

doi:10.13582/j.cnki.1672-7835.2020.03.009

数字普惠金融能否促进地区经济高质量发展?

——基于258个城市的经验证据

蒋长流,江成涛

(安徽大学经济学院,安徽合肥230601)

摘要:基于2011~2016年全国258个地级以上城市的面板数据,通过对经济高质量发展内涵的界定,构建综合指标体系对城市层面的经济发展质量进行测算,并结合地级市层面数字普惠金融指数,从创新驱动的视角,探究数字普惠金融为经济高质量发展增势赋能的内在机理。研究发现:数字普惠金融的发展及其覆盖广度、使用深度以及数字化水平有助于提升经济发展质量;数字普惠金融对经济高质量发展的驱动作用存在一定的网络技术门槛;异质性分析发现,由于互联网技术发展的“数字鸿沟”,数字普惠金融的非线性影响在大城市中存在“收敛门槛”,而在中小城市中则体现为“加速门槛”;最后,技术创新在这一传导机制中起到中介作用,数字普惠金融能够通过激励中小企业的研发创新活动,进而提升企业全要素生产率,为经济高质量发展奠定微观基础。

关键词:数字普惠金融;技术创新;经济高质量发展

中图分类号:F424

文献标志码:A

文章编号:1672-7835(2020)03-0075-10

一 引言

数字普惠金融方兴未艾,其带来的经济影响也备受关注,多数研究认为数字普惠金融能够推动经济增长。然而,随着我国经济由高速增长模式转入高质量发展阶段,从单一的增长绩效视角考察数字普惠金融对经济的影响无疑过于片面。有国内学者从数字金融影响创新创业^①、绿色发展^②、产业结构升级^③、区域收入差距^④等多个视角考察了数字普惠金融对经济发展质量的影响,为本文提供了有益的启发。然而,上述基于经济高质量发展的某一侧面的局部研究视角,难以准确揭示数字普惠金融对经济高质量发展的综合影响。鉴此,本文从高质量发展的多维内涵出发,以综合视角讨论数字普惠金融与经济高质量发展的联系,并试图分析数字普惠金融驱动经济高质量发展的内在机理和制约因素。

本文所做的工作在于:第一,突破现有研究视

角的局限性,基于经济高质量发展的多维内涵,通过构建经济高质量发展的综合指标,着重评估了数字普惠金融发展与经济高质量发展间的关系;第二,基于门槛效应讨论了数字普惠金融对地区经济高质量发展的差异化影响,证实了其影响可能随着地区互联网普及度处于不同区间而呈现不同特点,即非线性传导关系;第三,重点关注了创新这一驱动力在经济高质量发展中的重要作用,精准识别了数字普惠金融通过激励地区和企业层面的创新活动来推动经济高质量发展的作用渠道,深化了对于科技创新特殊战略定位的认知。

二 政策背景与理论分析

(一)我国数字普惠金融的发展:挑战与机遇并存

长期以来,以商业银行为主的间接融资渠道

收稿日期:2020-03-17

基金项目:安徽省科技创新战略与软科学重大研究专项(1706a02020046);国家社科基金项目(14BJL104)

作者简介:蒋长流(1967—),男,安徽岳西人,经济学博士,教授,博士生导师,主要从事宏观经济理论与政策研究。

①谢绚丽,沈艳,张皓星,等:《数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》2018年第4期。

②梁榜,张建华:《数字普惠金融发展能激励创新吗?——来自中国城市和中小企业的证据》,《当代经济科学》2019年第5期。

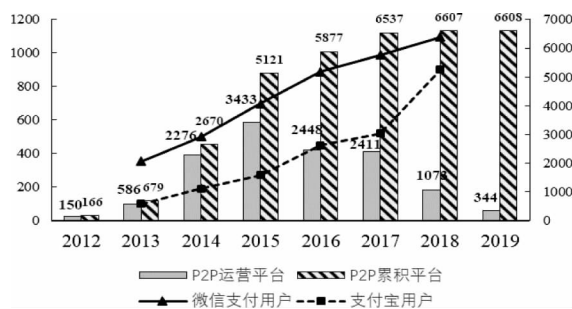
③唐文进,李爽,陶云清:《数字普惠金融发展与产业结构升级——来自283个城市的经验证据》,《广东财经大学学报》2019年第6期。

④宋晓玲:《数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验》,《财经科学》2017年第6期。

在我国金融结构中占据主导地位,传统金融业务主要面向机构网点分布较广的发达地区和资信状况良好的大型企业、高净值人群,后进地区、中小企业和低收入群体难以获得正规金融支持,普惠性金融服务供求失衡的矛盾十分突出^①。随着互联网技术的推广和移动终端的普及,数字科技与金融业态相结合成为一种新的趋势。2004年支付宝上线被认为是中国数字金融的起始点,2013年余额宝上线,数字金融进入了加速发展的快车道^②。此后,数字金融凭借其边际成本低、移动灵活等特点,降低了金融业务对物理网点的依赖,拓宽了金融机构的覆盖范围;基于云计算的大数据风控模式能更精准地预测违约风险,提高了贷款审核效率,使金融服务得以惠及更广大的弱势群体,深刻诠释了普惠金融的包容性内涵。经过多年的探索,我国数字普惠金融呈现出产品多样、主体多元、覆盖面广、数字化率较高等鲜明特点,世界银行数据显示,我国普惠金融服务已经位于国际前列。2016年,《G20数字普惠金融高级原则》正式发布,成为我国推动并参与制定的首个具有全球意义的数字经济行动指引。为发展普惠金融这一世界性难题贡献了中国智慧。

