展与经济增长的理论与实证》,《数量经济技术经济研究》第6期。
- 16.任碧云、李柳颖,2019:《数字普惠金融是否促进农村包容性增长——基于京津冀2114位农村居民调查数据的研究》,《现代财经(天津财经大学学报)》第4期。
- 17.宋晓玲,2017:《数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验》,《财经科学》第6期。
- 18.田霖,2007:《我国金融排除空间差异的影响要素分析》,《财经研究》第4期。
- 19.习近平,2019:《推动形成优势互补高质量发展的区域经济布局》,《求是》第24期。
- 20.谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰,2018:《数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》第17卷第4期。
- 21.易信、刘凤良,2015:《金融发展、技术创新与产业结构转型——多部门内生增长理论分析框架》,《管理世界》第10期。

22.易行健、周利,2018:《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》,《金融研究》第11期。

23.张栋浩、尹志超,2018:《金融普惠、风险应对与农村家庭贫困脆弱性》,《中国农村经济》第4期。

24.张勋、万广华、张佳佳、何宗樾,2019:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第8期。

25.周利、廖婧琳、张浩,2021:《数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓——来自中国家庭调查的微观证据》,《经济科学》第1期。

26.朱一鸣、王伟,2017:《普惠金融如何实现精准扶贫?》,《财经研究》第10期。

27.邹灵、吴东晟、杨宜平,2019:《面板数据分位数回归模型的工具变量估计》,《应用数学》第4期。

28.Anand, S., and K.S. Chhikara. 2013. “A Theoretical and Quantitative Analysis of Financial Inclusion and Economic Growth.” *Management and Labour Studies* 38(1): 103-133.

29.Beck, T., A. Demirgüç-Kunt, and R. Levine. 2004. “Finance, Inequality, and Poverty: Cross-Country Evidence.” NBER Working Paper 10979.

30.Dupas, P., and J. Robinson. 2013. “Why Don’t the Poor Save More? Evidence from Health Savings Experiments.” *American Economic Review* 103(4): 1138-1171.

31.Karlan, D., and J. Zinman. 2010. “Expanding Credit Access: Using Randomized Supply Decisions to Estimate the Impacts.” *The Review of Financial Studies* 23(1): 433-464.

32.Levine, R. 1999. “Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda.” The World Bank Policy Research Working Paper, No. 178.

33.McKinnon, R.I. 1973. *Money and Capital in Economic Development*. Washington D.C.: Brookings Institution Press.

34.Park, C.Y., and R.V. Mercado. 2016. “Does Financial Inclusion Reduce Poverty and Income Inequality in Developing Asia?” In *Financial Inclusion in Asia*. Edited by S.Gopalan and T. Kikuchi, 61-92. London: Palgrave Macmillan.

35.Soekarno, S., I.Y.Mambea, and M.Setiawati. 2020. “Women and Digital Financial Inclusion in Indonesia as Emerging Market.” *International Review of Management and Marketing* 10(5): 46-49.

Can Digital Financial Inclusion Improve the Unbalanced
and Inadequate Development Situation?

Xiao Wei

(School of Economics and Finance, Huaqiao University)

Abstract: The regional imbalance of China’s economic development has become an important issue to be solved urgently. This article performed panel data quantile regression model through the usage of the county economic data and urban economic data, and found that the development of digital inclusive finance can effectively promote economic growth through deposit mechanism and loan mechanism, and the economic growth effect in the undeveloped regions was stronger than that in the developed regions. The coverage breadth, usage depth and digitization level which were the second-level indicators of digital inclusive finance index can promote economic growth. Among them, the coverage breadth has the greatest effect on narrowing the gap of regional economic development, while the usage depth has the greatest effect on promoting economic growth. The results of the regional regression show that the economic growth effect of digital financial inclusion in central and western regions is greater than that in eastern regions, which can not only narrow the development gap between eastern and midwest of China, but also narrow the development gap within the region. Finally, some policy suggestions are put forward, such as implementing the priority development strategy of digital finance and balancing the development of digital inclusive finance among regions.

Keywords: Digital Inclusive Finance, Regional Economic Growth, Regional Economic Development Gap, Panel Data Quantile Regression

JEL Classification: O16

(责任编辑:彭爽)