

# 数字普惠金融对企业技术创新的影响研究

刘辉煌；杨秋琴

(湖南大学经济与贸易学院，湖南省长沙市，410000)

**摘要：**本文选取中国 2011-2018 年数字普惠金融和企业技术创新的省级面板数据，应用固定效应模型进行实证研究，选取 2014-2018 年中国 A 股上市企业微观数据进行企业异质性分析，并通过中介效应模型对数字普惠金融对企业技术创新的作用机制进行检验，得出以下结论：第一，数字普惠金融的发展对于企业技术创新能力的提高有促进作用；第二，数字普惠金融的发展对企业技术创新的影响存在区域和企业异质性，在中西部地区影响结果显著，东部地区不显著，对中小规模企业影响显著，大规模企业不显著。第三，通过对数字普惠金融与企业技术创新的影响机制分析，得出了数字普惠金融可以通过缓解融资约束间接促进企业技术创新的结论。

**关键词：**数字普惠金融；企业技术创新；技术投入；传统金融发展水平

**中图分类号：** F      **文献标识码：** A

## 一、引言

数字普惠金融泛指一切通过使用数字手段，促进普惠金融的行为。它可以帮助原本无法获得金融服务的群体，在数字技术支持下获得成本可负担的金融服务。数字普惠金融不仅可以降低成本和服务门槛，还能在减少物理网点的情况下增加营业时间，更能帮助金融服务中提到的“最后一公里”和“最后一步路”问题得到有效的解决。改善企业的融资环境是数字普惠金融产生的主要动力，为解决企业融资约束问题提供了全新的机遇。数字普惠金融通过缓解企业融资约束促进企业技术创新，依托数字技术的发展，在不同经济地区包括欠发达的区域提供精准的金融服务，解决地区的融资难、贷款难的问题。因此数字普惠金融的发展能够对金融业的发展产生深远的影响，也能够提供更好的社会环境提升创新能力。

在会上国家正式的将创新发展列为国家发展追求的目标，企业技术创新能力在创新体系中扮演必不可少的角色。中国现在正处于由高速发展向高质量发展的重要阶段，创新能力是提高企业核心竞争力的关键要素，研究发现创新能力与技术投入和融资渠道有着直接的关系。根据统计 2018 年中国的 R&D 的经费投入占整个经费投入的 2.14%，达到 2017 年欧盟的平均水平，位列于 2017 年的经济合作与发展(OECD)成员国的第 12 位，慢慢接近于 OECD 的平均水平。但是依旧不能忽视我国企业技术创新依旧存在的问题，通过对 R&D 经费总量增长结构分析可知，企业自身的 R&D 经费主要是来自企业自身的投入，其他渠道资金来源不足，所以数字普惠金融这种新融资渠道对于企业技术创新的重要性。

目前对于数字普惠金融对于企业技术创新的影响的相关研究还相对少，由于不同地区，不同企业，不同发展背景，都有可能影响到数字普惠金融对于企业技术创新的作用。具体而言，探讨数字普惠金融对于中国企业技术创新存在哪种影响？在不同地区数字普惠金融对于企业技术创新的影响是否会不同？数字普惠金融又是通过哪些渠道影响企业技术创新的？这些问题都值得我们的深思。通过对数字普惠金融和企业技术创新的影响研究，可以更加了解数字普惠金融的发展对于企业技术创新的重要性，对于我国加快普惠金融发展，促进企业技术创新具有现实指导意义。

目前学术界对于数字普惠金融以及数字普惠金融的发展对企业技术创新的影响在理论和实证上进行了一些非常有价值的探索和研究。

数字普惠金融促进实体经济发展的研究。成学真和龚沁宜（2020）认为在实体经济的发展中，数字普惠金融起着重要的促进作用。传统金融发展水平、科技创新和消费水平则表现为遮掩效应<sup>[1]</sup>。贺健和张红梅（2020）通过实证发现数字普惠金融对我国经济高质量发展有着正向促进作用，且在不同地区表现出一定的异质性，数字普惠金融对我国高质量经济存在门槛效应，当低于门槛时能带来巨大的促进作用，当高于门槛时对高质量经济发展的促进作用会降低<sup>[2]</sup>。蒋长流和江成涛（2020）认为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<sup>[3]</sup>。