移动支付业务和网络借贷业务是我国数字普惠金融发展的两大重要构成。近年来,我国移动支付业务得到了长足发展,微信和支付宝的用户数不断攀升(图1)。据统计,2019年中国移动支付普及率达86%,位居全球第一。移动支付突破时空限制,凭借更强的触达能力创造出独特的普惠金融价值。数字金融创新既带来了机遇,也隐含了新的不确定性因素。由于监管缺失和准入门槛较低,我国网络借贷业务在经历了“野蛮生长”后暴露出一系列金融风险,2016年国内个体网络借贷(P2P)平台出现爆雷潮。有关数据显示,截止2019年底,我国尚在运营的平台数仅为344家,退出率达95%。尽管如此,数字技术与金融业态深入融合的时代趋势却并未发生改变,在国内信

贷服务仍存在供需缺口的背景下,数字化网络借贷模式在降低交易费用和改善资源配置效率方面仍具有潜在优势。伴随着行业监管强化、经营业态重组和信息披露制度的进一步完善,网络借贷将继续在数字普惠金融的发展中发挥重要作用。



数据来源:新华网、网贷之家

图1 我国移动支付与网络借贷业务发展趋势

(二)数字普惠金融促进地区经济高质量发展的路径

高质量发展是经济发展质量的高级状态和最优状态。其中,创新是高质量发展的第一动力,协调是高质量发展的内生特点,绿色是高质量发展的普遍形态,开放是高质量发展的必由之路,共享是高质量发展的根本目标^③。数字普惠金融将从以下五个层面促进地区经济发展质量的提升。

1. 数字普惠金融激发地区经济高质量发展的创新力

高质量发展,首要强调的是创新。作为传统金融的补充,数字普惠金融的发展有助于构建包容性创新环境,实现创新主客体间的衔接,填补创新进程中的“结构洞”^④。数字普惠金融依靠云计算、大数据等互联网科技,拓展服务范围和触达能力,在普惠性原则的指导下为BOP群体提供便利的金融服务,进而对中小企业专利申请^⑤、农户创业行为和绩效^⑥乃至地区创业活跃度^⑦产生正向激励作用。以中小微企业为例,数字普惠金融能够有效降低中小微企业的投融资成本,使金融更

①王君,郭玲玲:《实体经济与金融良性互动的影响因素及建议》,《经济纵横》2019年第9期。

②黄益平,黄卓:《中国的数字金融发展:现在与未来》,《经济学(季刊)》2018年第4期。

③任保平,李禹墨:《新时代我国高质量发展评判体系的构建及其转型路径》,《陕西师范大学学报·哲学社会科学版》2018年第3期。

④王玉娟,蒋长流:《包容性创新过程中企业和贫困群体之间“结构洞”的产生与跨越》,《湖南科技大学学报(社会科学版)》2014年第6期。

⑤梁榜,张建华:《数字普惠金融发展能激励创新吗?——来自中国城市和中小企业的证据》,《当代经济科学》2019年第5期。

⑥何婧,李庆海:《数字金融使用与农户创业行为》,《中国农村经济》2019年第1期。

⑦谢绚丽,沈艳,张皓星,等:《数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》2018年第4期。

好地为实体经济服务。其中,基于大数据平台的信息技术能够提高企业的信息收集和处理能力,更好地实现对中小微企业等融资主体的信号筛选和风险识别,从而建成基于互联网信息的社会征信体系,大幅降低风险评估成本。因此,数字普惠金融能够帮助中小企业跨越资金约束的创新门槛,激励其研发创新活动,为整体创新绩效提供不竭动力。

2. 数字普惠金融助力地区经济高质量发展的协调性

数字普惠金融在区域层面也贯彻了普惠性原则。传统金融机构在不发达的地区只有较少的分支机构,偏远地区不能和发达地区一样享受到便捷的借贷、现金存取等金融服务,缺乏金融机构的服务,这些地区的创新活动也就受到制约^①。数字普惠金融借助互联网技术能够直接打破地理距离的限制,使资金需求方和供给方实现无缝对接,从而为偏远地区提供更为完善的金融服务,助力欠发达地区创业人群的创新创业活动,有效提高当地的经济水平。谭燕芝和彭千芮的研究发现数字普惠金融的减贫效应存在显著的空间正向关联特征,使得邻近地区贫困发生率下降将能够有效改善本地区的贫困状况^②。“涓滴理论”也认为优先发展起来的群体或地区可通过消费、就业等方面惠及贫困阶层或后进地区,带动其发展和富裕。因此,发挥现代金融的反哺功能可以缩小城乡收入差距以及东中西部的发展差距,实现区域和城乡层面的协调发展。

