

数字经济、普惠金融与包容性增长^{*}

张勋 万广华 张佳佳 何宗樾

内容提要: 人类正在经历的以互联网为基础的第三次技术革命,对效率和公平的影响巨大且深远。中国尤其得益于互联网革命,使得中国实现了数字经济和数字金融的快速发展。本文将中国数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查(CFPS)数据相结合,评估互联网革命所推动的数字金融的发展对包容性增长的影响。首先,基于分样本实证分析,发现中国的数字金融不但在落后地区的发展速度更快,而且显著提升了家庭收入,尤其是对农村低收入群体而言。可见,数字金融促进了中国的包容性增长。其次,对于数字金融至包容性增长的传导机制,本文发现,数字金融的发展帮助改善了农村居民的创业行为,并带来了创业机会的均等化。最后,通过对物质资本、人力资本及社会资本的异质性分析,发现数字金融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,从而促进了中国的包容性增长。

关键词: 数字经济 数字金融 普惠金融 包容性增长 创业

一、引言

互联网革命以电子计算机的发明和应用为主要标志,涉及信息、新能源、新材料、生物、空间和海洋等技术,是人类文明史上继蒸汽机的发明和电力的使用之后的又一次重大革命,给全球经济和人们的生活带来了全方位的冲击(江小涓,2018)。从经济学的角度,冲击的影响可以归结到效率或增长和公平或收入分配两方面。现有文献关注了互联网对效率的影响,但对贫富差距的影响的研究则有所不足,尽管后者已经成为各国政府、国际社会和组织以及学术界最为重视的问题之一。

中国尤其得益于互联网革命。在过去的5—10年里,依托于信息、大数据和云计算等创新技术,中国的数字经济(尤其是数字金融)经历了快速发展,如支付宝、微信支付等。这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,从而推动了中国的普惠金融(financial inclusion)发展。举例来说,信用卡是通过完善个人征信从而便利借贷的重要手段,但根据中国银行业统计协会(2016)的数据,截至2015年,中国的信用卡发行量为5.3亿张。即便按照人均1张来计算,还有一大半的人口没有信用卡,从而无法通过信用卡消费获得征信记录,也就无法从传统金融市场上获得资金,使得传统金融失去了完全意义上的普惠性。^①近年来数字金融的发展改变了这一格局:尽管大部分居民没有征信记录,但人们日常使用微信、支付宝在缴纳水、电、燃气等生活费用,或进行购物用餐等支付功能时,均可以累积信用,提供征信记录。这些记录在

* 张勋,北京师范大学统计学学院金融统计系,北京大学数字金融研究中心,邮政编码:100875,电子信箱:zhangxun@bnu.edu.cn;万广华(通讯作者),复旦大学世界经济研究所,电子信箱:guanghuawan@yahoo.com;张佳佳,中国金融四十人论坛,北京师范大学统计学学院金融统计系;何宗樾,北京工业大学经济与管理学院。作者感谢国家自然科学基金(重点项目批准号:71833003,青年项目批准号:71703088)和北京大学数字金融研究中心课题的资助,感谢张欣博士在中国家庭追踪调查数据上的支持,感谢欧阳晓、黄益平、沈艳、龚强、梁平汉、侯文轩、易行健、王军、徐建国、黄卓、张海洋、郭峰、余静雯、周伊敏、邹欣、朱海坤、杜鹏程、梁方及北京大学数字金融研究中心第二届学术研讨会、第四届大宏观全国论坛、第十八届中国经济学年会以及大国经济论坛2018年学术年会的参会同仁对本文提出的宝贵建议,感谢两位匿名审稿人对论文提出的详实而富有建设性的意见。当然,文责自负。

① 截至2019年4月24日,中国人民银行征信系统已采集了9.9亿人的信息,但仍有4.6亿自然人没有信贷记录,http://finance.sina.com.cn/roll/2019-04-24/doc-ihvhiqax4733019.shtml。

数字金融平台(如蚂蚁借呗、微粒贷)上已被用于借贷审核。因此,互联网革命所带来的数字经济和数字金融,可以惠及那些原来被传统金融、传统征信排除在外的群体,有助于缓解他们的借贷约束,并促进他们的投资和经营活动。而这些缺乏信用记录和抵押的群体,收入往往偏低。可以预期,由互联网革命所带来的信息或数据的创造和共享,有助于推动数字金融^①产业的兴起,改善金融的可得性和普惠性,进而促进包容性增长。

包容性增长是2016年杭州G20峰会的4I主题之一,将在一定程度上影响全球经济发展走向。从根本上说,包容性增长既关注效率,也关注公平,二者都是发展经济学的核心。简单地说,如果某种因素对收入的增长影响为正,同时相对贫穷的人从该因素获益更多,那么该因素就带来了包容性增长。反之亦然。现有文献缺乏关于包容性增长的实证研究(张勋和万广华,2016),以往的研究大多是描述性的,主要聚焦包容性增长的理念、实施包容性增长的必要性以及实现包容性增长的政策建议,实证分析比较少见,更不要说论证互联网革命所推动的数字经济和数字金融对包容性增长的影响了。考虑到中国当前经济下行的压力,收入不均等状况也并不乐观,系统、客观地探讨数字金融对包容性增长的影响尤为重要。

基于以上背景,本文首次将中国数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查(CFPS)数据相结合,评估以互联网革命所推动的数字金融发展对包容性增长的影响。首先,基于分样本的实证分析发现,中国的数字金融不但在落后地区的发展速度更快,而且显著地提升了家庭收入,尤其是对农村低收入群体而言。数字金融的发展有利于缩小区域和城乡差别,促进中国的包容性增长。其次,就传导机制而言,本文发现,数字金融的发展帮助改善了农村居民的创业行为,并带来了创业机会的均等化。最后,通过对物质资本、人力资本和社会资本的异质性分析,发现数字金融的发展特别有助于促进低物质资本或低社会资本的家庭的创业行为,从而促进了中国的包容性增长。

本文余下的内容安排如下:第二部分对相关文献进行综述;第三部分介绍互联网背景下,数字经济和数字金融在中国的发展;第四部分讨论实证策略及数据;第五部分报告基准模型估算结果;第六部分探讨数字金融促进包容性增长的机制;第七部分为总结。

二、文献综述

本文致力于研究数字金融发展能否促进中国的包容性增长,并从家庭创业的角度探讨其内在机制。相关文献可以从以下几方面进行综述。

首先是金融发展的效应的文献。一个基本共识是,金融发展有助于经济增长(King & Levine, 1993; Rajan & Zingales, 1998)。金融最核心的功能在于实现资源的优化配置,同时尽可能地降低风险。相关实证发现表明,金融发展有助于平滑消费、管理风险、降低居民约束以及便利化交易(Goldsmith, 1969; McKinnon, 1973; Levine, 2005)。特别地,在Levine(2005)的经典论文中,证实了更加发达的金融系统能够缓解企业的外部融资约束,而根据Bernanke et al.(1999)的金融加速器原理,融资约束是经济加速增长或下滑的决定机制。