数字普惠金融对企业技术创新的影响研究。随着数字普惠金融的出现，由于企业融资约束的缓解，数字普惠金融的发展对中小企业的创新产出起到促进作用。梁榜和张建华（2019）认为在中小企业的创新过程中，只有切切实实的解决中小企业的外部融资约束和债务融资成本，数字普惠金融的发展可以产生很好的促进作用<sup>[4]</sup>。郑雅心（2020）认为数字普惠金融有利于区域创新产出的增加，并且在东部、中部、西部地区存在异质性<sup>[5]</sup>。喻平和豆俊霞（2020）指出，数字普惠金融的发展与中小微企业创新是存在显著的相关性的，数字普惠金融的发展也能帮助企业建立标准的体系、制度环境、及解决信息不对称的问题<sup>[6]</sup>。滕磊和徐露月（2020）指出，数字普惠金融包含覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度，每一个维度的发展均能够有效促进中小企业创新活动的开展，且其对民营企业的影响要大于国有企业<sup>[7]</sup>。滕磊（2020）认为数字普惠金融发展在一定程度上确实对中小企业融资约束具有缓解效应，且相对国有中小企业民营中小企业的缓解效应更为明显<sup>[8]</sup>。喻平和豆俊霞（2020）以 2011-2018 年我国中小企业上市公司作为研究样本，研究发现数字普惠金融对企业的融资约束缓解作用显著，但是对不同的企业的和地区影响存在差异性。比如对所有企业而言，在非国有中小企业和高技术中小企业中作用明显，在制度环境较好的地区对中小企业融资约束积极作用更显著<sup>[9]</sup>。

本文基于对相关文献的研究，拟着重考察数字普惠金融的发展对于中国企业技术创新的影响，基于我国 2011-2018 年 31 个省市的数据通过实证检验数字普惠金融的发展和企业的技术创新之间的关系；基于我国 2014-2018 年 A 股上市企业数据研究数字普惠金融对企业的技术创新的企业异质性。通过本文的研究可以进一步加强我们对数字普惠金融促进企业技术创新的认知，在建设创新型国家的过程中为我们如何提高企业技术创新提供新的思路，从而不仅可以培养创新型人才、加强创新型教育和政策鼓励等方面来提高企业技术创新，也可以从发展数字普惠金融这一角度来促进企业技术创新。

## 二、理论机制

数字普惠金融增加企业技术研发的融资可获得性、降低企业融资成本、解决融资信息不对称等方面促进企业技术创新。

### 1. 增加融资可获得性

企业技术创新受到阻碍的重要原因就是没有稳定持续的融资渠道而导致了企业的融资约束，而对于民营企业来说，由于发展规模有限、财务透明度较低等原因，受到的融资约束往往会大于国有企业。由于国有企业和民营企业对利润的追求和背景的不一致，也会使得它们受到的融资约束不一样。数字普惠金融提升了金融交易的便利性，扩大了金融可触范围，各类互联网保险服务吸引了大量零散资金进入金融市场，增加了金融市场的资金供给，在一

一定程度上为解决融资困境提供了支持。

区别于传统金融，数字金融可以更好对企业进行全方位的评估，从而使企业更容易获得融资。King 和 levine (1993) 通过研究发现，金融中介可以在事前评估企业的技术创新能力，进而降低金融中介的评估成本，对企业的融资约束也能在一定程度上有所缓解<sup>[10]</sup>。喻平等 (2020) 研究发现数字普惠金融对企业的融资约束缓解作用显著，但是对不同的企业和地区影响存在差异性<sup>[8]</sup>。数字普惠金融是数字技术与传统普惠金融的有机融合，数字普惠金融的发展给现有企业技术创新提供了一种全新的融资途径，扩大了资金来源，可以非常有效地缓解企业技术创新的融资约束。