3. 数字普惠金融赋予地区经济高质量发展的绿色引领力

数字普惠金融能够带动绿色经济发展,降低生态环境压力^③。一方面,数字普惠金融的普及能够提升金融效率,有助于带动经济增长和结构调整,促进资本从低效率部门流向高效率部门,进而改变能源消费结构和能源消费效率^④。另一方面,近年来我国在环保的基础上倡导绿色普惠金融发展,为经济增长赋予新动能,能够一定程度上弱化地方政府在短期绩效考核压力下破坏生态环

境的行为动机。此外,数字普惠金融能够通过技术效应遏制环境污染。构建资源节约型、环境友好型的绿色发展体系,离不开绿色技术进步和产业结构升级。数字普惠金融发展能够最大限度地中小企业纳入金融服务体系之中,有效降低中小企业信贷约束,解决其更新设备和升级技术面临的资金难题,这一方面能够促进企业不断开发新产品和提高技术含量,另一方面则不断更新商业模式,催生新业态涌现,进一步加快产业结构向低碳化转型升级以实现环保效益的增进。

4. 数字普惠金融提供便利的对外开放平台

在国际贸易保护主义抬头的背景下,我国对外贸易遭受巨大阻力,然而以跨境电商为代表的“数字贸易”却逆势而上,成为关注焦点。作为数字贸易发展的重要依托,数字金融的普惠性提高了传统贸易格局中弱势群体(如中小企业和个体工商户)的相对地位^⑤。在传统贸易中,信息不对称以及广泛存在的贸易壁垒,使得贸易弱势群体难以凭借产品质量优势进入国际市场,数字技术和移动支付手段的推广使得贸易的洽谈、订单签订和支付计算等过程均可通过数字化方式予以完成,降低了贸易门槛和交换成本,“数字贸易”下的所有经营主体都可以通过互联网平台直接面向全国乃至全世界的消费者^⑥。与此同时,互联网平台能够更高效的判断市场需求变化,比如Lewis^⑦研究发现 eBay 二手车线上平台中,卖者通过上传产品信息,显著提升了交易效率和成交规模。因而,数字普惠金融发展能够带动新时代我国对外开放格局向更高水平和更高质量迈进。

5. 数字普惠金融促进发展成果共享的能力机制形成

从金融的普惠性来看,数字普惠金融能够起到保障社会公平的作用,实现金融发展成果由广大社会公众共享:一方面,数字普惠金融可以通过创新储蓄、信贷和支付手段,扩大社会公众对金融资源的可获得性、可接触性和支付便利度,并在提高穷人的议价能力和降低贫困脆弱性方面起到重

①葛和平,毛毅舫:《我国普惠金融发展对贫富差距的影响效应研究》,《湘潭大学学报·哲学社会科学版》2019年第6期。

②谭燕芝,彭千芮:《普惠金融发展与贫困减缓:直接影响与空间溢出效应》,《当代财经》2018年第3期。

③徐明伟,徐鑫,解其昌:《普惠金融在绿色生态发展中的传递作用》,《山东社会科学》2018年第3期。

④罗炜琳,刘松涛,胥焯,等:《普惠金融发展水平影响绿色经济效率吗?》,《环境经济研究》2018年第3期。

⑤邹克:《普惠金融、农业TFP变动与城乡收入不平衡——基于普惠金融结构性问题视角》,《金融经济研究》2019年第2期。

⑥马述忠,房超,梁银锋:《数字贸易及其时代价值与研究展望》,《国际贸易问题》2018年第10期。

⑦Lewis.G, Gregory. “Asymmetric Information, Adverse Selection and Online Disclosure: The Case of eBay Motors: The Case of eBay Motors”, *The American Economic Review*, 2011, 101(4):1535-1546.

要作用^①。此外,社会弱势群体在面临自然灾害、身体疾病等突发情况下,也可以依靠有效的信贷支持走出困境,从而提升其防范风险冲击的能力。另一方面,数字普惠金融通过降低供给侧的市场摩擦,提升需求端的家庭金融素养、风险偏好和财富水平^②,增强金融弱势群体的金融素养,更好地帮助其进行理财投资,优化家庭资产组合,进而提高其资产收入水平。

综上所述,本文认为,在普惠性原则的指导下,数字普惠金融将有助于实现地区经济发展的创新、协调、绿色、开放和共享的平衡,从而推动经济迈向高质量的内涵式发展。

三 研究设计

(一) 数据样本

本文以 2011~2016 年中国 258 个地级市的面板数据作为研究样本,其中缺失值采用插值法予以补齐。中小企业选取 A 股市场的中小板块上市公司作为研究对象,相关数据来源于 CSMAR 数据库,剔除重要变量数据缺失的样本后最终获得 7 159 个观测值。

(二) 变量说明

1. 经济高质量发展的测度

借鉴师傅和张冰瑶的做法,本文测算了地级市层面的经济发展质量水平,具体做法是:从发展

的基本面、社会成果和生态成果三大维度分别设置一级指标^③。变量设置见表 1。

其一,经济发展基本面包括以下方面:

(1) 经济发展强度,以人均 GDP 作为衡量指标。

(2) 经济增长稳定性,使用经济增长波动情况予以刻画。具体如下:

经济增长的标准差:

$$\delta = \left[\left(\frac{1}{n} \sum (g_i - \bar{g})^2 \right) \right]^{\frac{1}{2}};$$

平均增长率:

$$\bar{g} = \frac{\sum g_i}{n}$$

经济增长率的标准差系数: $V_g = \frac{\delta}{\bar{g}} \times 100\%$ 。

式中: g_i 为考查期内各年增长速度, \bar{g} 为平均经济增速,借鉴赵鑫铖的做法, V_g 使用 5 年内的移动平均型的标准差系数予以衡量。最终以 $1/V_g$ 作为衡量经济增长稳定性的正向指标^④。

(3) 经济增长合理化,参考干春晖^⑤的做法,使用 1 与泰尔指数的差值表征经济增长合理化指标,具体公式为:

$$1 - TL = 1 - \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{y} \right) \ln \left(\frac{y_i}{l_i} / \frac{y}{l} \right)$$

式中: y 为总产值; l 为从业总人数; y_i 和 l_i 分别表示三次产业的产值和从业人数。

表 1 经济高质量发展发展指标体系设置

经济高质量发展	发展基本面	经济发展强度	地区实际人均 GDP
		经济发展稳定性	经济增长率的移动平均型标准差系数
		经济发展合理化	1-泰尔指数
		经济发展外向性	净出口占 GDP 的比重
	发展的社会成果	教育水平	每万人在校大学生人数
		医疗水平	每万人医生人数
	发展的生态成果	气体污染	单位气体污染排放产出
		固体污染	单位固体污染排放产出
		液体污染	单位液体污染排放产出

其二,社会成果是基于“共享”理念下,考查社会福利和发展成果在全体人民中的分配状况,遵循相关研究的通行做法,本文从教育水平和医疗水平两个层面予以度量。

其三,生态成果是“绿色”发展理念的集中体现,本文采用单位气体污染物排放产出、单位固体污染物排放产出和单位液体污染物排放产出这三个指标间接反映经济发展的生态成果。

①黄倩,李政,熊德平:《数字普惠金融的减贫效应及其传导机制》,《改革》2019年第11期。

②路晓蒙,赵爽,罗荣华:《区域金融发展会促进家庭理性投资吗?——基于家庭资产组合多样化的视角》,《经济与管理研究》2019年第10期。

③师傅,张冰瑶:《全国地级以上城市经济高质量发展测度与分析》,《社会科学研究》2019年第3期。

④赵鑫铖:《中国经济增长稳定性评价及其影响因素分析》,《工业技术经济》2015年第1期。

⑤干春晖,郑若谷,余典范:《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》2011年第5期。

最后,借鉴人类发展指数的构建思路,对各指标进行均等权重的赋值。

2.数字普惠金融的测度

本文所使用的数字普惠金融发展相关指标来自《北京大学数字普惠金融指数》^①。该指数借助

蚂蚁金服交易账户的大数据平台,从覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度的层面对地区数字普惠金融的发展程度进行测度,具有较好的适用性与可靠性。

3.其他变量的定义

表 2 变量定义及说明

变量类型	变量符号	变量名称	测度方法
因变量	develop	经济高质量发展	包括经济发展基本面、社会成果和生态成果在内的综合指标由 C-D 生产函数法、OP 法和 LP 法测算得到
	TFP	企业全要素生产率	
自变量	index	数字普惠金融总指数	来自《北京大学数字普惠金融指数》
	breadth	覆盖广度	来自《北京大学数字普惠金融指数》
	depth	使用深度	来自《北京大学数字普惠金融指数》
	digit	数字化程度	来自《北京大学数字普惠金融指数》
中介变量	innov	城市技术创新 1	复旦大学寇宗来团队《中国城市和产业创新能力报告》 ^②
	rspatent	城市技术创新 2	城市年度人均专利申请数(来自 CNRDS 数据库)
	rpatent	城市技术创新 3	城市年度人均专利授权数(来自 CNRDS 数据库)
	invention	企业技术创新	企业年度发明专利申请数
城市变量	rfdi	外商直接投资	地区人均外商直接投资额
	housepi	房地产投资水平	地区房地产投资占地区生产总值比重
	govern	政府干预水平	政府支出减去教育支出的部分占 GDP 比重
	rpinvest	基础设施发展水平	地区人均固定资产投资
	edutech	科教支出	科技支出和教育支出占地级市总财政支出的比重
企业变量	Size	公司规模	总资产取对数
	Lever	财务杠杆率	总负债/总资产
	Roa	企业盈利能力	净利润/平均资产总额
	Manage	高管薪酬激励	高管前三名薪酬总额/企业净利润
	Growth	企业成长度	(当期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
	Tobinqa	托宾 Q	企业市值/重置成本(来自 CSMAR 数据库)

