
数字普惠金融与小微企业出口： 雪中送炭还是锦上添花

张铭心 谢申祥 强皓凡 郑乐凯*

内容提要 本文将数字普惠金融与小微企业出口相结合,为深入探讨数字金融的普惠意义提供了新视角。我们基于数字普惠金融指数和中国小微企业调查数据,构建一个广义双重差分回归模型进行经验分析,经过一系列内生性处理后,回归结果稳健地显示数字普惠金融发展可显著促进小微企业出口。机制分析结果表明,数字普惠金融会促进生产率更低的企业出口,并改善小微企业的营运资本使用效率。此外,数字普惠金融覆盖广度比使用深度和数字化程度对小微企业出口的影响更大。高资金负担、弱政企关系以及西部地区的小微企业受益更大,这是雪中送炭的表现;而在金融软环境更好的地区小微企业受益更多,则是锦上添花的表现。

关键词 数字普惠金融 小微企业 出口行为 广义双重差分

一 引言

国务院总理李克强在全国小微企业金融服务电视电话会议中做出的重要批示指出:“小微活,就业旺,经济兴”^①。规模庞大的小微企业(Small and Micro Enterprise, SMEs)是国民经济发展的生力军,在激发市场活力、吸收社会就业、促进技术创新和推

* 张铭心:复旦大学发展研究院 电子信箱:sh_zmx@163.com;谢申祥:山东财经大学经济学院 电子信箱:xssx786@163.com;强皓凡(通讯作者):复旦大学经济学院 上海市杨浦区国权路600号 200433 电子信箱:qianghaofan96@163.com;郑乐凯:上海黄金交易所 电子信箱:lekaizheng@aliyun.com。

本文是国家社会科学基金重点项目(18AGJ001)和上海市哲学社会科学规划青年课题(2020EJB012)的阶段性研究成果。作者感谢国家社会科学基金重大项目(17ZDA097)的资助和“泰山学者专项工程”的支持,感谢匿名审稿人中肯细致的建设性意见。当然,文责自负。

① http://www.gov.cn/xinwen/2017-11/07/content_5237889.htm#1。

动经济增长等方面具有重要促进作用(甘犁等,2019)。在中国,小微企业贡献了全国80%的就业、70%的发明专利、60%以上的GDP及50%以上的税收^①。正因小微企业对经济发展和社会稳定具有重要作用,尤其在近年来国际市场萎靡、贸易保护主义抬头、全球货物贸易增长面临挑战的大背景下,中国政府先后出台了《关于金融支持小微企业发展的实施意见》(国办发〔2013〕87号)、《国务院办公厅关于支持外贸稳定增长的若干意见》(国办发〔2014〕19号)及《关于进一步强化中小微企业金融服务的指导意见》(银发〔2020〕120号)等一系列旨在促进小微企业出口、支持小微企业跨境电商贸易、鼓励金融创新支持小微企业出口的支持政策。

出口是一项具有明显“金融门槛”的企业行为,金融的作用对小微企业出口尤为重要。以Chor and Manova(2012)、Manova(2013)、Feenstra *et al.* (2014)及Manova and Yu(2016)为代表的学者在异质性贸易理论(Melitz,2003)基础上,延伸探讨了在金融市场不完全竞争条件下微观企业的出口行为(包括出口数量、质量和方式等),结果发现金融发展对企业出口的促进作用要高于其对全社会整体产出的影响,金融体系的低效率和金融发展的滞后性对企业出口行为存在极大影响。其中,出口固定成本是影响企业出口的决定因素,金融发展很大程度上影响着企业出口成本的支付。对小微企业来说,金融服务是企业发展的“源头水”,但“融资难、融资贵”等信贷约束一直是困扰中国企业,尤其是小微企业出口创汇和持续成长的棘手难题。世界银行对全球80多个国家或地区投资环境的调查报告显示,中国的投融资环境相对较差,远不及欧美发达国家,投资扩张在一定程度上受到限制(Claessens and Tzioumis,2006)。因此,探究金融发展,尤其是数字普惠金融等新兴业态对小微企业高质量成长有何影响,具有重要现实意义。

金融发展是指金融功能的全面演进,其包含两个维度——金融深度(financial depth)和金融广度(financial breadth)。前者是指金融资产的数量增加,反映一个地区经济发展进程中金融化程度的不断加强与深化;后者则指企业和居民等在经济活动中对金融服务的便捷可得性(Beck *et al.*,2007)。国内外已有不少研究从金融规模、金融结构及金融效率等角度探究了金融发展对企业出口行为的影响(阳佳余,2012;Beck *et al.*,2013)。但以上研究没有严格区分金融发展的深度与广度,尤其对金融广度涉猎不深。普惠金融(financial inclusion)是金融发展广度的重要表现形式之一,其定义为立足机会平等要求和商业可持续原则,以可负担的成本为有金融服务需求的社会各阶层

^① 数据来源于中国人民银行行长易纲于2018年6月14日至15日在上海举行的第十届陆家嘴论坛“迈入新时代的上海国际金融中心建设”上的发言。

和群体提供适当、有效的金融服务^①。特别在企业层面上,普惠金融的重点惠及对象就是小微企业,这更像是“雪中送炭”。近年来,由于互联网、大数据、云计算等高新技术的高速发展,数字金融应运而生并蓬勃发展,日渐成为普惠金融的重要实现模式和手段,它提供给长期被现代金融服务业排斥的小微企业一种享受正规金融服务的数字化途径。数字金融泛指传统金融机构与互联网公司利用数字技术实现融资、支付、投资和其他新型金融业务模式(黄益平和黄卓,2018),这个概念同中国人民银行等十部委定义的“互联网金融”(传统金融机构与互联网企业利用互联网技术和信息通信技术实现资金融通、支付、投资和信息中介服务的新型金融业务模式)与金融稳定理事会(Financial Stability Board)定义的“金融科技”(通过技术手段推动金融创新,形成对金融市场、机构及金融服务产生重大影响的商业模式、技术应用、业务流程和创新产品)相似。相较而言,互联网金融更多地被视作互联网公司从事金融业务,金融科技更突出技术特性,而数字普惠金融更加中性,其覆盖面也更广。

目前国内有关数字普惠金融对实体经济影响的研究主要集中在微观个体需求层面和地区层面。其中,个体需求层面的研究包括:傅秋子和黄益平(2018)研究了数字普惠金融对农村金融需求异质性的影响;易行健和周利(2018)探讨了数字普惠金融对消费需求影响的理论机制,并提供了微观证据;张勋等(2019)使用微观调查数据研究了数字普惠金融对个体创业和收入增加的促进作用;吴雨等(2020)则从供给需求视角分析了数字普惠金融发展对中国家庭传统私人借贷行为与借贷难度的影响。地区层面的研究包括:谢绚丽等(2018)探究了数字普惠金融与地区创业活跃度间的关系,证明数字普惠金融对创业存在积极影响;唐松等(2020)研究了数字普惠金融对企业技术创新的驱动效果及其内在机理;滕磊和马德功(2020)探究了数字普惠金融促进高质量发展的可能性及其作用机制。综上所述,一方面有关数字普惠金融对小微企业,尤其对其出口行为的影响,及其作用机制的研究仍处于空白;另一方面,以往研究往往使用工具变量法克服内生性问题,但工具变量外生性很难满足,方法上有待改进。

因此,与现有文献相比,本文有以下几点贡献:其一,在研究视角方面,本文把普惠金融、小微企业和出口3个变量放在一起,并将一个极具门槛性的企业活动——出口,放在普惠金融和小微企业分析框架内,为数字金融普惠意义的深入探讨提供了一个绝佳视角。其二,在现实意义方面,本文着力回答了数字技术的经济意义到底是“锦上添花”还是“雪中送炭”,通过一系列的影响机制、结构效应、区域效应和环境效应分

^① 资料来源于《国务院关于印发推进普惠金融发展规划(2016-2020年)的通知》(国发[2015]74号)。

析,探索了数字经济语境下“金融发展深度”和“金融发展广度”的异质性影响。其三,在研究方法方面,内生性是研究数字普惠金融的文章须重点解决的问题,数字普惠金融发展在客观上推动了利率市场化改革,这对于处理组和控制组企业存在共同的积极影响,而本文广义双重差分的经验分析策略较大程度上消除了这种共同趋势和干扰因素的影响,得到了更可信的经验检验结果。

本文余下部分安排为:第二部分是理论分析与研究假说;第三部分介绍数据与经验研究策略;第四部分是回归结果和机制分析;第五部分进一步做了结构、区域及环境效应等方面的分析;最后是结论与启示。