作为互联网与金融的结合体,数字经济尤其是数字金融,自然也具有金融特性。不仅如此,以往研究还表明数字经济有助于实现普惠金融,^②从而推动经济增长,特别是在中国。李继尊(2015)认为,由电子商务和通信技术的快速发展所推动的中国互联网金融,可以降低传统金融对物理网点的依赖,具有更强的地理穿透性和低成本优势,可以推动普惠金融。焦瑾璞(2014)指出,移动互联网的普及为广大欠发达地区提供金融服务创造了条件,尤其是数字货币在增加金融服务覆盖面、降

^① 本文中,我们将不区分地使用数字经济和数字金融作为同义词。

^② 在本文,包容性金融、金融的包容性、金融普惠和普惠金融等作为同义词使用。

低服务成本等方面发挥了重要作用(焦瑾璞等 2015),从而有助于优化金融资产配置,改善中小企业的融资状况,在促进金融稳定的同时实现整体盈利水平的提高(王颖和陆磊 2012)。数据方面,北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团利用蚂蚁金服的交易账户数据,编制了2011—2018年多个行政层次的中国数字普惠金融指数,结果显示数字金融是实现低成本、广覆盖和可持续的包容性金融的重要模式,为经济落后地区实现经济赶超提供了可能(郭峰等 2019)。

一系列文献评估了数字金融发展的经济效应。Kapoor(2013)发现数字金融可以促进经济增长,而宋晓玲(2017)利用中国数字普惠金融指数,发现数字金融的发展有助于缩小城乡收入差距。谢绚丽等(2018)同样利用该指数,结合区域层面的企业创新数据,证实了数字金融的发展促进了企业创新。黄益平和黄卓(2018)系统地回顾了中国数字金融的发展历程,并对数字金融的未来进行了展望。但是,这些研究大多使用宏观数据,从宏观层面讨论数字金融与经济发展、区域不平等和企业创新的关系,难以识别数字金融的经济效应的微观机制。唯一的例外是易行健和周丽(2018),他们发现数字金融的发展通过提升支付便利性和缓解流动性约束等两方面促进了居民消费。显然,关于数字金融的经济效应的微观机制研究还有待加强。

其次是有关包容性增长的文献。如前文所言,包容性增长既关注效率,也关注公平。遗憾的是,除了张勋和万广华(2016)研究了中国农村基础设施的包容性增长效应之外,关于包容性增长的研究几乎是缺失的。结合前文的Kapoor(2013)和宋晓玲(2017),似乎可以得出数字金融发展具有包容性增长效应的结论,但他们的研究一方面依赖于宏观数据,无法识别微观机制;另一方面,城乡收入差距仅仅是收入分配的一个部分,中国的城乡内部差距可能更大(Wan, 2008a, 2008b)。这自然呼唤在互联网革命背景下对数字金融与包容性增长关系进行更系统严格的分析。

第三是与家庭创业相关的文献。综合来看,影响创业的微观因素包括创业者的性别(Rosenthal & Strange, 2012)、年龄(Rees & Shah, 1986)、人力资本水平(Lazear, 2005)、社会资本水平(胡金焱和张博 2014;周广肃等 2015)、工作经历(Evan & Leighton, 1989;王戴黎 2014;周广肃等 2017)、风险偏好程度(Parker, 1996)等。影响创业的宏观因素则是创业者所处的政治经济文化以及社会环境(Djankov, 2002; Glaeser & Kerr, 2009; Ghani et al., 2014; 吴晓瑜等 2014;周广肃等 2015)。国外文献也表明,创业不但可以促进创新和长期经济增长(Baumol, 1968; King & Levine, 1993; Samila & Sorenson, 2011),还可以解决就业问题(De Mel et al., 2008)。

尽管以往研究没有涉及数字金融与创业的关系,但关于金融发展与创业关系的研究可以为本文提供借鉴。经典文献认为,信贷约束会对创业产生负向影响(Evans & Jovanovic, 1989; Nykvist, 2008; Karaivanov, 2012)。金融发展可以通过合理有效地分配资源、缓解潜在创业者的流动性约束来促进创业活动(Bianchi, 2010)。可以预期,依赖于信息、大数据和云计算等创新技术,数字经济和数字金融可以进一步拓展金融的服务范围和触达能力,降低金融的约束力,有益于家庭创业,从而帮助实现创业机会的均等化和包容性增长。

本文力图在以下几个方面有所创新:第一,首次利用由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制的中国数字普惠金融指数,研究数字经济和数字金融发展与包容性增长的关系。第二,将中国数字普惠金融指数与中国家庭追踪调查数据(CFPS)相结合,从微观层面考察数字金融对居民收入和居民创业的影响,扩展数字金融经济效应的微观机制探讨。第三,进一步地,挖掘数字金融是如何通过物质资本、人力资本和社会资本的异质性影响居民的创业行为,丰富关于创业决定因素的文献。

三、数字金融在中国的发展

中国数字金融起步于公益性小额信贷,后来扩展为支付、信贷等多业务的综合金融服务,并由

于网络和移动通讯等的广泛应用而得到长足发展。中国数字金融的发展极大地提高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的群体来说。尽管中国的传统金融也发展迅速,但由于数字金融的触达性更广,使得大部分拥有手机或接触互联网的居民都可以享受数字金融带来的便利,推动了中国普惠金融的发展。

本文使用中国数字普惠金融指数来描述中国数字金融的发展概况。该指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制,具体编制过程见郭峰等(2019)。它始于2011年,至今延续了8年,已经被用于分析中国数字金融的发展状况及其经济效应,见谢绚丽等(2018)以及易行健和周丽(2018)。

该指数采用了蚂蚁金服的交易账户大数据,具有相当的代表性和可靠性。从表1可以看出,其包括覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度三方面。覆盖广度主要通过电子账户数(如互联网支付账号及其绑定的银行账户数)等来体现;使用深度依据实际使用互联网金融服务的情况来衡量,包括支付业务、信贷业务、保险业务、投资业务和征信业务等,既用实际使用人数,也用人均交易笔数和人均交易金额来衡量;数字服务支持方面,便利性和成本是影响用户使用金融服务的主要因素。