(三)模型设定

对理论分析部分所提出研究假设的检验,参考以往相关研究的做法,本文设定面板回归模型,变量名称参照表 3 的具体定义,此外本文还引入了个体固定效应(CityEffect)和时点固定效应(YearEffect)。模型设定如下:

$$develop_{it} = \beta_0 + \beta_1 index_{it} + \beta_2 rfdi_{it} + \beta_3 housepi_{it} + \beta_4 rpinvest_{it} + \beta_5 govern_{it} + \beta_6 edutech_{it} + YearEffect + CityEffect + \varepsilon_{it}$$

(四)初步经验判断

为直观感知数字普惠金融与经济发展质量间的数量关系,本文通过散点拟合图对数字普惠金融与经济发展质量间的关系进行初步刻画,选取 2011 年和 2016 年两年的截面数据进行分析。通过散点关系图(见图 2),不难发现,数字普惠金融与经济发展质量间存在着明显且稳健的正相关关系,更进一步的探讨有待后文的实证分析。

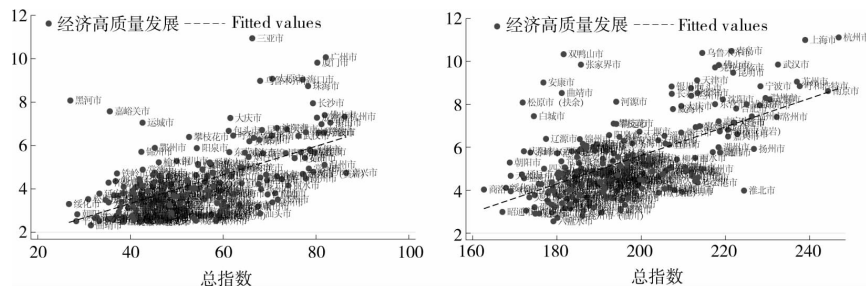


图 2 2011 年和 2016 年数字普惠金融与经济发展质量

①郭峰,王靖一,王芳,等:《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)》2020 年第 19 卷第 3 期。

②寇宗来,刘学悦:《中国城市和产业创新力报告 2017》,复旦大学产业发展研究中心 2017 年。

表3 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	develop	develop	develop	develop	develop	develop	develop	develop
index	0.031*** (0.008)	0.023*** (0.008)						
breadth			0.042*** (0.009)	0.031*** (0.010)				
depth					0.014*** (0.005)	0.011** (0.005)		
digit							0.007*** (0.000)	0.004*** (0.001)
rfdi		-0.026 (0.035)		-0.027 (0.035)		-0.024 (0.035)		-0.029 (0.035)
housep		1.713** (0.741)		1.551** (0.744)		1.729** (0.742)		1.995*** (0.751)
rpinvest		0.274*** (0.049)		0.264*** (0.050)		0.283*** (0.049)		0.329*** (0.047)
govern		0.431 (3.911)		-1.712 (3.921)		0.456 (3.925)		-1.999 (3.847)
edutech		0.842 (0.900)		0.893 (0.899)		0.885 (0.901)		0.679 (0.895)
Cons	2.689*** (0.443)	1.942*** (0.562)	2.090*** (0.497)	1.748*** (0.567)	3.522*** (0.298)	2.523*** (0.469)	3.974*** (0.087)	2.939*** (0.369)
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	1,548	1,547	1,548	1,547	1,548	1,547	1,548	1,547
R ²	0.169	0.192	0.174	0.194	0.165	0.190	0.128	0.162

注：“***”，“**”和“*”为1%，5%和10%置信水平，括号内数字为标准误。下同

四 实证检验和分析

(一) 数字普惠金融对经济高质量发展的影响

表3中列(1)和列(2)分别考察了数字普惠金融对经济发展质量的影响,结果显示 index 的系数在1%的置信水平上通过了显著性检验,这说明数字普惠金融已经成为经济高质量发展的重要驱动力。本文在列(3)~列(8)列中进一步考察了数字普惠金融的三类分项指标(覆盖广度、使用深度以及数字支持服务程度)对经济发展质量的影响,结果表明覆盖广度(breadth)、使用深度(depth)和数字化程度(digit)对经济发展质量均有显著的提振作用,说明数字普惠金融能够推动我国经济实现高质量发展。

(二) 稳健性检验^①

1. 条件分位数估计

由于传统古典均值分析易损伤掉部分边际效应信息,在这个层面上来说,条件分位数估计的结

果更为稳健,且能够考查在不同的高质量发展水平上,数字普惠金融作用强度的差异性。本文依次选用0.1,0.25,0.5,0.75和0.9五个分位数点进一步评估数字普惠金融对经济发展质量的影响。回归结果显示,在经济发展质量不同的条件分布位置上,影响均十分显著,从而验证了实证结果的稳健性。

2. 工具变量估计

从实证方法的角度,上述回归方法可能难以规避反向因果关系造成的系数估计偏误。因而,本文借鉴易行健,周利^②的做法,构建“Bartik instrument”工具变量。

$$\text{Bartikinstrument} = \text{Index}_{j,t-1} \times \Delta \text{index}_{t,t-1}$$

式中 $\text{Index}_{j,t-1}$ 为城市指数的一阶滞后项, $\Delta \text{Index}_{t,t-1}$ 为全国平均指数在时间上的一阶差分,二者的乘积作为工具变量。两阶段最小二乘法的估计结果显示,第一阶段回归中工具变量的估计系