二 理论分析和研究假说

(一)数字普惠金融的普惠性

到目前为止,数字金融的最大优势在于通过数字技术支持普惠金融的发展。一方面,互联网平台通过建立一些诸如淘宝或微信等“场景式”平台紧紧黏住数千万甚至上亿的移动终端;另一方面数字技术又通过对来自社交媒体和网购平台等的大数据进行分析和信用评估。数字金融就是在交易双方不见面的情况下,降低获客成本与风控成本,大大提升普惠金融发展的可行性。目前驱动金融发展的关键技术主要包括:大数据、云计算、区块链及人工智能等。关键驱动技术主要从规模、速度、准度和安全4个维度提升数据处理能力,通过降低成本、提升风控能力和促进竞争,提升金融普惠性。因此,众多研究数字金融的文献更侧重研究数字普惠金融,从这个意义上讲,数字金融的概念等同于数字普惠金融。

数字普惠金融天然的普惠属性决定了它对处于初创和成长环节或生产率较低的小微企业有更为重要的作用。首先,数字普惠金融可以利用贷款人在互联网上沉淀下来的大量行为数据等软信息,以大数据分析为手段,构建小微企业的信用评估模型,缓解初创小微企业硬信息不足的劣势,帮助初创小微企业跨越资金约束门槛,获得信贷、保险等金融服务。其中出口型小微企业因高信息披露成本导致的信息不对称,加之较高的海外贸易收汇风险,往往在信贷市场处于弱势地位,传统金融供给不足会极大制约企业创业活动的开展(Aghion *et al.*, 2007)。依赖于信息技术、大数据技术和云计算等创新技术的互联网数字金融,为降低金融交易成本,拓展金融服务范围和触达能力提供了巨大的发展空间(郭峰等, 2020)。数字普惠金融的发展极大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工具及获取金融便利的小微企业

等群体(张勋等,2019)。通过互联网科技与金融行业的结合,以信息技术为支撑的数字普惠金融可以减少信息不对称、降低交易成本和优化资源配置(谢平和邹传伟,2012)。如P2P网络借贷可以通过互联网联结资金需求方和供给方,大大缩小线下搜寻成本和匹配成本(谢绚丽等,2018)。

其次,众多研究者基于不同国家数据的经验研究发现了企业出口固定成本的客观存在及出口行为与生产率间的相关性。在Melitz(2003)提出的异质性贸易理论基础上,Chaney(2005)研究发现金融发展水平提升有助于降低企业开展出口活动要求的临界生产率,提出金融约束松紧和生产率水平高低是企业决定是否出口的“二元异质性”。而Becker *et al.* (2013)研究发现,成熟的金融体系有助于固定成本较高企业通过外源性融资克服选择出口面临的较高固定成本,进而促进一国出口规模和出口产品种类的增加,进一步证实了金融发展是扩大企业出口和改善出口结构的又一重要因素。根据以上分析,我们提出假说1:

假说1:数字普惠金融的普惠性可以帮助生产率较低的小微企业克服出口固定成本支付困难,因此数字普惠金融对出口的影响在生产率较低的小微企业中更强。

(二)数字普惠金融与小微企业融资约束

无论在出口前还是出口中,企业均需给付大量沉没成本和固定成本,即出口各环节货物运输、市场进入、销售网络构建等产生的贸易成本,而这些支出需要大量外部融资来覆盖,融资约束会显著影响企业出口数量和产品种类等行为(罗长远和陈琳,2012)。而数字普惠金融则有望缓解企业融资困境,改善其资金运营,助力出口提升。

首先,大部分学者通过经验分析,认为数字普惠金融促进了小微企业和线上商户的融资与经营改善。王馨(2015)根据长尾理论分析数字普惠金融解决小微企业融资的可行性,指出数字普惠金融减轻了信贷配给程度,促进了金融资源的合理配置。Hau *et al.* (2018)利用模糊断点回归方法分析蚂蚁金服的上亿条商户交易数据后发现,蚂蚁金服内部基于大数据风控技术为淘宝网商户提供的小微贷款对商户的销售金额、成交量及商品多样性有明显促进作用。Chen *et al.* (2021)则发现蚂蚁金服的网商小贷显著提升了商户的服务水平,而且能帮助商户更有效地应对财务和经营冲击。

其次,数字普惠金融改变了商业模式中的价值交付环节,促进了商业模式的创新和新兴业态出现,大大降低了金融交易成本。例如,电子支付使货币电子化,不仅普及了金融服务,也促生了电子商务、线上线下结合(O2O)等诸多新的交易机会。例如,支付宝的出现极大促进了电子商务的发展(李继尊,2015),并进一步促生了线下商务的线上化。电商供应链金融则通过企业经营产生的数据,弥补了中小企业信用不足的

问题,提高了它们获得贷款的概率。这些新型的数字普惠金融模式为缓解小微企业融资难问题提供了新的方式。

因此,数字普惠金融加快了出口企业的资金周转,降低了融资约束对支付出口成本的限制,尤其是对营运资本投资的负面冲击。由于现代信息技术具有良好的渗透性、网络性及系统性等特点,数字金融的发展对纾解企业“融资难、融资贵”等问题具有无法比拟的先天优势。企业出口活动产生的固定成本对营运资本的充足性提出了较高要求(Manova and Yu, 2016),而营运资本的波动又很容易影响到固定资本投资,形成从现金流到营运资本,再到固定投资的负面波动(Ding et al., 2013),这些都将限制企业的出口增加和出口结构转型升级。根据以上分析,我们提出假说2:

假说2:数字普惠金融的发展可以通过提高企业资金营运效率,减少融资约束的中间渠道促进小微企业出口。

三 数据与经验研究策略

(一)基本事实

1. 中国数字普惠金融发展的基本事实。为刻画数字普惠金融在不同地区发展程度上的差异,本文采用了北京大学数字金融研究中心发布的中国数字普惠金融指数进行衡量,并依靠此数据绘制了中国各省2014年数字普惠金融指数分布情况和当年互联网金融发展指数分布情况以做对比^①。为进一步比较数字普惠金融发展与经济发展水平和传统金融发展水平的差异,本文还绘制了2014年人均GDP与传统金融发展水平分布图^②。

我们发现,目前数字普惠金融的发展还没有完全摆脱中国经济与传统金融发展的空间格局,依然呈现出东高西低的分布特点,而且东南沿海和北京、天津等经济与传统金融更发达地区,数字普惠金融的发展程度也更高。不过需要注意的是,中西部个别省份(湖北、重庆、陕西、四川)的数字普惠金融也表现出较高发展水平,说明数字普惠金融在突破地理限制和空间桎梏方面存在很大可能性。互联网金融发展指数也表现出相同的特征事实,说明数字普惠金融在拓宽中西部地区企业经营范围,更好地为落后地区小微经营者提供普惠金融服务方面存在巨大潜力。

① 该数据来源于北京大学数字金融研究中心。具体内容限于篇幅未报告,可到本刊网站下载附件。

② 传统金融发展水平用金融行业就业人数占比(%)衡量。具体内容限于篇幅未报告,可到本刊网站下载附件。

以上特征事实说明:第一,研究数字普惠金融发展的作用时应考虑地区效应的差异;第二,数字普惠金融发展基本是以杭州为中心扩散的,而其与传统金融发展中心上海的距离很近;第三,数字普惠金融发展与地区经济发展水平有很大关系,经济中心及其周围地区的数字普惠金融指数很高,要注意避免可能由此产生的内生性问题。

2. 中国小微企业出口行为的基本事实。本文借助中国小微企业调查(China Micro and Small Enterprise Survey, CMES)考察小微企业出口基本情况。CMES 中包括 6500 余家个体工商户,虽然国家市场监督管理总局发布的《全国小型微型企业发展情况报告》将中国个体工商户视作小微企业,但对本文研究的出口行为而言,个体工商户因缺乏自营进出口权而不适合作为研究对象。在对其中制造业样本关键变量(收入、员工人数)数据缺失值进行剔除后,共得 1057 家制造业企业样本。

企业样本总体呈现如下特征:第一,从行业分布看,除出口占比靠前的工艺品制造、服装鞋帽制造、橡胶和塑料制品、纺织外,列入“其他”的主要是各类专用或非专用机械制造,而这几类主要出口行业中出口企业占比约为 20%–30% 之间(见图 1)。第二,从地域分布看,小微企业主要集中在东南沿海(如浙江、上海、江苏和广东等地),其中浙江省小微企业样本最多,且出口小微企业占比较高的也是这些省市。这既与东南沿海的地理区位有关,也与这些地区发达的金融服务业支撑有关。因此在回归分析中应注意控制传统金融、经济发展等诸多干扰因素的影响(见图 2)。第三,从出口方式选择看,尽管规模较小,小微企业的出口方式仍以一般出口贸易为主(57.23%),其次为代理加工制造(32.08%),而海外代销和海外投产等方式较为少见。对小微企业来说,代理加工制造的风险较小,出口固定成本更低,来料加工等更是无须动用资金购买原材料。而一般出口贸易需支付一定的固定成本和可变成本,这对小微企业有一定挑战,还需承担海外市场风险(见图 3)。第四,从数字普惠金融与出口的关系看,本文根据企业是否使用电子商务进行采购和销售将企业分为电商组和非电商组,然后将数字普惠金融指数进行 10 等分,在每个分位内计算了两组企业出口虚拟变量的均值和出口值对数的均值。可以发现,随着数字普惠金融发展,企业出口增加的基本规律是成立的。此外,电商组比非电商组的企业明显出口更多。这一结论为后文回归分析提供了事实基础(见图 4)。