表1 数字普惠金融指标体系

一级维度	二级维度		具体指标
覆盖广度	账户覆盖率		每万人拥有支付宝账号数量
			支付宝绑卡用户比例
			平均每个支付宝账号绑定银行卡数
使用深度	支付业务		人均支付笔数
			人均支付金额
			高频度(年活跃50次及以上)活跃用户数占年活跃1次及以上比
	货币基金业务		人均购买余额宝笔数
			人均购买余额宝金额
			每万人支付宝用户购买余额宝的人数
	信贷业务	个人消费贷	每万支付宝成年用户中有互联网消费贷的用户数
			人均贷款笔数
			人均贷款金额
		小微经营者	每万支付宝成年用户中有互联网小微经营贷的用户数
			小微经营者户均贷款笔数
			小微经营者平均贷款金额
	保险业务		每万人支付宝用户中被保险用户数
			人均保险笔数
			人均保险金额
投资业务		每万人支付宝用户中参与互联网投资理财人数	
		人均投资笔数	
		人均投资金额	
信用业务		自然人征信人均调用次数	
		每万支付宝用户中使用基于信用的服务用户数(包括金融、住宿、出行、社交等)	

续表 1

一级维度	二级维度	具体指标
数字支持 服务程度	移动化	移动支付笔数占比
		移动支付金额占比
	实惠化	小微经营者平均贷款利率
		个人平均贷款利率
	信用化	花呗支付笔数占比
		花呗支付金额占比
		芝麻信用免押笔数占比(较全部需要押金情形)
		芝麻信用免押金额占比(较全部需要押金情形)
	便利化	用户二维码支付的笔数占比
		用户二维码支付的金额占比

注: 资料来自郭峰等(2019)。

在构建数字普惠金融指数时, 首先将二级维度之下的各项具体指标进行标准化处理, 形成可比的指标; 接着, 利用层次分析法(analytic hierarchy process , AHP) , 确定中间各层级相对其上一层级的权重大小, 再利用变异系数法求最下层(即各具体指标) 对其上一层的权重大小; 最后, 利用这些权重进行指数合成, 形成覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度的发展指数。再通过指标无量纲化方法, 获得最后的中国数字普惠金融指数。

表 2 报告了 2011 年和 2018 年各省的数字普惠金融指数。就均值而言, 全国数字普惠金融指数从 2011 年的 40.00 上升到 2018 年的 300.21, 各省的指数也均有较大幅度的增长, 表明中国的数字金融经历了快速发展。但是, 地区和省际间差异比较明显, 东部发展程度最高, 中部次之, 西部最低。不过, 从近几年的增长速度来看, 西部和中部地区的发展明显加快, 这表明我国的数字金融发展具有普惠性。

表 2 中国数字金融的发展

省份	数字普惠金融指数		省份	数字普惠金融指数	
	2011	2018		2011	2018
全国(平均)	40.00	300.21	河南	28.4	295.76
北京	79.41	368.54	湖北	39.82	319.48
天津	60.58	316.88	湖南	32.68	286.81
河北	32.42	282.77	广东	69.48	331.92
山西	33.41	283.65	广西	33.89	289.25
内蒙古	28.89	271.57	海南	45.56	309.72
辽宁	43.29	290.95	重庆	41.89	301.53
吉林	24.51	276.08	四川	40.16	294.30
黑龙江	33.58	274.73	贵州	18.47	276.91
上海	80.19	377.73	云南	24.91	285.79
江苏	62.08	334.02	西藏	16.22	274.33
浙江	77.39	357.45	陕西	40.96	295.95
安徽	33.07	303.83	甘肃	18.84	266.82
福建	61.76	334.44	青海	18.33	263.12
江西	29.74	296.23	宁夏	31.31	272.92
山东	38.55	301.13	新疆	20.34	271.84

四、实证策略和数据

(一) 模型设定: 数字金融与包容性增长

首先建立数字金融与居民收入之间的模型。 Inc_{ijt} 表示第 t 地区 j 市 i 家庭的收入, 家庭所在地的数字金融发展用 $IF_{j,t-1}$ 表示。居民个体收入取对数, 实证模型如下:

$$\ln(Inc_{ijt}) = \gamma_0 + \gamma_1 IF_{j,t-1} + \gamma_2 X_{ijt} + \phi_i + \varphi_t + u_{ijt} \quad (1)$$

(1) 式中 X_{ijt} 表示户主个人、家庭以及家庭所在地区的控制变量, ϕ_i 表示家庭固定效应, φ_t 表示年份固定效应, u_{ijt} 为随机扰动项。为了减弱反向因果的可能性, 将数字金融发展指数滞后一期。此外, 由于本文分析的是地区层面的数字金融发展与家庭收入的关系, 为了避免地区内部家庭之间的相关性对估计结果的影响, 将标准误聚类 (cluster) 到地区层面。根据模型 (1), γ_1 衡量数字金融的发展对家庭收入的总体影响。

接下来探讨模型的控制变量。户主层面的变量包括户主的性别、年龄、教育年限、政治面貌、婚姻状况和健康水平。由于我们控制了家庭层面的固定效应, 加上户主的性别、教育年限和政治面貌等变量的观察值随时间几乎不变, 所以这些变量的系数难以估计。此外, 由于户主的年龄可以表示为家庭固定效应和时间固定效应的线性组合, 其系数也无法估计。为了缓解遗漏变量偏误, 参考 Zhang et al. (2017) 控制了年龄的平方项。在家庭整体层面, 控制了家庭规模、家庭中的少儿 (16 岁以下) 人数比例和老年 (60 岁以上) 人数比例。模型还加入了所在村、镇或居委会的总人口和经济状况。

互联网和数字经济的发展对家庭收入的影响不一定仅仅来自于数字金融渠道, 在家庭户主层面上控制了是否使用互联网和手机的虚拟变量, 以避免遗漏变量偏误。进一步地, 为了区分数字金融和传统金融对家庭收入的不同影响, 我们还引入了家庭层面的银行贷款规模作为传统金融发展程度的代理变量。依次加入家庭户主层面、家庭整体层面和地区层面的影响因素, 以验证关键解释变量 (数字金融的发展) 估计值的稳健性。

模型 (1) 用于估计数字金融的发展对家庭收入的总体影响。为了进一步分析数字金融的发展是否促进了包容性增长, 我们需要在模型 (1) 的框架下进一步讨论数字金融的收入分配效应。参考张川川 (2015), 本文采取了分样本和分位数^①回归探讨数字金融发展在城乡之间、区域之间、城市之间和城乡内部的收入分配效应, 解析数字金融与包容性增长的关系。