^①限于篇幅,稳健性检验结果未在正文中予以呈现,感兴趣的读者可以联系我们索取。

^②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》,《金融研究》2018年第11期。

数显著异于0, F 检验的统计量也在1%的置信水平通过了显著性检验,从而表明存在弱工具变量的可能性较低。在考虑了内生性问题后,数字普惠金融的发展依然对经济发展质量产生显著的正向影响。

五 数字普惠金融影响地区经济高质量发展的异质性分析

尽管我国经济已基本进入数字化时代,但是从全国来看,仍有5.41亿非网民,其中农村地区非网民占比62.8%,广大中小城市的互联网普及程度也远远落后于一线和新一线城市。这意味着,在数字经济时代,仍需加强新一代信息基础设施建设,进一步提升互联网普及率,在拓展“互联

网+”应用中不断缩小“数字鸿沟”,让人们共享数字技术的红利^①。因此,互联网普及程度可能会制约数字普惠金融对经济高质量发展的驱动效应。考虑这影响,本文借鉴参考 Hansen^② 的门槛模型,将门槛计量模型设定为如下形式:

$$\text{Develop}_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{index}_{it} \cdot I(\text{internetp} \leq \gamma) + \beta_2 \text{index}_{it} \cdot I(\gamma < \text{internetp}) + \beta_3 \text{controls} + \varepsilon_{it}$$

式中: index 表示数字普惠金融发展程度; controls 为其他各控制变量;下标 i 和 t 分别表示城市与年份。本文选取的门槛变量为互联网普及程度 (Internetp), $I(\cdot)$ 为示性函数, γ 为相应的门槛值。表4的检验结果显示数字普惠金融对经济高质量发展的影响存在单一门槛效应。

表4 门槛效应检验

被解释变量:高质量发展			Bootstrap		临界值	
Threshold	Fstat	Prob	次数	10%	5%	1%
单一门槛	63.36	0.003***	300	19.792	26.195	43.742
双重门槛	8.06	0.63	300	19.803	23.584	33.680
三重门槛	8.36	0.68	300	25.326	31.896	49.520

表5提供了门槛回归的基本结果,列(1)显示,数字普惠金融对城市创新和经济高质量发展的驱动作用存在一定的网络技术门槛,数字普惠金融的经济效应在跨越门槛值后显著增强。本文认为,数字普惠金融的发展以一定的网络平台和信息技术为依托,当地区互联网普及率处于较低水平时,受到应用领域和技术水平的制约,数字普惠金融对于经济发展质量的影响较弱;当互联网普及面得以扩大,数字普惠金融的服务范围和触及领域将进一步延伸,进而对经济发展质量的驱动效应更为显著。

列(2)与列(3)将一线城市、新一线城市和二线城市划分为大城市组别,其余城市则定义为中小城市。实证结果显示分组回归中的门槛效应仍然存在。中国互联网发展在空间分布上的“数字鸿沟”,使得特大规模以上的城市与其他城市在互联网应用和技术渗透方面仍存在显著差异。就大城市而言,互联网发展起步早,普及程度高,随着互联网普及程度的进一步提高,这一作用逐渐显示出“收敛效应”而趋于减弱,即出现收敛门槛。而在中小城市,互联网普及度的扩张则使数

字普惠金融迎来了难得的发展机遇,借助互联网技术所提供的高效信息传输功能和平台优势,数字普惠金融得以越过技术门槛和应用领域限制,

表5 门槛回归结果

变量	全样本	大城市	中小城市
	(1) develop	(2) develop	(3) develop
$\text{index} \cdot I(\text{internetp} \leq \gamma)$	0.007*** (0.001)	0.216*** 0.003	0.005*** (0.001)
$\text{index} \cdot I(\text{internetp} > \gamma)$	0.015*** (0.001)	0.018*** 0.003	0.024*** (0.003)
rfdi	-0.015 (0.035)	0.005 (0.004)	-0.151*** (0.057)
housep	1.466** (0.735)	0.624** (0.299)	0.607 (0.792)
rpinvest	0.228*** (0.050)	0.017 (0.011)	0.305*** (0.055)
govern	-5.025 (3.819)	-1.874 (1.199)	-3.842 (4.169)
edutech	0.926 (0.877)	-0.018 (0.081)	0.626 (1.234)
Cons	3.213*** (0.363)	1.834*** (0.126)	2.922*** (0.411)
N	1,548	293	1,254
R ²	0.199	0.188	0.172

①余建斌:《数字经济,高质量发展新引擎》,《人民日报》2019年10月21日。

②Hansen B E. “Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference”. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345—368.