(二)经验分析策略

内生性的存在可能使回归估计结果有偏和非一致,降低经验研究结果可靠性。在识别方法设置方面,直接使用普通最小二乘(OLS)法用数字普惠金融指数对企业出口进行回归存在很多问题。数字普惠金融发达地区也主要是经济和科技发达、传统金融

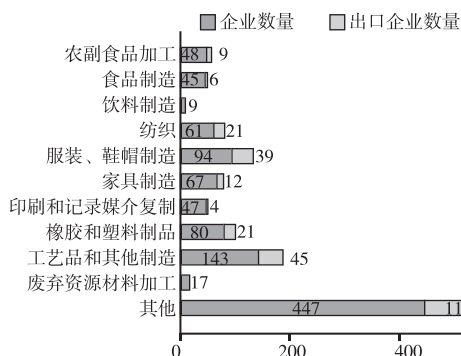


图1 小微企业的行业分布

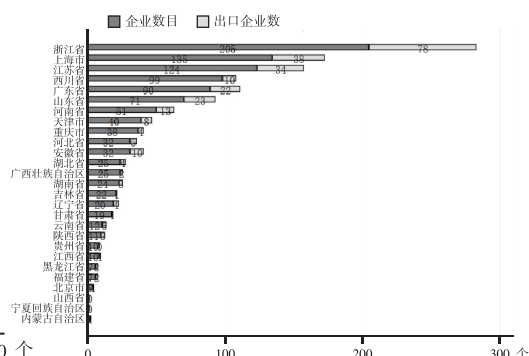


图2 小微企业的地区分布

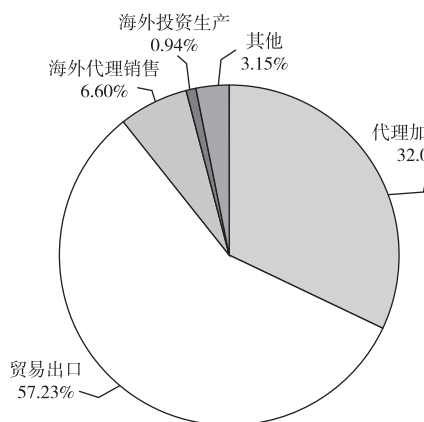


图3 小微企业的出口方式选择

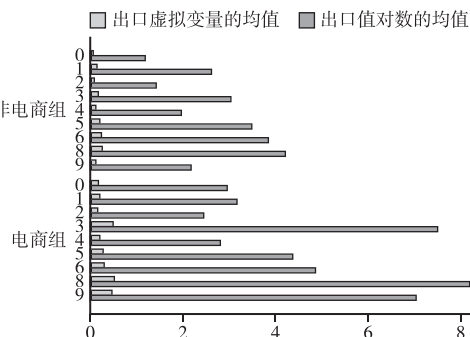


图4 数字普惠金融与小微企业出口

体系完善、地理位置优越的东南沿海地区,企业出口表现本就好于其他地区,这最终可能降低回归结果可信性。事实上,数字普惠金融影响的差异源于两方面:一是地区数字普惠金融的发展水平;二是企业间数字化程度的差异。后者与数字普惠金融以大数据为支撑的基本特征密切相关,即只有留下“数字脚印(即参与电子商务,有以网络方式进行的交易、销售、采购等记录)”的企业才有可能成为数字普惠金融的潜在客户,对不参与网络形式交易或者没有留下数字脚印的企业而言,数字金融企业无法得到其经营数据,无法刻画“用户画像”和进行风险识别,这就为本研究提供了准自然的实验组和控制组。有鉴于此,本文参考 Chen and Zhou(2007)与 Kong *et al.* (2019)的做法,在截面数据上构建了一个广义双重差分(Generalized Difference-in-Differences, GDID)

回归模型。具体为:

$$y_{fp} = \alpha_0 + \alpha_1 DFII_p + \alpha_2 digifoot_f + \alpha_3 DFII_p \times digifoot_f + \lambda_{ind} + \lambda_{own} + X'_p \beta_1 + X'_f \beta_2 + \varepsilon_{fp} \quad (1)$$

其中, y_{fp} 表示 p 省 f 企业的出口值, $DFII_p$ 表示 p 省的数字普惠金融发展程度, $digifoot_f$ 表示 f 企业的数字化程度, 即企业是否留下数字脚印。 λ_{ind} 表示行业固定效应, 用以控制行业层面的冲击(如企业出口决策会受到行业金融依赖程度这一不随时间变化因素的影响), λ_{own} 表示企业所有制固定效应(不同所有制企业的出口方式与决策可能存在较大差异), X'_p 是省份层面的可能影响企业出口和数字普惠金融发展的控制变量, X'_f 是企业层面影响出口的变量, ε_{fp} 为误差项。另外, 由于解释变量 $DFII_p$ 只在省级层面变动, 同一省份内样本可能存在相关性, 因此本文使用省份层面的聚类标准误。

式(1)中, 一次项 $DFII_p$ 吸收了不同地区间数字普惠金融发展水平的差异, 一次项 $digifoot_f$ 吸收了企业之间数字化程度的差异, 数字化程度越高的企业使用数字普惠金融的可能性越大, 企业信息进入金融科技公司大数据的可能性也越高, 因此交互项系数估计的是数字普惠金融发展中有数字脚印的企业(处理组)相对于没有数字脚印的企业(控制组)的出口平均差异。在进一步控制了地区传统金融发展水平和互联网普及率等一系列干扰因素后, 估计系数 α_3 便是本文主要的观测系数。

(三)数据和指标说明

1. 小微企业出口。被解释变量为企业出口值, 数据来自 CMES 数据库中出口值取对数。此外, CMES 中还报告了小微企业的出口方式, 本文在后文回归分析中也将其作为重要的考虑因素。

2. 核心解释变量。主要解释变量包括: 地区层面的数字普惠金融指数($DFII$)、企业层面的数字化程度(数字脚印)以及二者的交互项。其中数字普惠金融指数来自北京大学数字金融研究中心 2013 和 2014 年发布的中国数字普惠金融指数数据, 以对应 CMES 数据库的时间。在后文分析中, 我们还使用了北京大学数字金融研究中心发布的互联网金融发展指数作为稳健性检验指标。

而对于企业数字化程度, 本文参考黄宇虹和黄霖(2019)的方法, 运用多指标综合计算, 从企业采购与销售两大渠道入手, 包括企业是否通过互联网购进原材料和销售产品、企业是否使用电子支付购进原材料和销售产品等, 通过迭代主因子法将上述信息构建为企业数字脚印指数(或称企业电子商务使用程度指数)。表 1 为因子分析法计算的各因子特征值、方差贡献率和累积方差贡献率。根据累积方差贡献率的结果, 选择因子 1 和 2 度量企业数字脚印。本文对有效样本数据进行了 Kaiser-

Meyee-Olkin (KMO) 样本测度和巴特利特 (Barlett) 球形检验, 得到 Bartlett 球形检验统计量的观测值为 489.75, 相应显著性概率为 0.00, 同时 KMO 值为 0.60, 证实了本文因子分析的合理性。本文通过因子分析法得到两个因子 (见表 2), 比较旋转后的因子载荷可以看出, 因子 1 和是否通过互联网采购设备、是否通过互联网采购原材料、通过互联网采购的原材料或中间品金额占比相关度较高, 因子 2 和是否通过互联网销售产品、通过互联网电商平台销售商品的销售额占比相关度较高, 因此分别将其命名为网络采购 (F1) 和网络销售 (F2)。在此基础上, 计算二者的综合得分得到企业数字脚印指数 (digifoot)。因子分析的结果及其他变量的统计分析见表 3。

表 1 因子分析结果

因子	特征值	方差贡献率	累积方差贡献率
Factor1	0.9492	1.2682	1.2682
Factor2	0.2642	0.3529	1.6211
Factor3	-0.0044	-0.0059	1.6152
Factor4	-0.2093	-0.2797	1.3356
Factor5	-0.2512	-0.3356	1.0000

表 2 因子分析 KMO 检验结果和旋转后的因子载荷

因子	KMO 检验	Factor1	Factor2
是否通过互联网采购设备	0.6114	0.4165	0.1252
是否通过互联网采购原材料	0.6193	0.5148	0.2161
通过互联网采购的原材料或中间品金额占比	0.6286	0.3361	0.0784
是否通过互联网销售产品	0.5964	0.2338	0.5261
通过互联网电商平台销售商品的销售额占比	0.5500	0.0587	0.5085
综合		0.5983	