## 2. 降低企业融资成本

传统金融由于信息不对称，信贷审核成本高，导致企业融资成本高。数字普惠金融基于大数据分析，可以对企业进行精确的风险评估。谢珣丽等 (2018) 认为数字金融依托于大数据，能够用较小的成本对企业进行风险评估，从而降低企业融资成本<sup>[11]</sup>。传统金融机构倒因为营业网点开设和人工服务而提高融资成本，限制金融服务提供范围。数字普惠金融不仅可以降低融资成本和服务门槛，还能在减少物理网点的情况下增加营业时间，在大数据下，信贷服务更加便捷，进而降低企业外部融资成本。基于美国住房信贷数据，Fuster 等 (2019) 研究发现，借助于数字技术可以将贷款审批速度提高 20% 左右，并且不会增加贷款的违约风险，进而可以降低企业的融资成本和时间成本<sup>[12]</sup>。数字普惠金融还可以对各个环节的效率有效提升，因此数字普惠金融融资的周期会比传统金融的融资周期短，借助于科技手段对于一个企业的判断会更加客观，在庞大数据库的中有效的匹配合适的交易规模，可以有效降低企业融资的时间成本。

## 3. 有效解决融资信息不对称的问题

传统金融市场，由于金融机构获得企业的财务信息等就会产生大量的成本，而这些成本最终还是由企业承担，即便如此，信息不对称还可能会阻碍企业获得融资。由于企业研发创新是企业核心竞争力的体现，也是企业发展的重要战略，也关乎企业未来的专利研究，在融资时企业不会透露太多核心的内容，也会导致金融机构与企业之间的信息不对称。魏志华等 (2014) 则认为规模大的企业拥有更高的财务透明度和竞争力，可以降低信息不对称的影响，但是小企业对金融市场环境更加依赖<sup>[13]</sup>。

随着数字金融的发展，金融机构可以利用数字技术更好的甄别风险和筛选企业信息，不仅可以降低前期的调查成本还可以在在一定程度上减少信息不对称。梁榜等 (2018) 通过研究发现数字普惠金融可以利用在信息收集方面的独有优势，更好更快地筛选企业信息，帮助企业有效的降低信息不对称的影响<sup>[14]</sup>。

假设 H1：数字普惠金融的发展能够促进企业技术创新，数字普惠金融发展的越好，就能更好地提高企业技术创新。

## 2.4 数字普惠金融的发展对企业技术创新的异质性

从地区来看，东部地区经济发达，企业相对拥有更充足的资金和融资渠道，受到的融资约束相对就会小，中部地区经济较发达，相对于西部地区匮乏的资金和融资渠道，中部地区受到的融资约束也会较小，而对于不发达的西部地区，大都是一些小规模的企业，没办法依靠自身获得全部的资金，数字普惠金融在一定程度上解决了西部地区企业面临的这一困境。

从企业规模来看，相比于大企业，中小企业拥有的资产更少，财务状况的透明度较低，

由此会造成更大的信息不对称,受到的融资约束更大,数字普惠金融的发展为中小企业开辟了一条新的融资渠道,在一定程度上可以更好地帮助中小企业缓解融资约束。由此,提出:

假设 H2: 数字普惠金融的发展对企业技术创新的促进作用存在异质性,数字普惠金融对于企业技术创新的作用会因为地区经济发展程度和企业自身发展的不同而不同。

### 三、实证分析

#### (一) 计量模型

为了验证数字普惠金融对企业技术创新的影响,本文设定的基准回归模型如下:

$$\ln IN_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln DIFI_{it} + \varphi \ln X_{control} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

上式中的下标  $i$  和  $t$  分别表示第  $i$  个省份第  $t$  年的数据,  $IN$  为被解释变量表示企业技术创新。解释变量  $DIFI$  代表数字普惠金融发展程度。 $X_{control}$  为控制变量。 $\mu_i$  和  $\gamma_t$  分别代表地区效应和年份效应,  $\beta_0$  是常数项,  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。

#### (二) 变量选取与数据来源

##### 1. 被解释变量

企业技术创新 ( $IN$ ), 已有文献表明, 较多的学者从产出角度选取专利数量代表企业的技术创新能力 (Griliches, 1979; 周黎安和罗凯, 2005; 滕磊和徐露月, 2020), 本文的企业创新能力用省级的年度专利申请数量来衡量, 选用申请数量而非授权数量的主要原因是专利申请到授权还需要一段时间, 授权机构也是决定授权的因素之一。

##### 2. 解释变量

数字普惠金融 ( $DIFI$ ), 本文参考郭峰等 (2019) 发布的发布的数字普惠金融发展指数来代表各省域数字普惠金融发展程度<sup>[15]</sup>。从数字普惠金融的总指数 ( $Inag$ ) 来构建指标。