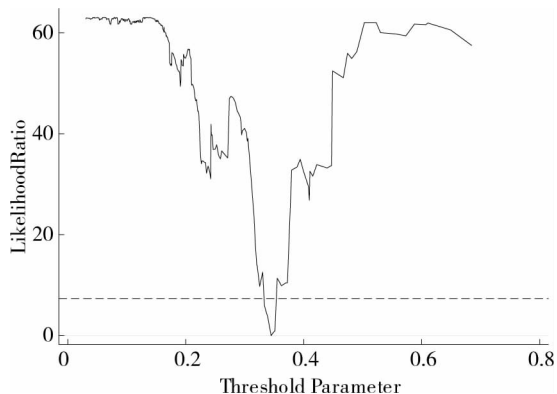


图3 门槛估计值和置信区间

创新潜力得以激发并逐渐扩大,显示出加速发展的态势。

六 数字普惠金融影响经济高质量发展的机制探讨

数字普惠金融主要通过何种中介途径引领经济高质量发展?这一问题亟待解答,从数字普惠金融的创新激励功能来看,相关研究均验证了数字普惠金融对地区创新创业的提振作用^{①②}。科技创新是经济高质量发展的核心动力来源,形成制度创新与科技创新协同发展的创新驱动机制对于实现经济高质量发展具有重要意义^③。基于上述观点,本文得出推论:数字普惠金融的发展能够通过科技创新的中介渠道促进地区经济发展质量的提升。

为验证创新在数字普惠金融与经济高质量发展间的中介作用,本文从城市创新和中小企业创新的双重视角建立中介效应模型,参考温忠麟等^④的中介效应检验程序,构建如下方程:

$$innov_{it}(invention_{it}) = \beta_0 + \beta_1 index_{it} + controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$develop_{it}(TFP_{it}) = \beta_0 + \beta_1 index_{it} + controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$develop_{it}(TFP_{it}) = \beta_0 + \beta_1 index_{it} + \beta_2 innov_{it}(invention_{it}) + controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

如果数字普惠金融发展确实通过驱动技术创新,进而影响经济发展质量,那么模型(1)和模型

(2)中的 β_1 以及模型(3)中 β_1, β_2 的系数均应当显著,且相较于模型(2),模型(3)中的 β_1 系数会相应减小,若这一条件得到满足,并能通过中介效应的sobel检验,则说明存在中介作用。

(一)城市层面创新

表6中,列(1)以经济发展质量(develop)作为被解释变量,实证结果显示数字普惠金融(index)的系数为正且在1%的置信水平上通过了显著性检验。进一步,列(2)、列(4)、列(6)中分别以城市创新能力指数(innov)、城市人均专利申请数(rs patent)和城市人均专利授权数(rp patent)作为被解释变量,结果显示数字普惠金融对技术创新产生了显著的提振作用。列(1)是本文的基准模型,在此基础上分别引入了不同测度方法的创新变量,列(3)、列(5)和列(7)的实证结果显示,数字普惠金融对经济发展质量(develop)的回归系数在1%的置信水平下仍然显著为正,且系数值明显减小,Sobel检验结果也在1%的置信水平上通过了检验,从而进一步验证了中介效应的存在,即数字普惠金融通过诱发城市技术创新这一中介传导渠道对经济发展质量产生推动作用。

(二)中小企业层面的证据

微观层面的经济高质量发展体现在企业特别是中小企业全要素生产率的提升上,因此有必要进一步考察数字普惠金融对于中小企业技术创新和全要素生产率的提振作用,从而为本文中心结论提供微观层面上的印证。

参考相关研究,以A股中小板和创业板上市公司为研究对象,将地级市数字普惠金融指数与企业财务数据相匹配,样本时间跨度为2011~2018年。同时,以年度发明专利申请数(取对数)作为企业技术创新(invention)的衡量指标,参考鲁晓东、连玉君^⑤的做法,采用C-D生产函数法得到企业全要素生产率的估计值(TFP),同时以半参数方法估计的OP法和LP法提供稳健性结果,记为TFP_OP和TFP_LP。控制变量选取参见表3,表7列(1)的结果显示,数字普惠金融对企业技术创新产生显著的正向激励效应,列(2)~列

①谢绚丽,沈艳,张皓星,等:《数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》2018年第4期。

②梁榜,张建华:《数字普惠金融发展能激励创新吗?——来自中国城市和中小企业的证据》,《当代经济科学》2019年第5期。

③刘思明,张世瑾,朱惠东:《国家创新驱动力度及其经济高质量发展效应研究》,《数量经济技术经济研究》2019年第4期。

④温忠麟,张雷,侯杰泰,等:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》2004年第5期。

⑤鲁晓东,连玉君:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》2012年第2期。

(7)分布选取三类方法测度的企业 TFP,并通过构建中介效应模型,发现技术创新在数字普惠金融与企业全要素生产率间起到了中介传递作用,sobel 检验结果也较为显著。

表 6 地级市层面的中介机制检验

变量	(1) develop	(2) innov	(3) develop	(4) rspatent	(5) develop	(6) rpatent	(7) develop
index	0.023*** (0.008)	0.599*** (0.136)	0.018** (0.008)	0.089* (0.046)	0.021*** (0.008)	0.122*** (0.041)	0.021** (0.008)
innov			0.009*** (0.002)				
rspatent					0.019*** (0.005)		
rpatent							0.020*** (0.006)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Sobel		0.004 (z=5.692, p=0.000)		0.005 (z=7.656, p=0.000)		0.005 (z=5.345, p=0.000)	
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	1 547	1 547	1 547	1 547	1 547	1 547	1 547
R ²	0.192	0.119	0.211	0.278	0.201	0.118	0.200