3. 控制变量。企业层面的控制变量包括: (1) 企业主营业务是否属于加工组装, 加工组装的企业可能参与加工贸易, 而加工贸易的贸易成本较低; (2) 企业销售收入的对数, 用以控制企业规模; (3) 企业年龄。省份层面的控制变量需要控制其他影响数字普惠金融和企业出口的因素, 如信息化水平、传统金融发展水平及地区经济发展程度等, 具体指标包括互联网覆盖率、人均电信业务量、金融行业就业人数占比、人均 GDP (取对数) 及 GDP 增长率, 数据来源于中国各省统计年鉴、工业和信息化部网站及中国互联网络信息中心。

表 3

变量描述性统计

	变量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	观测值
企业层面	出口值对数	3.697	0	6.592	0	22.31	1057
	数字脚印	0.362	0	0.481	0	1	1057
	<i>F1</i>	0	-0.326	0.619	-0.980	6.896	1057
	<i>F2</i>	0	-0.314	0.624	-0.314	6.800	1057
	加工组装	0.516	1	0.500	0	1	1057
	销售收入	15.59	15.76	1.798	8.294	20.03	1057
	企业年龄	10.89	9	8.097	1	56	1057
省份层面	<i>DFII</i> (2013 年)	155.3	147.7	26.18	115.1	222.1	31
	<i>DFII</i> (2014 年)	179.7	173.8	23.46	143.9	239.5	31
	互联网金融指数	167.5	137.9	81.75	99.31	403.7	31
	互联网覆盖率	0.483	0.457	0.114	0.341	0.753	31
	人均电信业务量	0.296	0.273	0.110	0.151	0.579	31
	金融就业人数占比%	0.005	0.004	0.004	0.002	0.02	31
	人均 GDP	10.75	10.61	0.397	10.16	11.55	31
	GDP 增长率	0.085	0.087	0.015	0.049	0.109	31

四 经验研究结果与机制分析

(一) 平行趋势检验

本文在模型估计时采用了广义双重差分法,但该方法处理组和控制组在实验前应满足平行趋势假定(parallel trend assumption)。据此,本文将数字普惠金融指数依据等分位点划分为 10 份,计算各分位内两组企业(是否使用电子商务留下了数字脚印)出口对数值的平均数(见图 5a)^①。观察两组企业出口走势可直观地发现,在分位点 5 之前,两组企业的趋势基本平行,而在分位点 5 之后两组企业的出口都有所增加,但处理组企业增加趋势明显快于控制组。这就是说当数字普惠金融发展水平较低时,处理组和控制组间出口差异应较小;数字普惠金融发展至一定程度后,两组企业间出口差异会变大,因此满足了平行趋势假设。

^① 分位点 7 处缺少足够的处理组企业。

为进一步对此进行检验,本文将指数各分位的虚拟变量与处理组虚拟变量交乘,若某分位交互项系数显著则说明两组样本在该阶段存在显著差异。借鉴 Kong *et al.* (2019)的研究方法,我们设定方程如下:

$$y_{fp} = \alpha_i \sum_{i=1}^{10} \theta_i \times digifoot_f + \lambda_{ind} + \lambda_{own} + X'_p \beta_1 + X'_f \beta_2 + \varepsilon_{fp} \quad (2)$$

其中, θ_i 为数字普惠金融指数由小至大的 10 分位划分,其他变量与基准模型一致。图 5b 汇报了分析结果。从中可知,分组 1-6 的回归结果均不显著,而分组 6 以后处理组出口规模较之控制组显著上升。因此,本文样本通过了双重差分估计所需的平行趋势检验。

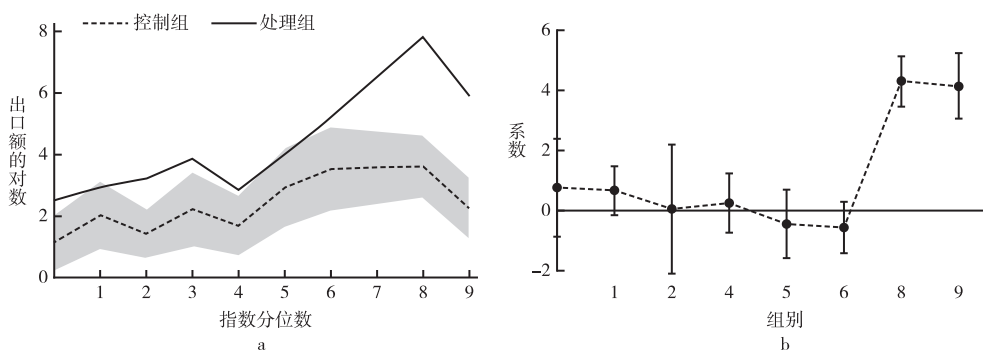


图 5 平行趋势检验

说明:图中阴影部分为 95% 置信区间,垂线段表示估计系数 + (-)1.96 倍的标准误。

(二) 基准回归

表 4 报告了基准回归结果。其中,第(1)列为(1)式回归结果,数字普惠金融指数与企业数字脚印交互项的回归系数为 0.0411,在 5% 水平上显著,表明相对于控制组,数字普惠金融发展可显著促进处理组小微企业产品出口。第(2)和(3)列中数字脚印的指标分别改为两个因子网络采购($F1$)和网络销售($F2$),可以发现两因子和数字普惠金融的交互项的系数很接近,但是网络采购因子更为显著。第(4)和(5)列分别为用互联网金融发展指数和滞后 1 期的数字普惠金融指数(使用 1 阶滞后项可在一定程度上减弱可能存在的反向因果问题,提升回归结果的稳健性)回归后的结果,交互项系数仍显著为正。第(6)列在控制了省份固定效应后,数字普惠金融指数一次项、互联网普及率等省级层面变量被其吸收,而交互项系数相比于未控制省份有一定提升。通过对比 6 列结果可知,交互项系数显著性稳定,说明中国数字普惠金融发展确实有利于小微企业出口。

表 4

基准回归结果

	出口值					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DFII</i>	0.0399 (0.0332)	0.0572 * (0.0328)	0.0525 (0.0334)	0.0057 (0.0080)	0.0212 (0.0294)	
数字脚印	-6.2634 * (3.2247)	-3.3326 * (1.6445)	-3.3310 (3.1679)	-0.6606 (1.0902)	-4.7601 * (2.6496)	-6.7766 * (3.3367)
<i>DFII</i> × 数字脚印	0.0411 ** (0.0161)	0.0242 *** (0.0082)	0.0257 * (0.0153)	0.0110 ** (0.0041)	0.0377 ** (0.0148)	0.0431 ** (0.0163)
加工组装	0.3468 (0.2421)	0.3428 (0.2626)	0.5010 ** (0.2183)	0.3551 (0.2437)	0.3685 (0.2411)	0.3740 (0.2623)
收入	0.9332 *** (0.1095)	0.9680 *** (0.1086)	0.9663 *** (0.1099)	0.9313 *** (0.1122)	0.9344 *** (0.1097)	0.8900 *** (0.1090)
企业年龄	-0.0172 (0.0187)	-0.0245 (0.0186)	-0.0144 (0.0192)	-0.0176 (0.0191)	-0.0185 (0.0188)	-0.0211 (0.0181)
互联网普及率	-2.9151 *** (0.8621)	-3.0115 *** (0.9025)	-2.7161 *** (0.8466)	-2.9524 *** (0.8811)	-2.9997 *** (0.8771)	
人均电信业务量	-0.3834 (5.2608)	-0.2935 (4.9457)	0.9126 (5.0763)	1.7697 (5.5926)	1.6079 (5.3957)	
金融业就业人数	-2.8654 ** (1.3627)	-2.9142 ** (1.3590)	-2.7303 ** (1.3281)	-2.6748 * (1.5174)	-2.5015 * (1.4356)	
人均 GDP	0.1093 (1.1939)	0.0342 (1.2072)	-0.0947 (1.1461)	0.6870 (1.0245)	0.3932 (1.1967)	
GDP 增速	-15.2404 (21.3583)	-16.0572 (19.7971)	-12.9950 (21.1099)	1.2573 (20.7441)	-5.2057 (21.0261)	
常数项	-17.1772 * (8.9982)	-19.4625 ** (9.1067)	-18.0971 ** (8.4227)	-19.1771 ** (8.9290)	-17.9092 * (9.4740)	-10.6332 *** (1.6425)
省份固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制
观测值	1057	1057	1057	1057	1057	1057
R ²	0.1941	0.1911	0.1991	0.1931	0.1923	0.2089

说明: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著,括号内的值为标准误。后表所有回归都控制了行业 and 所有制固定效应。