(二) 传导机制: 数字金融与家庭创业

数字金融的普惠性使更多的人可以获得信贷支持, 缓解信贷约束, 有助于中小和微型企业的创立 (Evans & Jovanovic, 1989; Nykvist, 2008; Bianchi, 2010; Karaivanov, 2012), 并可以带来就业, 促进包容性增长。为证实这个传导机制, 我们建立一个二元选择模型, 其中家庭创业为被解释变量。通常, 家庭创业为虚拟变量, 因此背后存在一个连续的潜在变量, 这个潜在变量可以理解为创业带来的净福利或者效用, 当潜在变量大于 0, 即创业的净福利或效用为正时, 家庭选择创业; 否则, 家庭选择不创业。是否创业构成了这个潜在变量的可观测值。在本文中, 潜在变量和二元选择模型的表达式分别为:

$$\begin{aligned} \text{Entrepre}_{ijt}^* &= \beta_0 + \beta_1 IF_{j,t-1} + \beta_2 X_{ijt} + \theta_j + \delta_t + \mu_{ijt} \\ \text{Prob}(\text{Entrepre}_{ijt} = 1) &= \text{Prob}(\text{Entrepre}_{ijt}^* > 0) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 IF_{j,t-1} + \beta_2 X_{ijt} + \theta_j + \delta_t) \end{aligned} \quad (2)$$

其中 X_{ijt} 为控制变量, θ_j 表示家庭所在地区的虚拟变量, δ_t 表示年份虚拟变量。系数 β_1 衡量数字金

^① 限于篇幅, 分位数回归的结果未报告。

融发展对家庭创业的总体影响。

模型(2)中的控制变量与模型(1)基本一致,只是添加了家庭纯收入。此外,如果把(2)式当作probit模型来估计,由于只控制了地区层面的虚拟变量,有可能遭遇遗漏变量和内生性问题。反向因果也有可能存在,因为居民创业行为的增加,或许会使互联网朝着更便利与低成本的方向进步,进而促进数字金融的发展。在稳健性分析中,一方面利用数据的家庭面板特征,构建线性概率模型和条件logit模型,控制那些不随时间变化的家庭层面的遗漏变量,减少对估计结果的影响;另一方面,采用工具变量估计方法,选取家庭所在地区与杭州的球面距离以及家庭所在地区与省会的球面距离两类工具变量,得到更可靠的结论。

(三) 数据

为了估计模型(1)和(2),使用两方面的数据。第一部分数据来自中国数字普惠金融指数,样本区间为2011—2018年。第二部分数据来自北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查(China family panel studies,CFPS)。具有全国代表性的CFPS始于2010年,之后每两年进行一次,通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国社会经济和人口教育的变迁。CFPS覆盖25个省/市/自治区的162个县,目标样本规模为16000户,调查的对象包含了样本家庭中的全部成员。

本文使用三个层面的数据:(1)基于成人问卷的个人信息,包括个人的性别、年龄、民族、婚姻状况、受教育年限、互联网和手机的使用等;(2)基于家庭问卷和家庭关系问卷的家庭信息,包括家庭规模、抚养比、家庭纯收入等;(3)基于社区问卷的村/居(委会)信息,包括村/居总人口、村/居经济状况^①等。将上述两部分数据依据城市进行合并,最终获得的样本为2012年、2014年和2016年的家庭数据,以及2011年、2013年和2015年的数字普惠金融发展指数。表3是相关变量的统计描述。

表3 变量统计描述

变量	2012年			2016年		
	样本	均值	标准差	样本	均值	标准差
家庭纯收入(对数)	8280	10.018	10.018	6848	10.214	1.354
家庭创业状态(创业=1)	8280	0.0959	0.294	6848	0.0911	0.288
家庭是否创业(从不创业到创业=1)	8280	0.0551	0.228	6848	0.0388	0.193
数字金融发展指数	8280	53.248	17.013	6848	173.607	21.942
户主性别(男性=1)	8280	0.734	0.442	6848	0.745	0.436
户主年龄	8280	52.660	12.388	6848	56.028	12.354
户主教育年限	8280	6.650	4.761	6848	6.522	4.698
政治面貌(党员=1)	8280	0.129	0.335	6848	0.133	0.340
婚姻状况(有配偶=1)	8280	0.876	0.329	6848	0.873	0.333
健康水平(健康=1)	8280	0.582	0.493	6848	0.597	0.490
互联网使用	8280	0.106	0.308	6848	0.249	0.432
手机使用	8280	0.746	0.435	6848	0.887	0.317
家庭规模	8280	3.753	1.765	6848	3.801	1.873
少儿比例	8280	0.158	0.198	6848	0.154	0.195

① 定义为访员所观察到的村/居经济状况,取值为1到7,1为很穷,7为很富。

续表 3

变量	2012 年			2016 年		
	样本	均值	标准差	样本	均值	标准差
老年人比例	8280	0.239	0.346	6848	0.299	0.370
银行贷款规模	8280	0.844	2.893	6848	1.366	3.680
村/居总人口(对数)	8280	7.919	0.938	6848	7.876	0.922
村/居经济状况	8280	4.378	1.143	6848	4.427	1.105

1. 家庭纯收入

家庭纯收入变量直接来自 CFPS 数据库中的家庭问卷,包括工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移支付收入和其他收入。对家庭纯收入取对数纠偏。表 3 显示 2012—2016 年间,家庭收入有一定提升。

2. 创业

考虑到创业是家庭成员的联合决策,而且家庭的财务数据很难被细分到家庭每一位成员,因此本文选择在家庭层面定义创业变量。家庭问卷中有关于“是否有家庭成员从事个体经营或开办私营企业”的变量。文献常见的方法是将其定义为虚拟变量,作为家庭创业的指标(周广肃等,2015;周广肃和李力行,2016;周广肃等,2017)。不过,该变量只能衡量家庭目前的创业状况,并不能衡量家庭的创业决策与数字金融发展之间的关系。为了真正研究中国数字金融的发展能否促进家庭创业行为,我们重新构造了家庭层面是否创业的变量。如果家庭成员在上一调查年份未从事、但本调查年份开办了个体或私营企业,对该创业变量赋值为 1,若家庭在两个年度之间的创业状态未改变,则将该变量赋值为 0。对于退出创业的家庭,这一部分样本很少(仅占 1%),暂不分析,将其从相关观察值中剔除。可以看出,在构造 2012 年家庭层面的创业变量时,我们实际上也利用了 2010 年家庭创业状态的数据。表 3 显示,样本中处于创业状态家庭的比例有所上升,尽管新创业家庭的比例有所下降。我们关心中国数字金融的发展是否对创业行为有显著影响。

3. 数字金融

数字金融的发展直接采用城市层面的中国数字普惠金融指数进行衡量。表 3 显示,数字普惠金融发展指数均值从 2011 年的 53.248 增加到 2015 年的 173.607,发展速度很快。

4. 其他变量

本文使用的其他影响居民收入和创业的变量可在以下三类问卷中获得。其中户主性别、年龄、受教育年限、政治面貌、婚姻状况、健康状况和是否使用互联网和手机的变量可在成人问卷中获得;家庭规模、少儿比例、老年人比例和银行贷款规模变量可在家庭问卷和家庭关系问卷中获得;村/居总人口和村/居经济状况可在社区问卷中获得。