##### 3. 控制变量

传统金融发展水平 ( $IF$ )。传统金融的发展水平在很大程度上会影响数字普惠金融的发展, 考虑到数据的可得性, 选取金融机构存贷款总额与 GDP 的比值来表示各省域的传统金融发展水平。

人力资本存量 ( $Human$ )。通过提高对人才的培养, 最终推动企业技术创新的增长。本文人力资本存量用全国 6 岁及以上人口的平均受教育年限与实体经济部门从业人员数量的乘积来衡量, 其中  $pri$ 、 $jun$ 、 $sen$ 、 $col$  分别表示小学、初中、高中以及大专以上受教育人口占六岁以上人口的比重,  $L$  表示就业人员数, 即  $human = (6 * pri + 9 * jun + 12 * sen + 16 * col) * L$ 。

对外开放水平 ( $Open$ )。对外开放水平越高, 可以引进更多国外先进技术与资源进入当地, 流入本地的国外资本也会更多, 可以在一定程度上缓解企业的融资约束, 促进企业技术创新。本文中当地的对外开放程度用外商直接投资与 GDP 的比值来表示。

由于本文选取的变量数据之间的差异较大, 被解释变量和人力资本存量数值较大, 传统金融发展水平是两个数据之间的比值, 为了消除实证过程中数据之间可能产生的异方差的影响, 本文将各变量作对数处理。各变量的统计描述见表 3.1。

本文的解释变量数字普惠金融数据主要来源于北京大学数字金融研究中心, 被解释变量企业技术创新数据主要来源于 2011-2018 年的《中国统计年鉴》, 控制变量数据主要来源于 2011-2018 年《中国统计年鉴》、中国国家统计局、Wind 金融终端数据库和 EPS 全球统计数据平台等。各变量的具体说明以及数据来源见表 3.2。



表 3.1 变量描述性统计

变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
lnIN	248	10.424	1.615	5.136	13.585
lnInag	248	5.064	.679	2.786	5.934
lnIF	248	1.104	.324	.417	2.096
lnHuman	248	9.768	.918	6.799	11.137
lnOpen	248	-1.444	.825	-3.066	.62

表 3.2 变量说明及数据来源

类型	变量符号	变量名称	数据来源
被解释变量	IN	企业技术创新	中国科技部和中国国家统计局
解释变量	Inag	总指数	北京大学数字金融研究中心
控制变量	IF	传统金融发展水平	EPS 全球统计数据平台
	Human	人力资本存量	《中国统计年鉴》、Wind 金融终端数据库
	Open	对外开放水平	中国国家统计局

### （三）基本回归结果分析

本文使用的是短面板数据，所以不需要进行单位根和协整检验。由于各个地区与年份之间可能会存在很大的异质性，而这种异质性难以观测和度量，同时这些因素对企业技术创新可能存在不同程度的影响，为消除这类非观测因素对实证估计结果产生的偏差，本文利用面板固定效应模型进行估计，并把控制变量加入进行逐步回归，以确保得到数字普惠金与企业技术创新之间稳定的关系。表 3.3 报告了总指数与企业技术创新的基本回归结果。

从表 3.3 的实证结果可以看出，在逐步回归的过程中，解释变量的显著性一直很高，数字普惠金融总指数（以下简称总指数）的估计系数一直为正，在逐步加入控制变量的过程中，总指数的估计系数也逐渐趋于稳定，列（4）为同时控制了地区固定效应、年份固定效应以及各个控制变量后得到的实证估计结果，结果表明总指数的系数在 1%的水平上显著为正，即总指数与企业技术创新存在显著正相关关系。回归结果的具体含义为：在传统金融发展水平、人力资本存量和对外开放水平保持固定不变时，总指数每提高 1%，会引起企业技术创新增加 0.35%。这表明随着数字普惠金融的发展是影响我国企业技术创新的重要因素之一，总指数发展水平越高，意味着数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度发展越好，有效增加了企业融资的渠道，因此会在一定程度上缓解企业的融资约束，进而促进企业技术创新。

传统金融发展水平（IF）对于企业技术创新的影响在逐步回归的过程中显著性水平有所下降，但它估计系数一直为正，表明传统金融发展水平对企业技术创新的边际影响递减，随着数字普惠金融的发展，传统金融对于企业技术创新的影响会下降。对外开放水平（Open）对于企业技术创新的影响在 1%的水平上显著为正，在控制其他变量不变的情况下，对外开