(三)内生性处理

在控制了地区经济和传统金融发展变量和地区固定效应,并使用广义 DID 进行

经验分析后,仍可能存在两方面的内生性问题。一是遗漏变量,即遗漏了某些既影响数字金融发展,又影响出口的地区变量;二是交互项中数字化程度与出口之间可能存在内生性关系(沈国兵和袁征宇,2020),这些都可能带来估计偏差^①。为此本文做了两方面工作。第一,为解决数字脚印内生性问题,借鉴刘政等(2020)关于企业数字化的研究对样本进行一对一倾向得分匹配(P propensity Score Matching, PSM),寻找处理组的反事实样本^②。第二,为解决数字普惠金融的内生性,参考易行健和周利(2018)、张勋等(2019)、Goldsmith-Pinkham *et al.* (2020)以及沈国兵和袁征宇(2020)的方法,选择了两个工具变量,一是企业所在省的省会到杭州的球面距离(*IV1*),二是构建了一个 Bartik 工具变量(*IV2*),具体为:

$$BartikIV = \xi_{pj} \Delta DFI_p^{2013} \quad (3)$$

其中, ξ_{pj} 是根据小微企业数据库计算的各省各制造业行业的企业数量占本省制造业企业数量的比重, ΔDFI_p^{2013} 是2013–2014年各省数字普惠金融指数的对数变化值^③。Bartik 工具变量显示了省级层面数字普惠金融发展的冲击对行业小微企业的影响。我们再将以上工具变量乘以数字脚印作为主要关注的交互项工具变量。为进一步解决内生性问题,我们使用2013年各省电子商务企业占比(ω_p^{2013})^④代替数字脚印变量。根据易行健和周利(2018)与张勋等(2019)的研究,地理距离和 Bartik 变量的外生性都较强,且与交互项的关系分别是负相关和正相关。

IV1 的回归结果见表5第(1)–(3)列,分别是一阶段回归、简约式(reduced form)回归和二阶段回归。一阶段回归结果与张勋等(2019)的结论一致,距离杭州越远数字普惠金融指数显著越低;简约式回归的结果也显著为负;二阶段回归系数显著为正,系数比基准回归大了约1倍。*IV2* 的以上方法回归结果见表5第(4)–(6)列。一阶段回归结果符合预期,简约式回归系数方向显著为正,二阶段回归系数也显著为正,且系数与基准回归结果非常接近。排他性和弱工具变量的检验结果表明,能排除弱工具变量的可能性,且工具变量外生性较强。

在对工具变量的安慰剂检验中,本文主要将 *IV2* 的3个组成项 ξ_{pj} 、 ΔDFI_p^{2013} 和 ω_p^{2013} 随机排序,然后进行500次工具变量回归,通过比较二阶段回归交互项系数的分

① 作者感谢匿名审稿人提出的宝贵建议。

② 限于篇幅,PSM 的具体过程未报告,有需要可到本刊网站下载附件。

③ Bartik 变量构造主要考虑的是小微企业调查数据库的代表性较强,计算出来的行业比重相对稳定,再乘以电商企业比例可以近似得到省和行业层面的小微电商企业比重,而省级的数字普惠指数不会系统地受某个行业小微电商企业比重的冲击,因此省级数字普惠指数的变化相对外生,Bartik 变量是有效的。

④ 数据来源于国务院发展研究中心信息网 <http://edu.drcnet.com.cn/www/edunew/>。

布及相同均值方差的正态分布可以发现^①,回归系数接近正态分布,随机性很强,当然也呈现一定的尖峰厚尾特征。总之,工具变量的选择满足排他性和相关性假设,工具变量回归结果符合预期,与基准回归结果接近,且可以通过安慰剂检验。

表 5

内生性处理

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		IV1			IV2	
	一阶段	简约式	二阶段	一阶段	简约式	二阶段
<i>DFII</i>	206.1092 *** (6.0711)	1.8834 *** (0.6689)	-15.5724 (10.1704)	188.1698 *** (7.2046)	0.8680 (0.7215)	-7.8932 (5.2562)
数字脚印	0.2079 (0.1499)	0.0472 (0.0404)	0.0296 (0.0561)	0.3435 *** (0.0389)	0.0638 (0.0381)	0.0478 (0.0370)
<i>IV1</i>	-1.5774 *** (0.4561)	-0.1336 ** (0.0628)				
<i>IV2</i>				27.6272 *** (3.8531)	1.2863 * (0.7141)	
<i>DFII</i> × 数字脚印			0.0847 * (0.0487)			0.0466 * (0.0256)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
排他性检验		11.96 *** [0.0020]			51.41 *** [0.0000]	
弱工具稳健检验		7.57 *** [0.0059]			9.56 *** [0.0020]	
观测值	800	800	800	800	800	800

说明:中括号内的值为 p 值。限于篇幅,完整估计结果未报告,可到本刊网站下载。后表同。

(四)稳健性分析

首先,出口活动具有一定的自选择性,即作为一个两阶段选择过程,企业先选择是否出口,再选择出口量。对此,本文根据 Heckman(1979)两阶段选择模型方法,在表 6 第(1)和(2)列回归中将被解释变量分别替换为企业出口哑变量和出口交货值,同时在第二阶段中加入逆米尔斯比率(*IMR*)。结果表明,交互项系数均显著为正,且第二

① 限于篇幅未报告,有需要可到本刊网站下载附件。

阶段回归系数更大、更显著也更接近于基准回归结果。其次,本文进一步处理控制组,在第(3)和(4)列回归中分别剔除了未来计划使用电子商务和因能力原因没有使用电子商务的控制组样本^①,原因在于这两类企业与处理组间的差别可能不够分明,进行剔除后才能得到完全没有数字脚印的控制组,回归结果仍支持前文结论。再次,本文考虑了企业贸易类型的影响。加工贸易和一般贸易是中国小微企业最主要的两种出口方式,而加工贸易企业生产率普遍较低,一般比非出口企业生产率低10%—22% (戴觅等,2014)。因此,本文在第(5)列回归中剔除了加工贸易企业样本,结果显示,数字普惠金融发展对小微企业出口的促进作用较基准模型结果有所提升,数字普惠金融发展更有助于帮助一般贸易企业出口。最后,本文考虑了数字普惠金融发展对出口小微企业价值链攀升的作用。出口企业若以低端加工的形式参与全球价值链,其中间产品进口蕴含的全球价值链“俘获”或“锁定”效应会抑制低附加值企业的创新研发活动,不利于经济良性增长(张杰和郑文平,2017)。因此,本文在第(6)列回归中将被解释变量改为出口企业的价值链位置^②。从回归结果可知,数字普惠金融发展能帮助出口小微企业逐步摆脱低端加工环节,向更高附加值的产业链位置攀升。

表 6

稳健性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	出口哑变量	出口值	出口值	出口值	出口值	出口附加值
$DFII \times$ 数字脚印	0.0065 [*] (0.0037)	0.0309 ^{***} (0.0075)	0.0478 ^{**} (0.0193)	0.0356 ^{**} (0.0162)	0.0496 ^{***} (0.0166)	0.0040 ^{**} (0.0017)
逆米尔斯比率		6.0470 ^{***} (1.6858)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1057	271	871	855	543	1035
R^2	0.1637	0.5266	0.1933	0.2043	0.1824	0.1531

① 未来计划使用电商的控制组企业样本的确定来自 CMES 问卷中【BC6010】“贵企业未来是否打算通过互联网或移动互联网销售产品?”的调查结果,因能力原因没有使用电子商务企业样本的确定来自 CMES 问卷中【BC6009】“您为什么不通过互联网或移动互联网销售商品?”的调查结果。

② 价值链位置的确定来自 CMES 问卷中【BC1002】“贵企业主营业务处于产业价值链的哪些环节?”的调查结果,根据业务工序分为 6 类:试制品开发等、零部件生产、模块零部件生产、组装、销售及售后服务,中间的组装工序设定为 1,越往两侧越大。以此与企业是否出口交乘,作为表 6 第(6)列的被解释变量。

(五)反事实分析

如果数字普惠金融在全国范围得到充分发展,小微企业出口会有什么变化? 本文参考 Kong *et al.* (2019) 的研究,比较了小微企业实际出口分布与反事实估计的结果。这里的反事实是指数字普惠金融发展达到最佳状态,本文取样本中最高值 239.5 加以度量。先根据基准模型(1)式计算得到各企业出口量拟合值,再计算各企业出口量拟合值和真实值间的误差项(μ_{fp}),在此基础上推算各企业反事实出口量 $y_{0fp} = (y_{fp} | index_p = index_{max}) + \mu_{fp}$,由此得到的结果见图 6。