五、数字金融与包容性增长

本节中,我们在估算数字金融与家庭收入的基准模型后,通过分析数字金融影响家庭收入的异质性来判断其对包容性增长的影响。

(一) 数字金融与家庭收入

我们根据公式(1)进行线性最小二乘法(OLS)回归,并加入时间和家庭双重固定效应。同时,考虑到同一城市内家庭之间有相关性,将模型的标准误差聚类(cluster)到市一级。表 4 报告了回归结果。

表4第(1)栏只考虑了数字金融发展(滞后一期)与家庭收入的单变量关系,在第(2)到(4)列,我们逐步控制了家庭户主特征、家庭整体特征和所在地区的经济特征。我们发现,所有回归中,数字金融发展的系数均为正且在统计上显著,表明从整体而言,数字金融的发展有助于提升家庭收入。从显著性看,数字金融发展指数每提升一个标准差,家庭收入将提升11.9—15.4个百分点,提升幅度较稳定。

考察其他控制变量,我们发现家庭户主特征的变量系数基本不显著,可能的原因是这些变量对于大部分家庭来说在短期内不随时间变化或者变化很小,因此基本上被家庭固定效应吸收了。家庭整体特征的变量有助于解释家庭收入,其中,家庭规模与家庭收入呈正相关,但少儿抚养比和老年抚养比的提升倾向于降低家庭收入。值得注意的是,户主是否使用互联网和手机这两个变量均不显著,表明数字金融是互联网和数字经济作用于家庭收入的主要载体。此外,作为传统金融的代理变量,家庭的银行贷款规模的系数不显著,表明数字金融的重要性不能被传统金融完全替代。这些结果均与预期相符。最后,所在的村、镇或居委会的总人口和经济状况这两个代表地区经济发展程度的变量也不显著,可能的原因是相对家庭收入而言,这两个变量是慢变量,短时间难以被识别。

表4 数字金融发展与家庭收入:基准模型

因变量:家庭纯收入	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融发展	0.0073** (0.0028)	0.0070** (0.0028)	0.0069** (0.0027)	0.0070*** (0.0026)
控制户主特征	否	是	是	是
控制家庭特征	否	否	是	是
控制社区特征	否	否	否	是
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	22019	22019	22019	22019
R ²	0.7067	0.7072	0.7209	0.7209

注:括号内是稳健聚类(cluster)标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平显著。下同。

(二) 数字金融发展与包容性增长(或收入不均等)

以上所发现的收入增长效应并不意味着收入分配的改善,我们仍然需要评估数字金融的发展是否能够带来包容性增长,即在增加收入的同时改善收入分配,比如减少区域和城乡收入差距。以数字金融发展与城乡差距的关系作为代表,来考察数字金融发展与包容性增长(或收入不均等)的关系。由前文可以推断,中国目前的征信空白群体主要来自农村,大部分相对富裕的城镇居民已享有金融和信息服务。如果能够证实农村居民从数字金融发展之中获益更多,即能说明其对收入增长的包容性影响。

表5报告了分别使用城镇和农村样本估算模型(1)的结果。表5第(1)—(2)列是基于农村居民的结果,第(3)—(4)列是基于城镇居民的结果。与预期一致,数字金融的发展仅对农村居民的家庭收入有显著的正向影响,对城镇居民的影响并不显著。从显著性上看,根据第(2)列的回归结果,当数字金融发展指数提升一个标准差时,农村家庭收入将提升17.0个—21.9个百分点,提升幅度非常可观。^①

① 采用城乡交互项考察数字金融与包容性增长的关系的发现类似,限于篇幅,此处没有报告结果。

表 5 数字金融发展对城乡家庭收入的影响

因变量: 家庭纯收入	(1)	(2)	(3)	(4)
	农村样本		城镇样本	
数字金融发展	0.0093* (0.0053)	0.0100** (0.0050)	0.0041 (0.0038)	0.0036 (0.0035)
控制户主特征	是	是	是	是
控制家庭特征	否	是	否	是
控制社区特征	否	是	否	是
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	11832	11832	10187	10187
R ²	0.6766	0.6921	0.7438	0.7547

中国的城乡收入差距构成了中国收入不均等的绝大比例(Wan, 2007), 而农村人均纯收入仅为城镇人均可支配收入的 1/3 左右, 因此, 数字金融对农村居民收入的提高有利于改善中国整体的收入分配状况。换句话说, 若没有数字金融的发展, 中国的城乡差距或收入分配状况可能更差。此外, 在未报告的回归结果中, 我们发现数字金融发展缩小了中部和东部之间的收入差距, 以及农村内部的不均等, 从而促进了中国的包容性增长。

六、传导机制: 数字金融的发展与家庭创业

在中国经济体体量上升、增速下滑的背景下, 要实现可持续发展, 创业和创新至关重要, 而金融资本是创业和创新最为重要的前提条件。另一方面, 以互联网经济带动的数字金融使得借贷更加便利, 大大降低了创新创业者的借贷约束, 特别是对那些原来被传统金融排除在外的群体而言。据此可以假设数字金融通过影响创业这个中间环节影响收入增长。进一步地, 数字金融可能带来创业机会的均等化, 有助于收入均等化, 从而促进包容性增长, 即服从数字金融→普惠金融→家庭创业机会的均等化→包容性增长的传导机制。

(一) 数字金融发展与家庭创业的基准分析

首先, 将模型(2)作为 probit 模型进行估算, 以考察数字金融发展与家庭创业的关系, 结果见表 6。由于 probit 模型在固定了家庭效应时往往有偏(Hsiao, 2003), 因此在所有的回归中, 我们仅控制了地区和年份固定效应。不过, 我们纳入了随时间基本不变的变量, 包括户主的性别、年龄(一次项)、教育年限和政治面貌等, 以部分地控制家庭固定效应。

表 6 数字金融发展与家庭创业: 基准分析

因变量: 家庭是否创业	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融发展	0.0016 (0.0012)	0.0004 (0.0012)	0.0022* (0.0012)	0.0005 (0.0013)
控制户主特征	否	是	是	是
控制家庭特征	否	否	是	是
控制社区特征	否	否	否	是
区域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	22019	22019	22019	22019
(拟) R ²	0.0243	0.0409	0.0721	0.0765

表 6 第 (1) 列只考虑了数字金融发展程度指标;第 (2) —(4) 列逐步控制了家庭户主特征、家庭整体特征和所在地区的特征。我们发现,所有回归中,数字金融发展的系数基本不显著,表明从整体而言,中国的数字金融发展对居民创业行为的影响有限。不过,这并不一定表明数字金融的发展对所有居民的影响都不显著。一种可能是数字金融主要帮助创业家庭突破创业的资金门槛,而对于大部分城镇居民来说,他们享有广泛的金融服务和信息,已经能够获取资金进行创业,所以数字金融的影响并不显著。农村居民则更可能从数字金融发展中获益。这种异质性使得表 6 的回归结果不显著。下一小节我们考察中国的数字金融发展是否对城乡居民的创业行为产生了不同的影响。