放水平每提高 1%，企业技术创新会增长 0.37%，对外开放水平的提高，会促进国外资本的流入，从而增加企业的融资来源。此外，人力资本存量对企业技术创新的解释程度不高，但它的估计系数显示为正，说明人力资本存量对企业技术创新具有促进作用。

表 3.3 总指数与企业技术创新的基本回归结果 (OLS)

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
lnInag	0.574*** (0.0264)	0.367*** (0.0589)	0.343*** (0.0604)	0.350*** (0.0645)
lnIF		1.377*** (0.371)	1.252*** (0.331)	0.731* (0.426)
lnHuman			0.634 (0.558)	0.432 (0.541)
lnOpen				0.370*** (0.0852)
Constant	7.515*** (0.135)	7.046*** (0.274)	1.113 (5.271)	4.157 (5.190)
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
调整的 R <sup>2</sup>	0.687	0.736	0.745	0.773

注：括号内为标准差；\*\*\*、\*\*、\*代表估计系数分别在 1%、5%和 10%的水平上显著

通过对数字普惠金融与企业技术创新的实证结果分析，证明假设 1 成立。

#### 四、稳健性检验

尽管本文已经控制了一些偏好性因素，但仍不可避免地存在内生性。为了检验前文相关结果的可靠性和稳健性，本文试图从解决模型中的这些问题出发，对上节基本回归所得的实证结果进行稳健性检验。

##### 1. 动态面板 GMM 估计

本部分在借鉴相关文献研究方法的基础上，尝试将核心解释变量数字普惠金融总指数取其滞后一期作为工具变量，采用动态面板 GMM 估计进行再次估计和分析，对上节中基本回归所得的实证结果进行稳健性检验。

表 3.4 数字普惠金融总指数稳健性检验

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnIN	lnIN	lnIN	lnIN
lnInag	1.590*** (0.266)	1.985*** (0.272)	0.637*** (0.145)	0.410*** (0.128)
lnIF		-1.397*** (0.314)	1.302*** (0.186)	0.593*** (0.174)
lnHuman			1.622*** (0.0612)	1.454*** (0.0548)
lnOpen				0.536*** (0.0593)
Constant	2.132 (1.405)	1.626 (1.347)	-10.17*** (0.769)	-5.772*** (0.833)
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R-squared	0.175	0.253	0.823	0.871

注：括号内为标准差；\*\*\*、\*\*和\*分别表示参数估计在 1%、5%和 10%的显著水平下显著

表 3.4 为动态面板 GMM 估计结果。结果显示数字普惠金融总指数及分级指数对企业技术创新均有显著的正向促进作用,但内生项会使数字普惠金融对企业技术创新的促进作用被低估。传统金融发展水平、人力资本存量、对外开放水平的估计系数都是显著为正,传统金融发展水平和对外开放水平的动态面板 GMM 估计和基本回归结果一致,人力资本存量在动态面板 GMM 估计的结果显著为正,这可能是由于人才对技术创新的促进作用在初期没有传统金融发展水平和对外开放水平明显。总体来看,运用动态面板 GMM 进行稳健性检验得到的估计结果支持了前文的主要结论。

## 2. 工具变量法

通过阅读文献,本文借鉴谢珣丽等(2018)文章的做法,选取合适的工具变量以减少内生性问题对实证结果的干扰,通过两阶段最小二乘法(2SLS)进行检验,本文利用《中国互联网发展报告》公布的互联网普及率,将其作为模型中数字普惠金融的工具变量。互联网普及率跟数字普惠金融存在着较强的关联和相似性,互联网普及率一定程度上代表数字技术的发展程度,数字普惠金融是依托于数字技术发展,可以说,互联网普及率对于数字普惠金融的影响必然是外生的。

表 3.5 工具变量的两阶段最小二乘法实证结果

IV: lnInt Variable	(1) lnIN	(2) lnIN	(3) lnIN	(4) lnIN
lnInag	1.678*** (0.216)	2.520*** (0.344)	1.407*** (0.202)	0.802*** (0.137)
lnIF		-2.202*** (0.506)	0.314 (0.294)	0.215 (0.196)
lnHuman			1.368*** (0.089)	1.350*** (0.0632)
lnOpen				0.487*** (0.982)
Constant	1.924* (1.116)	0.093 (1.528)	-10.42*** (0.907)	-6.35*** (0.982)
地区固定效应	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有
R-squared	0.4182	0.4191	0.6803	0.8407
第一阶段回归结果				
工具变量	1.733*** (0.147)	1.684*** (0.172)	1.512*** (0.175)	1.892*** (0.200)
F 值	138.28	68.06	44.04	36.56
Roubust z-statistics in parentheses:***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1				