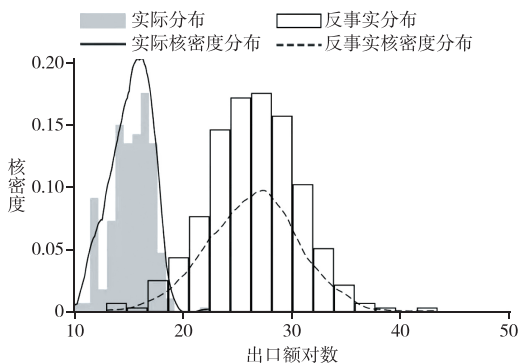


图 6 反事实分析

由图 6 可知,反事实计算结果主要分布于图中右侧,而实际分布在反事实分析结果分布的左侧,说明数字普惠金融发展会使企业出口分布向右偏移。此外,从核密度分布情况看,实际分布为峰值较高、曲线较陡,企业间差异明显,而反事实分布峰值较低、曲线较缓,更加接近正态分布,即在对数字普惠金融指数做了统一假设后,总体分布更加平稳。

(六)机制分析

1. 生产率效应。大量经验研究发现生产率更高的企业更可能出口 (Melitz, 2003; Chaney, 2005)。因此为进一步考察数字普惠金融对企业出口的影响机制,以及回答数字技术的雪中送炭意义,本文设计了以下三重差分策略:

$$y_{fp} = \alpha_0 + \alpha_1 DFII_p + \alpha_2 digifoot_f + \alpha_3 \sum_{j=1}^{10} \varphi_j \times DFII_p \times digifoot_f + \lambda_{ind} + \lambda_{own} + X'_p \beta_1 + X'_f \beta_2 + \varepsilon_{fp} \quad (4)$$

其中, φ_j 表示小微企业所处生产率区间虚拟变量,其余变量意义同前。近年来学界主要通过估计前沿生产函数,然后根据投入产出变动和前沿函数变动,计算生产率变化,而生产前沿估计则通过参数方法(随机前沿分析 SFA)、半参数分析方法(OP 和 LP 方法)或非参数方法(数据包络分析 DEA)实现。由于本文样本为截面数据,SFA 方法可用。SFA 是在估算生产前沿函数基础上,将偏离生产前沿的观测归于技术无效率,充分纳入非预期扰动等外部随机因素,在异常值识别和随机误差处理方面更具优势,计算结果较之 DEA 等受特殊点影响较小,有更好的可靠性和可比性(张少华和蒋伟杰,2014)。

本文将 SFA 计算的企业生产率也划分为 10 个分位,并将 α_3 中的系数及显著性画在图 7 中。从中可知,在企业生产率较低的范围内,数字普惠金融的出口促进作用更强,数字普惠金融发展更多是对生产率低的小微企业起作用,确定起到了雪中送炭的作用。这也是数字普惠金融拉动平均出口的内在机制,即主要通过“补短板”促进整体出口。

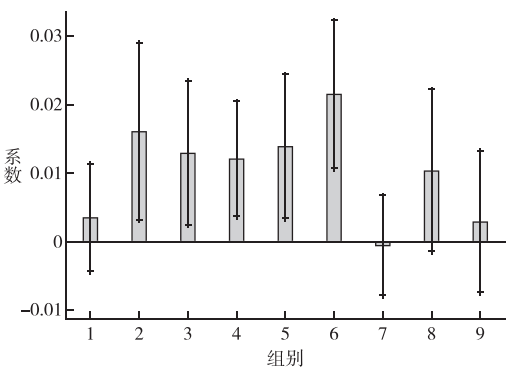


图 7 生产率效应检验

说明:图中横轴为根据 SFA 方法计算得到的企业生产率进行 10 等分,纵轴为各组内企业出口额的平均值,垂线段表示估计系数 + (-) 1.96 倍的标准误。

2. 影响渠道分析。本文通过梳理文献认为,现实中数字普惠金融主要用来补充企业发展所需的短期融资,这有利于小微企业提升资金营运能力,进而促

进其出口。因此,本节基于 Baron and Kenny (1986) 与王康等 (2019) 采用的中介效应模型进行检验,以企业营运资本使用效率为其中的机制变量,使用 Ding *et al.* (2013) 设置变量的方法进行计算,即应付账款天数 (DPO) = $365 \times (\text{应付账款} / \text{销售成本})$ 。

从表 7 第 (1) 列结果可知,数字普惠金融指数与数字脚印交互项回归系数显著为正,证明数字普惠金融发展能有效促进有数字脚印小微企业提升其营运资本使用效率。根据中介效应检验程序,第 (1) 列中交互项回归系数和第 (2) 列中营运资本效率的回归系数同时显著,说明营运资本效率确为机制变量。第 (2) 列中交互项回归系数也在 1% 水平上显著,因此部分中介效应显著,表明提升企业营运资本使用效率是数字普惠金融发展促进小微企业出口的重要渠道。

表 7	中介效应检验:营运资本使用效率	
	(1) 营运资本效率	(2) 出口值
营运资本效率		0. 0004 *** (0. 0001)
$DFII \times$ 数字脚印	0. 7535 * (0. 4421)	0. 0517 *** (0. 0165)
控制变量	控制	控制
观测值	920	920
R^2	0. 0613	0. 1943

将生产率效应检验与中介效应检验结果综合来看,对于生产率较低的小微企业,其生产率达不到出口阈值,就无法支付一系列出口成本,数字普惠金融可以通过提升企业资本运营效率帮助企业,缓解出口活动中的融资约束。

五 进一步分析

(一) 结构效应检验

本文采用的数字普惠金融指数由覆盖广度、使用深度、数字化程度 3 个二级指标构成,各二级指标的内涵侧重各不相同^①,因此本文进一步分析数字普惠金融各维度发展与小微企业出口间的关系,考察是数字普惠金融哪些层面的发展真正促进了出口,结果见表 8 第(1)–(3)列。从中可知,数字普惠金融覆盖广度的提升对小微企业的出口促进作用最大,然后是使用深度的提升,而数字化程度的提升则未表现出出口促进效应^②。从这个角度看,我们可以认为数字普惠金融的作用主要是“雪中送炭”,而非“锦上添花”。

表 8 数字普惠金融发展的结构效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
子指标	覆盖广度	使用深度	数字化程度	信贷使用指数
$DFII \times$ 数字脚印	0.0332 ** (0.0159)	0.0284 *** (0.0100)	-0.0531 (0.0365)	0.0364 * (0.0194)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	1057	1057	1057	1057
R^2	0.1908	0.1956	0.1873	0.1895

首先,覆盖广度是数字普惠金融发展的前提条件,覆盖广度的提高,表现为互联网支付账号及绑定银行账户等数量的增加,这能使当地小微企业打破地域限制与传统经济金融桎梏,直接以网络为媒接触到更多的数字普惠金融服务供给。这与当前在中国供给侧结构性改革下“扩大有效供给,增强供给结构对需求变化的适应性和灵活性”^②,特别是大力推进金融服务供给侧改革,增加有效金融服务供给的要求是一

① 详细的指标说明和指数编制过程参阅郭峰等(2020)的研究。

② 出自习近平总书记在省部级主要领导干部学习贯彻党的十八届五中全会精神专题研讨班上的讲话,原文链接 http://www.xinhuanet.com/politics/2016-05/10/c_128972667.htm。

致的。

其次,使用深度是数字普惠金融的现实使用程度,反映了地区数字普惠金融服务能力的高低。使用深度的提高,让企业“贷得到、还得起”,降低小微企业融资成本。我们选择信贷使用指数指标进行回归,该指标主要涵盖了小微经营者户均贷款金额和贷款笔数、每万支付宝成年用户中有互联网小微经营贷的用户数等内容,结果见表8第(4)列,交互项系数值较第(2)列结果有所提高,可见专门针对小微经营者的信贷业务无疑为小微企业产品出口提供了特殊便利。

最后,数字化程度是数字普惠金融发展的“潜在条件”,表现为地区数字普惠金融服务的便利性和较低的金融服务成本,是影响用户接触和使用数字普惠金融服务的主要因素,刻画了数字普惠金融服务的低成本、低门槛和高效率优势(郭峰等,2020)。数字化程度的提升反映了支付环节更有效率、交易链条更加便利以及资金供给更低成本。但是单纯数字化程度的提高并不足以起到显著作用,必须实际应用于小微企业的融资场景才能显现。

(二)企业异质性检验

本部分进一步检验中国数字普惠金融发展促进小微企业出口的作用程度是否依赖于企业个体的异质性,分别从企业资金负担程度、与政府关系和数字金融素养进行比较。结果表明,数字普惠金融发展具有显著的雪中送炭特征,但其效果的发挥仍有赖于企业组织者的金融素养。