(二) 数字金融发展影响家庭创业的城乡差异

表 7 报告了数字金融发展对居民创业行为影响的城乡异质性。表 7 第 (1) —(2) 列是基于农村样本的结果,第 (3) —(4) 列是基于城镇样本的结果。与预期一致,数字金融发展仅对农村居民的创业行为有显著的正向影响,对城镇居民的影响为负,但不显著。这也与前文数字金融发展提升了农村居民家庭收入,从而有助于实现包容性增长的发现相呼应。从显著性上看,根据第 (2) 列的结果,数字金融发展对农村居民创业的边际效应为 0.00288。这意味着数字普惠金融发展指数每增加一个标准差,农村家庭创业的概率将会提高 4.9—6.3 个百分点,影响相当可观。

表 7 数字金融发展影响家庭创业的城乡差异

因变量:	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭是否创业	农村样本		城镇样本	
数字金融发展	0.0041** (0.0021)	0.0037* (0.0022)	-0.0026 (0.0017)	-0.0017 (0.0018)
控制户主特征	否	是	是	是
控制家庭特征	否	否	是	是
控制社区特征	否	否	否	是
区域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	11832	11832	10187	10187
(拟) R ²	0.0406	0.0737	0.0549	0.0952

从控制变量来看,家庭户主特征、家庭整体特征以及地区经济特征对创业行为都有显著的影响。首先,户主受教育年限以及互联网的使用对创业行为有显著影响。使用互联网有助于提升创业的概率,可能的原因是除了数字金融的融资作用,互联网还能提供与创业相关的信息。其次,从家庭层面来看,家庭规模对创业有显著的正向影响,但老年人比例对创业有显著的负向影响,这与家庭的经济负担及适龄劳动力人数较低有关。家庭纯收入会降低创业的概率,可能是因为家庭纯收入较高的家庭,选择有风险的创业的可能性较低。最后,地区的总人口和经济水平也会对创业行为有显著正向影响,这可能跟市场规模有关:市场规模越大,创业潜在收益越大,创业的机会也越多。

为了保证基准分析的可信性,也为了验证数字金融与家庭创业之间的因果联系,在未报告的回归中,我们还进行了一系列稳健性检验。其中,为了应对模型设定偏误,选用了 logit 模型、线性概率模型和条件 logit 模型的方法;为了应对测量误差偏误,我们采用了腾讯集团所构建的中国“互联

网+”数字经济指数;为了克服内生性偏误,我们选取了家庭所在地区与杭州的球面距离以及家庭所在地区与省会的球面距离两类工具变量。所有的结果(可以向第一作者索取)均表明,数字金融发展显著地促进了农村家庭创业,表明本文的分析结果是稳健的。

(三) 谁从数字金融发展中获益更多?

前文分析表明,数字金融提升了家庭收入,农村居民在数字金融发展中获益更多,带来了包容性增长。具体的机制上,我们发现数字金融的发展更多地促进了农村居民的创业行为,从而为农村居民的增收创造了条件。事实上,包容性增长的内涵就是让所有人公平合理地分享经济增长的果实,从这个角度,数字金融的发展通过农村居民创业概率的提升,促进了经济增长的机会分享,有助于实现包容性增长。为了加深对数字金融与创业之间关系的认识,本文进一步考察哪类群体从数字金融的发展中获益更多(即创业概率更高),以详细解析数字金融发展的分配效应和更深入地理解数字金融发展如何实现包容性增长。

已有文献表明,物质资本、人力资本和社会资本均对创业有显著影响(Hurst & Lusardi, 2004; Lazear, 2005; 胡金焱和张博, 2014)。尽管数字金融的发展使农村居民的创业概率显著提高,但如果它更多地帮助了在“三大资本”上有优势的群体,则会加剧农村内部的收入差距,其整体包容性就要大打折扣,反之则增强了其包容性。我们将农村家庭按照物质资本、人力资本和社会资本进行分组,分别考察数字金融发展对不同资本拥有者的影响。

1. 物质资本的异质性

本文采用两种方式刻画物质资本。第一种方式参考了周广肃和李力行(2016),使用家庭纯收入作为物质资本的代理变量,将农村家庭分为低收入组(中位数以下)和高收入组(中位数以上),分别用两组样本估计probit模型,回归结果如表8。我们发现,数字金融的发展仅帮助提升低收入组家庭的创业概率,对高收入组家庭的影响不显著,可能是因为后者已经能够获取资金进行创业,对数字金融的发展不甚敏感。这与前文的发现是一致的。反过来说,数字金融的发展特别有益于物质资本匮乏的农村家庭,充分体现了其包容性。

表8 数字金融发展与农村家庭创业:物质资本(家庭收入)的异质性

因变量:	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭是否创业	低收入组		高收入组	
数字金融发展	0.0050* (0.0029)	0.0051* (0.0030)	0.0035 (0.0030)	0.0016 (0.0033)
控制户主特征	否	是	是	是
控制家庭特征	否	否	是	是
控制社区特征	否	否	否	是
区域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	5825	5825	5919	5919
(拟)R ²	0.0557	0.104	0.0441	0.0740

一种担忧是家庭收入也可以反映人力资本的差异,部分研究甚至使用家庭收入来衡量人力资本。因此,我们还采用家庭拥有的土地资产价值来衡量物质资本。尽管中国土地并非私有,但土地代表了农村家庭的禀赋。在未报告的回归中,发现结论依旧稳健:数字金融的发展仅有助于提升低禀赋家庭的创业概率,而对高资产价值组家庭没有影响,进一步体现了包容性。

2. 人力资本的异质性

基于户主的受教育年限,将数据分为低教育组(小学及以下)和高教育组(初中及以上),分别估计创业模型。^①表9显示,数字金融的发展对农村居民创业的促进作用主要体现在高教育组群上,没有体现出包容性。但这与预期相符合,毕竟数字金融以互联网技术为支撑,需要居民有一定的文化水平和自学能力。另外,创业本身需要一定的知识储备,较低教育水平的家庭在这方面相对欠缺。有必要指出,本小节的结果凸显了人力资本在“大众创业”时代的重要性。

表9 数字金融的发展与农村家庭创业:人力资本的异质性

因变量: 家庭是否创业	(1)	(2)	(3)	(4)
	低人力资本		高人力资本	
数字金融发展	0.0019 (0.0028)	0.0017 (0.0030)	0.0063** (0.0030)	0.0056* (0.0033)
控制户主特征	否	是	是	是
控制家庭特征	否	否	是	是
控制社区特征	否	否	否	是
区域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	7446	7446	4338	4338
(拟) R ²	0.0361	0.0693	0.0518	0.0893