表 7 中小企业层面的中介效应回归结果

变量	(1) invention	(2) TFP	(3) TFP	(4) TFP_LP	(5) TFP_LP	(6) TFP_OP	(7) TFP_OP
index	28.572** (12.122)	9.668*** (2.135)	8.409*** (2.978)	20.315*** (3.366)	19.638*** (4.712)	10.040*** (2.139)	8.879*** (2.982)
invention			0.013*** (0.004)		0.020*** (0.007)		0.013*** (0.004)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Sobel		0.324 (z=1.994, p=0.046)		0.275 (z=1.684, p=0.092)		0.502 (z=0.274, p=0.066)	
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	3 102	6 444	3 086	6 473	3 086	6 444	3 086
R ²	0.235	0.187	0.179	0.439	0.400	0.211	0.204

七 结论与政策含义

本文基于 2011~2016 年 258 个地级以上城市的面板数据,构建综合指标体系对地区层面的经济发展质量进行测算,并结合北京大学数字普惠金融指数,对数字普惠金融在驱动经济高质量发展中的实际作用提供了经验证据;进一步从创新驱动的视角,利用中介效应模型和门槛回归模型分析了数字普惠金融影响经济高质量发展的内在机理、非线性传导路径和异质性特征;最后,利用中小企业财务数据,对数字普惠金融与企业全要素生产率之间的关系进行了实证检验,从而为

经济高质量发展奠定微观基础,本文主要结论如下:

1)数字普惠金融有助于推动经济高质量发展,其覆盖广度、使用深度和数字化支持程度也能够提升经济发展质量,这一基本结论在经过一系列检验后仍然成立。

2)数字普惠金融对经济高质量发展的驱动作用存在一定的网络技术门槛,其经济效应在跨越门槛值后才能得到更显著的发挥。进一步分析发现:由于互联网发展在空间分布上的“数字鸿沟”,数字普惠金融对经济高质量发展的非线性

影响在大城市中存在“收敛门槛”,而在中小城市中则体现为“加速门槛”。

3)从传导渠道来看,整体上城市技术创新在数字普惠金融驱动经济高质量发展的传播机制中起到中介作用,从微观企业层面来看,数字普惠金融能够通过激励中小企业的研发创新活动,进而提升企业全要素生产率。

根据研究结论,提出如下政策建议:

第一,重视数字普惠金融的创新激励功能,加快其推广和应用力度,为实现经济高质量发展增势赋能。第二,注重互联网技术和普惠金融的可得性与协同性,下沉资源发展普惠金融。在欠发达地区和中小城市,加快落实网络基础设施建设以扩展普惠金融的可行性边界,力促“互联网+”与普惠金融实现同频共振,打破制约经济高质量发展的“数字鸿沟”,消除地理空间和融资可得性

上的束缚,以互联网数字技术带动普惠金融创新发展。第三,强化多元监管机制,预警数字普惠金融的潜在风险。数字技术与普惠金融相结合也产生了新的信用风险,因此,需要进一步强化金融准入监管、分类监管和混业监管,明确行业准入门槛,推进社会征信体系建设,同时借助“监管沙盒”与穿透式监管模式,完善识别和管理金融创新的体制机制,最大限度地防范和化解数字金融领域的潜在金融风险。第四,协调数字金融与传统金融的关系,实现优势互补。科学对待数字金融与传统金融之间的平衡关系,在处理和对待二者间的互动关系上不应有所偏废,应继续发挥传统金融在配套设施建设上的优势,为数字普惠金融的快捷便利发展提供平台和支撑;同时,也应倡导传统金融机构运用数字金融技术改善服务效能,实现经营方式的数字化转型。

Can Digital Inclusive Finance Promote High-Quality Development of Regional Economy: Based on Empirical Evidence of 258 Cities

JIANG Chang-liu & JIANG Cheng-tao

(School of Economics, Anhui University, Hefei 230601, China)

Abstract: Based on the panel data of 258 prefecture-level cities nationwide from 2011 to 2016, by defining the connotation of high-quality economic development, we can build a comprehensive indicator system to measure the economic development quality at the city level. Targeting at the results of prefecture-level digital inclusive finance index, we can explore the internal mechanism of digital inclusive finance to empower the high-quality economic development. The study finds that the developing situation, its covering breadth, using depth and digital supporting degrees of the digital inclusive finance can help to improve the quality of economic development; there is a certain network technology threshold for the driving role of digital inclusive finance in the development of high-quality economic development. In addition, the heterogeneity analysis finds that the non-linear impact of digital inclusive finance has a “convergence threshold” in large cities, which is reflected in an “acceleration threshold” in small and medium-sized cities. Finally, the technological innovation plays a role of an intermediary in the transmission mechanism, the digital inclusive finance can stimulate the R&D and innovation activities of small and medium-sized enterprises, to enhance the enterprises’ total factor productivity and construct a micro foundation for the high-quality economic development.

Key words: digital inclusive finance; technological innovation; high-quality economic development

(责任校对 刘兰霞)