首先,据CMES问卷调查显示,仅有不到7%的企业资金宽裕,且增高的税费负担导致小微企业生存经营环境不容乐观,尤其民营企业遭遇掣肘明显(毛德凤和刘华,2020)。本文采用CMES问卷的调查结果进行三重差分回归^①,结果见表9第(1)和(2)列。三重差分项的结果^②表明,数字普惠金融发展能显著促进高资金负担的有数字脚印小微企业出口,表现出明显的雪中送炭特征,这辅证了本文假说1。

其次,在与政府关系方面,一为是否得到政府生产性补贴,二为是否加入行业协会。政府生产性补贴与企业出口行为显著正相关,且存在着显著的单向因果关系(苏振东等,2012);而行业协会是政府与企业间的桥梁,有助于出口企业间建立合作机制、实现信息共享、建设信用体系以及帮助出口企业融资等。本文仍采用CMES问卷

① 分类标准分别来自CMES问卷中【H021】“您认为公司的风险可能来自哪些方面?”和【G1001】“您认为企业当前的税费负担程度是以下哪种?”的调查结果。

② 仅展示三重差分项的回归系数,其他部分可到本刊网站下载附件。

的调查结果进行三重差分回归^①,结果见表9第(3)和(4)列。从中可知,数字普惠金融发展能显著促进弱政企关系的有数字脚印小微企业出口,也呈现出雪中送炭特征。

最后,在企业金融知识掌握程度方面,数字普惠金融依托互联网与数字技术降低了出口门槛、便利了销售,但其背后的金融专业性和业务复杂性并未下降,对技术产品受众特别是长尾客户的数字金融素养要求不降反升。如果企业缺乏足够的金融知识,对支付、信贷、保险、投资以及信用业务等了解程度相对偏低,可能导致数字普惠金融发展的作用发挥受阻。考虑到小微企业规模与业主组织管理方面的特殊性,本文仍采用CMES问卷的调查结果进行分组回归^②,结果见表9第(5)列。从中可知,数字普惠金融发展对小微企业出口作用的充分发挥离不开企业组织者所具备的金融素养。

表9

数字普惠金融发展的企业异质性检验

企业特征	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	资金负担		政企关系		数字素养
	高资金风险	高税费负担	无生产补贴	未加入行会	高金融知识
<i>DFII</i> × 数字脚印 × 异质性变量	0.0503 ** (0.0227)	0.0316 (0.0691)	0.1002 * (0.0494)	0.0326 * (0.0181)	0.0577 * (0.0299)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1057	1057	1057	1057	1057
R ²	0.1985	0.1954	0.2163	0.1953	0.1968

(三)区域效应检验

由于中国东、中、西各区域经济发展水平、传统金融发展水平、互联网产业发展程度等均存在较大差异,各区域数字普惠金融发展的差异对小微企业出口的影响也可能存在异质性。因此,我们对数字普惠金融的区域效应进行检验,探究数字普惠金融是否在经济欠发达地区对小微企业出口的促进作用更大^③。这也是在检验数字普惠金融到底有没有给传统金融难以触达的地区雪中送炭。

① 分类标准分别来自CMES问卷中【F4004】“企业是否获得政府补助(创业补助、研发创新补助除外)?”和【H2001】“贵企业是否加入相关行业协会?”的调查结果。

② 分类标准来自CMES问卷中【I1023】“您是否接触过经济或金融类课程(含临时性培训)?”的调查结果。

③ 本文根据国家统计局地区分类标准划分各地区,具体网址为http://www.stats.gov.cn/zjtj/zthd/sjtjr/de-jtkfr/tjkp/201106/t20110613_71947.htm。

表 10 三重差分回归结果表明,数字普惠金融更有利于西部地区小微企业出口。事实上,西部出口小微企业面临的现实发展环境条件要明显落后于东中部,西部传统金融的发展水平也明显不及东部发达地区。而数字普惠金融的发展很大程度上摆脱了诸如距离和地形等地理因素的限制,也在一定程度上摆脱了对地区经济发展水平的依赖。数字普惠金融的业务范围轻而易举地拓展到了经济相对落后的内陆省份和偏远地区,为小微企业出口提供了便利服务,这也是数字普惠金融普惠性的重要表现之一。

表 10	数字普惠金融发展的区域效应检验		
	(1)	(2)	(3)
区域	东部	中部	西部
$DFII \times \text{数字脚印} \times$	-0.0667	0.0535	0.0936 *
区域变量	(0.0548)	(0.0692)	(0.0526)
控制变量	控制	控制	控制
观测值	1057	1057	1057
R ²	0.1956	0.1958	0.1953

(四)环境效应检验

本部分进一步检验中国数字普惠金融发展促进小微企业出口的作用程度是否依赖于企业所处的“金融软环境”,主要从制度环境、民间融资环境、信任程度 3 个方面进行比较。结果表明,数字普惠金融的发展仍无法完全突破金融对民间融资环境和信任程度的依赖,呈现出“锦上添花”的特征。

首先,在制度环境(正规金融制度)方面,我们采用樊纲等(2016)提供的市场化指数作为制度质量的代理变量,该指标由政府与市场关系、非国有经济发展程度、产品市场发育程度、要素市场发育程度和中介组织与法律等 5 个子指标计算而成,具体回归结果见表 11 第(1)列。从中可知,数字普惠金融发展对出口的作用未表现出对制度环境或市场化程度的显著依赖。其次,在民间融资环境(非正规金融制度)方面,使用省级层面的宗族强度(族谱数量每万人)表示,宗族强度越高,通过宗族关系获取信用支持的可能性越大,企业的融资成本也会越低(潘越等,2019)。表 11 第(2)列的三重差分回归结果表明,数字普惠金融发展促进有数字脚印小微企业出口的作用在宗族文化较强、民间融资环境较好时更为显著。最后,在信任程度方面,我们以水稻适种性

度量^①,水稻种植区人与人之间的信任感更高,合作水平和能力也更高(Talhelm *et al.*, 2014;丁从明等,2018)。信任感存在于人的观念之中,数字普惠金融依托其强大的计算能力能在很大程度上减少市场参与者间的信息不对称,从而降低交易成本。但表11第(3)列的三重差分回归结果表明,出口小微企业信贷行为对社会信任感与合作水平的依赖性依然很强,金融对数字和信息技术等的依赖还不能完全替代或超越对传统信誉的依赖。

表 11 数字普惠金融发展的环境效应检验

	出口值		
	(1)	(2)	(3)
软环境	制度质量	融资环境	信任程度
<i>DFII</i> × 数字脚印 × 环境变量	-0.0052 (0.1773)	0.0871 ** (0.0362)	0.1172 ** (0.0433)
控制变量	控制	控制	控制
观测值	1057	1057	1057
<i>R</i> ²	0.1961	0.1965	0.2040

六 结论与启示

如何促进小微企业可持续发展,对繁荣社会主义市场经济有着重要意义。本文基于数字普惠金融指数和中国小微企业调查数据,通过构建广义双重差分回归模型,深入研究了数字普惠金融发展对小微企业出口行为的影响及其影响路径和机制。研究结果稳健地显示出,相对于控制组,数字普惠金融发展可显著促进处理组小微企业产品出口。生产率效应和中介效应分析表明,其背后的主要机制是数字普惠金融主要帮助低生产率企业出口,且有效改善了小微企业的营运资本使用效率。此外,在数字普惠金融子指标的分析中,覆盖广度的影响比使用深度和数字化程度的影响更大;企业异质性检验发现数字普惠金融更有利于高资金负担企业和弱政企关系企业;区域效应检验发现数字普惠金融更有利于西部地区企业,这些都一致表明数字普惠金融的作用

① 数据来源于联合国粮食和农业组织(FAO),网址为 <http://gaez.fao.org/>。该指标数值越大表示该地越适宜种植水稻。

更多是雪中送炭。不过在环境效应检验中发现,在金融软环境更好的地区,更高数字化程度的小微企业受益显著更多,这是锦上添花的表现。

以上研究结论具有重要的实践启示。第一,本文研究发现,数字普惠金融发展可显著促进有数字脚印小微企业出口,这主要是覆盖广度和使用深度的提升的作用,数字化程度提升对企业出口的促进作用则受到了一定抑制,中国金融发展的数字化程度、数字化与金融的结合方面仍有很大提升空间。数字普惠金融的最后1公里需要基础设施的支持,否则容易陷入发展瓶颈而无法真正实现“普”的意义。因此,要进一步改革完善数字普惠金融服务体系,加快地区数字普惠金融配套基础设施的建设与配套软硬件的升级,同时支持金融机构扩展普惠金融业务,发挥金融科技公司与传统金融机构的合力,为数字普惠金融在区域内的普及提供公平便利的基础条件,促进数字普惠金融对小微企业的支持,充分发挥数字普惠金融的普惠性。第二,2019年《政府工作报告》指出,当前中国“实体经济困难较多,小微企业融资难、融资贵问题尚未有效缓解,营商环境与市场主体期待还有较大差距”。本文通过生产率效应与中介效应分析证实,数字普惠金融帮助企业出口是补短板,主要是通过短期资金支持,而不一定是提供长期投资支持。因此,还要着力促进数字普惠金融发挥缓解企业融资约束等方面的作用,为企业增加长期技术投资、健康成长和高质量发展提供充足的资金与技术支持。第三,数字普惠金融的最后1公里不仅是金融体系自身的发展建设问题,还要重视其发展所处软环境。本文通过环境效应检验表明,数字普惠金融发展建设过程中仍要注重地区制度环境、融资环境、信用环境等软环境的建设。应补齐普惠金融领域制度的短板,做好系统性与制度性的安排,避免政策落实不到位,并继续推进要素市场化配置改革,优化营商环境,营造利于企业经营发展的生态,培育经济新动能,为实现高质量发展保驾护航。此外,与中国人民银行发布《金融科技(FinTech)发展规划(2019-2021年)》对普及金融科技应用与发展相关知识的明确要求相一致,本文建议要着力提高中国民众数字普惠金融素养,加强数字技术基础知识和金融经济相关知识的普及教育,提高企业管理者的产品认知、行为参与和风险识别,使数字普惠金融充分发挥其作用效果。