注: 括号内为标准差; \*\*、\*和\*分别表示参数估计在 1%、5%和 10%的显著水平下显著

表 3.5 报告了使用互联网普及率构建工具变量并采用 2SLS 进行检验的回归结果。判断互联网普及率是否为合适的工具变量:一是工具变量和内生变量强相关;二是工具变量与决定因变量的其他因素不相关。在 2SLS 第一阶段的回归结果中可以发现,lnInt 的 P 统计值为 0.0000,该统计值显著地拒绝了识别不足检验的原假设,说明工具变量与数字普惠金融这一内生变量之间确实存在较强的相关性,证明了上述模型中不存在弱工具变量问题,且 F 统计值大于 10,满足工具变量基本条件。在工具变量第二阶段回归结果中,数字普惠金融的估计系数均显著为正,表明本文的结论依旧是成立的,数字普惠金融的发展可以促进企业技术创新。

## 3. 企业技术创新的再度量

已有文献主要从投入和产出两个角度衡量企业技术创新，基准回归中，从产出角度选取专利申请数量测度企业技术创新。在稳健性回归中，从投入角度选取 RD 经费投入强度对企业技术创新进行再度量，RD 经费投入强度与企业技术创新息息相关，该指标能很好地反映企业技术创新。

表 3.6 稳健性检验结果

Variable	(1) RD	(2) RD	(3) RD	(4) RD
lnInag	0.132*** (0.0251)	0.123*** (0.0314)	0.125*** (0.0301)	0.127*** (0.0298)
lnIF		0.0585 (0.164)	0.0682 (0.161)	-0.0878 (0.174)
lnHuman			-0.0488 (0.197)	-0.109 (0.187)
lnOpen				0.111** (0.0499)
Constant	0.900*** (0.127)	0.880*** (0.150)	1.337 (1.898)	2.248 (1.809)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.311	0.312	0.312	0.335

注：括号内为标准差；\*\*\*、\*\*和\*分别表示参数估计在 1%、5%和 10%的显著水平下显著。更换因变量后的具体结果见表 3.6，可以看出，该结果与表 3.3 基本回归结果基本一致，数字普惠金融的估计系数在 1%显著性水平下显著为正，表明数字普惠金融的发展可以促进企业技术创新的结论依旧成立。

## 五、异质性分析

## 1. 地区异质性检验

根据地区经济发展状况的不同，将区域分成东中西<sup>1</sup>三个子样本进行讨论，以便得到更为准确的描述结果。表 3.7 为分样本变量的描述性统计。

表 3.7 分样本变量的描述性统计

变量	东部地区			中部地区			西部地区		
	平均值	最小值	最大值	平均值	最小值	最大值	平均值	最小值	最大值
lnIN	11.408	7.306	13.59	10.61	9.011	12.24	9.40	5.136	12.03
lnInag	5.223	3.479	5.934	5.016	3.199	5.767	4.95	2.786	5.709
lnIF	1.215	.618	2.096	.875	.50	1.367	1.154	.417	1.927
lnHuman	10.046	8.313	11.14	10.18	9.156	11.01	9.238	6.799	10.65
lnOpen	-.605	-2.16	.62	-1.80	-2.402	-1.06	-1.978	-3.066	-.55

此次分析有效样本总量为 248 个。其中东部地区有效样本量为 88 个，中部地区有效样

<sup>1</sup> 根据《中国科技统计年鉴》，东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南 11 个省；中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 个省；西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古、西藏 12 个省。



本量为 64 个，西部地区有效样本量为 96 个。

根据表 3.1 和表 3.7 可以看出，做对数处理后全国企业技术创新的平均值为 11.408，东中部地区均高于全国的平均水平，只有西部地区为 9.4 低于全国平均水平。东部地区的数字普惠金融总指数高于全国平均水平；中西部地区的总指数略低于全国平均水平。东西部地区传统金融发展水平高于全国平均值，中部地区是低于全国平均水平的。只有西部地区人力资本存量平均值低于全国平均值。东部地区的对外开放水平高于全国平均值，中西部地区比全国平均值低。表明不同地区变量之间存在着异质性。