3. 社会资本的异质性

发展中国家的居民往往通过社会网络进行借贷,传统理论一般都认可社会资本在居民创业决策中的重要作用,特别是对农村居民而言。那么,数字金融的发展能否缓解社会资本的作用,使得没有社会网络的群体也能参与到创业活动中呢?本文的答案是肯定的。依据周广肃等(2015)以及周广肃和李力行(2016)的方法,我们采用家庭是否具有私人转移支付收入作为衡量社会资本的代理指标,并据此将数据分为两组。具有私人转移支付收入,说明家庭与外部来往密切,社会资本更高。表10表明,数字金融的发展显著地提升了低社会资本组的创业概率,但对高社会资本组的提升作用不显著。所以说,数字金融的发展能够降低农村居民对社会网络的依赖性。

表10 数字金融的发展与农村家庭创业:社会资本的异质性

因变量: 家庭是否创业	(1)	(2)	(3)	(4)
	低社会资本		高社会资本	
数字金融发展	0.0058** (0.0023)	0.0061** (0.0024)	-0.0025 (0.0046)	-0.0071 (0.0050)
控制户主特征	否	是	是	是
控制家庭特征	否	否	是	是
控制社区特征	否	否	否	是
区域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

^① 使用初中作为分界点的原因在于农村地区户主的教育水平并不高,小学及以下的样本占了全样本的2/3。若使用更高教育水平作为分界点,高教育水平组别的样本量将偏低。

续表 10

因变量:	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭是否创业	低社会资本		高社会资本	
观测值	9225	9225	2461	2461
(拟) R ²	0.0407	0.0781	0.0813	0.112

七、总 结

第三次技术革命是人类文明史上继蒸汽机的发明和电力的使用之后的又一次重大革命,带来了更大程度的资源共享,其对收入分配的影响逐渐凸显。其中,基于互联网的数字经济和数字金融,使金融服务的可得性和便利性大幅度改善,特别是对于原先被传统金融排除在外的群体,这为改善机会不平等提供了条件。

本文的主要贡献是构建了实证框架,评估互联网革命和数字经济所推动的中国数字金融对包容性增长的影响,填补了数字经济和数字金融对收入分配影响研究方面的空白。本文将中国数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查数据进行合并,估算了数字金融的发展对包容性增长的影响。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。因此,数字金融的发展有利于中国实现包容性增长。进一步地,本文挖掘了从数字金融至包容性增长的传导机制,发现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。最后,我们还针对农村家庭的物质资本、人力资本和社会资本展开异质性分析,发现数字金融有助于提升农村低收入家庭和低社会资本家庭的创业概率,进而帮助改善农村内部的收入分配状况。所有这些都证实了互联网革命下数字金融的包容效应。

本文的政策含义是非常明显的。首先,数字金融服务对亟需提高收入的农村居民具有重要作用,因此需要继续推进数字金融的发展,强化其在创业、增收和改善收入分配上的作用。其次,在推进数字金融发展的同时,要注重农村居民人力资本水平的提升,使得农村居民更好地享有数字金融所带来的普惠性。当然,在具体推进数字金融发展,尤其是为创业家庭提供借贷服务时,也需要强化甄别机制,确保有限信贷资源的优化配置。

本文可以从不同方面加以扩展和挖掘,比如,构建理论模型刻画互联网革命所带来的数字金融发展在居民增收和缩小贫富差距上的作用。此外,本文从城乡差距、城乡内部差距和不同群体的异质性的角度探讨数字金融与包容性增长的关系,后续研究还可以从整体收入分配甚至财富分配的角度展开。最后,后续研究可以进一步分析互联网革命所带来的数字金融发展如何影响家庭经济行为,如消费储蓄决策、就业选择和家庭分工等等。

参考文献

- 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云 2019 《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)》,已录用。
- 胡金焱、张博 2014 《社会网络、民间融资与家庭创业——基于中国城乡差异的实证分析》,《金融研究》第 10 期。
- 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 4 期。
- 江小涓 2018 《网络空间服务业: 效率、约束及发展前景——以体育和文化产业为例》,《经济研究》第 4 期。
- 焦瑾璞 2014 《移动支付推动普惠金融发展的应用分析与政策建议》,《中国流通经济》第 7 期。
- 焦瑾璞、黄亭亭、汪天都、张韶华、王璜 2015 《中国普惠金融发展进程及实证研究》,《上海金融》第 4 期。
- 李继尊 2015 《关于互联网金融的思考》,《管理世界》第 7 期。
- 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。
- 王戴黎 2014 《外资企业工作经验与企业家创业活动: 中国农户调查证据》,《管理世界》第 10 期。
- 王颖、陆磊 2012 《普惠制金融体系与金融稳定》,《金融发展研究》第 1 期。
- 吴晓瑜、王敏、李力行 2014 《中国的高房价是否阻碍了创业?》,《经济研究》第 9 期。