参考文献:

- 戴觅、余森杰、Madhura Maitra(2014):《中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用》,《经济学(季刊)》第2期。
- 丁从明、周颖、梁甄桥(2018):《南稻北麦、协作与信任的经验研究》,《经济学(季刊)》第2期。
- 樊纲、王小鲁、朱恒鹏(2016):《中国市场化指数(2014年)》,北京:社会科学文献出版社。

数字普惠金融与小微企业出口:雪中送炭还是锦上添花

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。

甘犁、秦芳、吴雨(2019):《小微企业增值税起征点提高实施效果评估——来自中国小微企业调查(CMES)数据的分析》,《管理世界》第11期。

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4期。

黄宇虹、黄霖(2019):《金融知识与小微企业创新意识、创新活力——基于中国小微企业调查(CMES)的实证研究》,《金融研究》第4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。

李继尊(2015):《关于互联网金融的思考》,《管理世界》第7期。

刘政、姚雨秀、张国胜、匡慧姝(2020):《企业数字化、专用知识与组织授权》,《中国工业经济》第9期。

罗长远、陈琳(2012):《融资约束会导致劳动收入份额下降吗?——基于世界银行提供的中国企业数据的实证研究》,《金融研究》第3期。

毛德凤、刘华(2020):《税费负担与企业出口行为:扩展效应和集约效应》,《国际贸易问题》第7期。

潘越、宁博、纪翔阁、戴亦一(2019):《民营资本的宗族烙印:来自融资约束视角的证据》,《经济研究》第7期。

沈国兵、袁征宇(2020):《企业互联网化对中国企业创新及出口的影响》,《经济研究》第1期。

苏振东、洪玉娟、刘璐瑶(2012):《政府生产性补贴是否促进了中国企业出口?——基于制造业企业面板数据的微观计量分析》,《管理世界》第5期。

唐松、伍旭川、祝佳(2020):《数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》,《管理世界》第5期。

滕磊、马德功(2020):《数字金融能够促进高质量发展吗?》,《统计研究》第11期。

王馨(2015):《互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究》,《金融研究》第9期。

王康、李逸飞、李静、赵彦云(2019):《孵化器何以促进企业创新?——来自中关村海淀科技园的微观证据》,《管理世界》第11期。

吴雨、李成顺、李晓、弋代春(2020):《数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究》,《管理世界》第10期。

谢平、邹传伟(2012):《互联网金融模式研究》,《金融研究》第12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。

阳佳余(2012):《融资约束与企业出口行为:基于工业企业数据的经验研究》,《经济学(季刊)》第4期。

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。

张少华、蒋伟杰(2014):《中国全要素生产率的再测度与分解》,《统计研究》第3期。

张杰、郑文平(2017):《全球价值链下中国本土企业的创新效应》,《经济研究》第3期。

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。

Aghion, P.; Marinescu, I.; Caballero, R. J. and Kashyap, A. K. “Cyclical Budgetary Policy and Economic

Growth: What Do We Learn from EOCED Panel Data?" *NBER Macroeconomics Annual*, 2007, 22, pp. 251–297.

Baron, R. M. and Kenny, D. A. "The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations." *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51 (6), p. 1173.

Beck, T.; De Jonghe, O. and Schepens, G. "Bank Competition and Stability: Cross-Country Heterogeneity." *Journal of Financial Intermediation*, 2013, 22(2), pp. 218–244.

Beck, T.; Demirguc-Kunt, A. and Martinez Peria, M. S. "Reaching Out: Access to and Use of Banking Services Across Countries." *Journal of Financial Economics*, 2007, 85(1), pp. 234–266.

Becker, B.; Chen, J. and Greenberg, D. "Financial Development, Fixed Costs, and International Trade." *The Review of Corporate Finance Studies*, 2013, 2(1), pp. 1–28.

Chaney, T. "Liquidity Constrained Exporters." *University of Chicago Press*, 2005.

Chen, T.; Huang, Y.; Lin, C. and Sheng, Z. X. "Finance and Firm Volatility: Evidence from Small Business Lending in China." *Management Science*, 2021, pp. 1–24.

Chen, Y. and Zhou, L. A. "The Long-Term Health and Economic Consequences of the 1959–1961 Famine in China." *Journal of Health Economics*, 2007, 26(4), pp. 659–681.

Chor, D. and Manova, K. "Off the Cliff and Back? Credit Conditions and International Trade During the Global Financial Crisis." *Journal of International Economics*, 2012, 87(1), pp. 117–133.

Claessens, S. and Tzioumis, K. "Measuring Firms' Access to Finance." *World Bank*, 2006, pp. 1–25.

Feenstra, R. C.; Li, Z. and Yu, M. "Exports and Credit Constraints Under Incomplete Information: Theory and Evidence from China." *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96(4), pp. 729–744.

Ding, S.; Guariglia, A. and Knight, J. "Investment and Financing Constraints in China: Does Working Capital Management Make a Difference?" *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(5), pp. 1490–1507.

Goldsmith-Pinkham, P.; Sorkin, I. and Swift, H. "Bartik Instruments: What, When, Why, and How." *The American Economic Review*, 2020, 110(8), pp. 2586–2624.

Hau, H.; Huang, Y.; Shan, H. and Sheng, Z. "FinTech Credit, Financial Inclusion and Entrepreneurial Growth." *Documento de Trabajo Working Paper*, 2018.

Heckman, J. J. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1979, pp. 153–161.

Kong, N.; Osberg, L. and Zhou, W. "The Shattered 'Iron Rice Bowl': Intergenerational Effects of Chinese State-Owned Enterprise Reform." *Journal of Health Economics*, 2019, 67, No. 102220.

Manova, K. "Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade." *Review of Economic Studies*, 2013, 80(2), pp. 711–744.

Manova, K. and Yu, Z. "How Firms Export: Processing vs. Ordinary Trade with Financial Frictions." *Journal of International Economics*, 2016, 100, pp. 120–137.

Melitz, M. J. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica*, 2003, 71(6), pp. 1695–1725.

Talhelm, T. ; Zhang, X. ; Oishi, S. ; Shimin, C. ; Duan, D. ; Lan, X. and Kitayama, S. "Large-Scale Psychological Differences within China Explained by Rice versus Wheat Agriculture." *Science*, 2014, 344(6184), pp. 603–608.

Digital Financial Inclusion and Export of SMEs: Timely Help or Additional Improvement

Zhang Mingxin; Xie Shenxiang; Qiang Haofan; Zheng Lekai

Abstract: This paper puts together the SMEs export activities with digital financial inclusion to provide an excellent perspective for the in-depth discussion of the inclusive meaning of digital finance. Based on the China Digital Financial Inclusion Development Index and the data of China Micro and Small Enterprises Survey, this paper constructs a generalized Difference-in-Differences model for empirical research. After a series of endogenous treatments, the regression results robustly show that, compared with the control group, the development of digital financial inclusion can significantly increase the export of SMEs in the treatment group. The mechanism analysis shows that the main mechanism is to promote the export of lower-productivity SMEs and improve the management efficiency of SMEs' working capital. In addition, the impact of the coverage of digital financial inclusion on the export of SMEs is greater than the depth of use and the degree of digitalization. SMEs with heavy financial burdens, SMEs with weak government-enterprise relationship and SMEs in the western regions have benefited significantly more, all of which unanimously indicate that the role of digital financial inclusion is more of "timely help". But we also find that in regions with a better financial environment, SMEs with the higher degree of digitalization benefited more, which indicate that the role of digital financial inclusion is "additional improvement".

Key words: Digital Financial Inclusion, SMEs, Export Behavior, Generalized DID

JEL codes: E44, L86, P33

(截稿:2021年5月 责任编辑:王 徽)