- 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4期。
- 易行健、周丽 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。
- 张川川 2015 《出口对就业、工资和收入不平等的影响——基于微观数据的证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- 张勋、万广华 2016 《中国的农村基础设施促进了包容性增长吗》,《经济研究》第10期。
- 中国银行业统计协会 2016 《中国银行卡产业发展蓝皮书(2016)》。
- 周广肃、李力行 2016 《养老保险是否促进了农村创业》,《世界经济》第11期。
- 周广肃、谭华清、李力行 2017 《外出务工经历有益于返乡农民工创业吗》,《经济学(季刊)》第2期。
- 周广肃、谢绚丽、李力行 2015 《信任对家庭创业决策的影响及机制探讨》,《管理世界》第12期。
- Baumol, W. J. ,1968, “Entrepreneurship in Economic Theory”, *American Economic Review* ,58(27) 64—71.
- Bernanke, B. S. , M. Gertler, and S. Gilchrist, 1999, “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”, 117 (1) *Handbook of Macroeconomics* ,1, 1341—1393.
- Bianchi, M. ,2010, “Credit Constraints, Entrepreneurial Talent, and Economic Development”, *Small Business Economics* ,34(1) , 93—104.
- De Mel, S. , D. McKenzie, and C. Woodruff, 2008, “Returns to Capital in Microenterprises: Evidence from a Field Experiment”, *Quarterly Journal of Economics* ,123(4) , 1329—1372.
- Djankov, S. , R. La Porta, F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer, 2002, “The Regulation of Entry”, *Quarterly Journal of Economics* , 1—37.
- Evans, S. D. , and B. Jovanovic, 1989, “An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints”, *Journal of Political Economy* ,97 ,808—827.
- Ghani, E. , W. Kerr, and S. O’Connell, 2014, “Spatial Determinants of Entrepreneurship in India”, *Regional Studies* ,48(6) , 1071—1089.
- Glaeser, E. , and W. Kerr, 2009, “Local Industrial Conditions and Entrepreneurship: How Much of the Spatial Distribution Can We Explain?”, *Journal of Economics and Management Strategy* ,18(3) ,623—663.
- Goldsmith, R. W. ,1969, *Financial Structure and Development* ,New Haven, CN: Yale University Press.
- Hsiao, C. ,2003, *Analysis of Panel Data* ,Cambridge University Press.
- Hurst, E. , and A. Lusardi, 2004, “Liquidity Constraints, Household Wealth, and Entrepreneurship”, *Journal of Political Economy* , 112 ,319—347.
- Kapoor, A. ,2013, “Financial Inclusion and the Future of the Indian Economy”, *Futures* ,10 ,35—42.
- Karaivanov, A. ,2012, “Financial Constraints and Occupational Choice in Thai Villages”, *Journal of Development Economics* ,97 (2) ,201—220.
- King, R. G. , and R. Levine, 1993, “Finance, Entrepreneurship and Growth”, *Journal of Monetary Economics* ,32(3) ,513—542.
- Lazear, E. ,2005, “Entrepreneurship”, *Journal of Labor Economics* ,23(4) ,649—680.
- Levine, R. E. ,2005, “Finance and Growth: Theory and Evidence”, *Handbook of Economic Growth* ,1 ,865—934.
- McKinnon, R. I. ,1973, *Money and Capital in Economic Development* ,Washington, D. C: Brookings Institution.
- Nykvist, J. ,2008, “Entrepreneurship and Liquidity Constraints: Evidence from Sweden”, *Scandinavian Journal of Economics* ,110 (1) ,23—43.
- Parker, S. ,1996, “A Time Series Model of Self-Employment under Uncertainty”, *Economica* ,459—475.
- Rajan, R. G. and L. Zingales, 1998. “Financial Dependence and Growth”, *American Economic Review* ,88(3) ,559—586.
- Rees, H. , and A. Shah, 1986, “An Empirical Analysis of Self-employment in the UK”, *Journal of Applied Econometrics* ,1(1) ,95—108.
- Rosenthal, S. , and W. Strange, 2012, “Female Entrepreneurship, Agglomeration, and a New Spatial Mismatch”, *Review of Economics and Statistics* ,94(3) ,764—788.
- Samila, S. , and O. Sorenson, 2011, “Venture Capital, Entrepreneurship, and Economic Growth”, *Review of Economics and Statistics* ,93 ,338—349.
- Wan, G. ,2007, “Understanding Regional Poverty and Inequality Trends in China: Methodological Issues and Empirical Findings”, *Review of Income and Wealth* ,53(1) ,25—34.
- Wan, G. ,2008a, *Inequality and Growth in Modern China* ,Oxford University Press.
- Wan, G. ,2008b, *Understanding Inequality and Poverty in China: Methods and Applications* ,Palgrave Macmillan.
- Zhang, X. , X. Zhang, and X. Chen, 2017, “Happiness in the Air: How Does a Dirty Sky Affect Mental Health and Subjective Well-being?”, *Journal of Environmental Economics and Management* ,85 ,81—94.

Digital Economy , Financial Inclusion , and Inclusive Growth

ZHANG Xun^{a,b} , WAN Guanghua^c , ZHANG Jiajia^{a,d} and HE Zongyue^e

(a: School of Statistics , Beijing Normal University; b: Institute of Digital Finance , Peking University;

c: Institute of World Economy , Fudan University; d: China Finance 40 Forum; e: School of

Economics and Management , Beijing University of Technology)

Summary: The Internet revolution is driving a rapid development of the digital economy and of digital finance in China. Over the past 10 years , traditional financial institutions have improved the channels of access for households and significantly reduced their budget constraints. With the rapid expansion of digital finance , China has seen dramatic improvements in the accessibility and affordability of financial services , particularly for populations of people who were formerly excluded from accessing them. Digital finance has offered low-cost services to hundreds of millions of under-served people , and has thus benefitted financial inclusion and inclusive growth in China.

This paper presents an initial attempt to investigate whether access to digital finance generated by the Internet revolution helps to promote inclusive growth in China. We match an index of digital financial inclusion (which measures digital finance development in China) with data from a representative household survey conducted by the China Family Panel Studies (CFPS) . The index of digital financial inclusion is the product of a joint project by the Institute of Digital Finance (at Peking University) and Ant Financial , which is one of the largest global fintech enterprises. The index is constructed with user data from Ant Financial , and it shows that China's financial inclusion has been progressing rapidly with the help of digital finance. This financial inclusion has enabled regions that were lagging behind in their overall levels of economic development to outperform the economically advanced regions. By matching the index of digital financial inclusion with the CFPS data , we find that digital finance has helped to increase rural household income. Thus , digital finance has helped to promote inclusive growth in China.

How does the development of digital finance contribute to China's financial inclusiveness? The main mechanism lies in the contribution of digital finance to entrepreneurship. Previous studies have shown that entrepreneurship is essential for job creation and economic growth. The factors that affect entrepreneurial activity can be generally categorized into micro factors and macro factors. The micro factors are the individual and family characteristics of entrepreneurs , such as their income , gender , age , human capital , social capital , and risk preference. The macro factors are the broader political and economic conditions , or the cultural and social environments in which entrepreneurs are situated. Among these factors affecting entrepreneurship , the availability of funding is the most important element. As entrepreneurs need funds to start their firms , financial constraints tend to significantly reduce people's ability to become entrepreneurs. Previous studies have shown that financial constraints have a negative impact on entrepreneurship. Therefore , it is widely accepted that financial development can promote entrepreneurial activity by mitigating the liquidity-related constraints on potential entrepreneurs.

In this paper , we argue that digital finance makes it easier for households to borrow money , and it significantly reduces the financing barriers faced by innovative residents. In modern China , residents can use mobile phones to pay for most transactions , including shopping in local markets or online platforms (e. g. , Alibaba or Taobao) , dining in restaurants , or paying utilities bills , even if they do not have credit cards. More importantly , most mobile phone transactions can help people to gain a digital-defined credit record , which facilitates their ability to borrow through fintech channels. In this way , fintech increases the likelihood that households can engage in entrepreneurship activity , especially in the case of formally lagging groups. We also examine how digital finance interacts with both physical capital and social capital in promoting entrepreneurship. We conclude that households with less physical or social capital have benefited more from digital finance.

Based on our findings , we suggest three policy options that can further promote inclusive growth with the help of digital finance. First , fintech development should be further promoted , especially in lagging areas such as rural China or West China. Second , special attention should be paid to the development of financial depth and digital service provision , as these features can significantly alleviate financial constraints and promote entrepreneurship. Finally , public spending on education should be maintained , given that fintech is more beneficial for residents with higher levels of education.

Keywords: Digital Economy; Digital Finance; Financial Inclusion; Inclusive Growth; Entrepreneurship

JEL Classification: D14 , L20 , R58

(责任编辑: 王利娜) (校对: 王红梅)