根据上述分析将数字普惠金融总指数从宏观角度进行地区异质性的分析。表 3.8 报告了数字普惠金融地区异质性结果检验。

由表 3.8 可以看出，东部地区和西部地区总指数的估计系数均在 1% 的显著水平下显著为正，中部地区估计系数不显著为正，表明总指数对企业技术创新有正向的促进作用。西部地区总指数的估计系数高于东部地区和中部地区，这可能是由于西部地区经济较为落后，企业能获得的资本较少，所以数字普惠金融总指数对于西部地区企业技术创新的促进作用最为显著。中部地区总指数平均值低于全国平均水平，经济相对于西部地区也比较发达，企业通过其他途径获得资本的可能性较高，所以总指数对于中部地区企业技术创新的促进作用不显著。

在中西部地区，传统金融发展水平对企业技术创新的影响显著为正，中部地区估计系数在 10% 的显著水平下显著，西部地区估计系数在 1% 的显著水平下显著，在东部地区不显著为正，这可能是因为在东部地区，数字金融已经渐渐代替传统金融，而对于西部地区来说传统金融依旧重要。人力资本存量在中部地区呈现反向促进作用且在 10% 的显著性水平下显著，在东西部地区的估计系数不显著为正，这可能是由于东部地区经济发达，工作机会、发展前景和工资都可以吸引大量的人才前往，西部地区也因为人才引进政策吸引了很多的人才前往，虽然西部地区的人力资本存量还暂时落后于全国，相信随着“西部计划”的继续实施，会渐渐缩小西部地区与其他地区的差距。在东部地区和西部地区，对外开放水平的估计系数在 1% 的显著水平下显著为正，在中部地区，估计系数为正但不显著，这可能是由于东西部地区大都是沿海和边境地区，受到对外开放水平的影响会比中部地区大，所以东西部地区的估计系数也会比中部地区大。

3.8 数字普惠金融总指数地区异质性检验结果

Variable	东部 lnIN	中部 lnIN	西部 lnIN
lnInag	0.304*** (0.0849)	0.118 (0.0733)	0.362*** (0.0841)
lnIF	0.103 (0.504)	2.746* (1.350)	0.747** (0.267)
lnHuman	1.239 (0.806)	-0.924* (0.428)	1.052 (0.809)
lnOpen	0.456*** (0.141)	0.00456 (0.267)	0.336*** (0.0794)
Constant	-2.474 (8.181)	17.03*** (3.191)	-2.311 (7.078)
R-squared	0.813	0.778	0.823

注：括号内为标准差；\*\*\*、\*\*和\*分别表示参数估计在 1%、5%和 10%的显著水平下显著

从宏观角度对地区异质性的实证检验,不难发现,在不同地区数字普惠金融对企业技术创新的影响存在着明显的差异,由此证明假设 2 成立。

## 2. 企业异质性检验

本文选取 2014-2018 年中国 A 股上市企业样本数据,从微观角度对数字普惠金融与企业技术创新的企业异质性进行实证检验。企业层面的数据来源于同花顺 iFinD。表 3.9 为各变量的具体含义和数据来源,解释变量在表 3.2 有详细说明,就不再赘述。为保证实证结果的准确性,样本中剔除了 ST、\*ST、退市、财务数据不全和样本期间新成立的企业。根据最终所得数据的资产规模,将样本数据三等分为大中小规模企业,研究数字普惠金融对企业技术创新的企业异质性。

表 3.9 变量说明及数据来源

类型	变量符号	变量名称	变量释义
被解释变量	IN	企业技术创新	研发费用/营业收入
控制变量	Lev	资产负债率	负债总额/资产总额
	ROA	企业绩效	利润总额/资产总额
	MF	管理费用率	管理费用/营业收入
	FA	固定资产比率	固定资产/资产总额
	Size	企业规模	资产总额取自然对数

表 3.10 报告了总指数的企业异质性检验结果。对于大规模企业,总指数和覆盖广度对企业技术创新的估计系数在 10%的水平上显著为正,对于中小企业,它们的估计系数在 1%的水平上显著为正,表明数字普惠金融对企业技术创新有正向的促进作用。但大规模企业的估计系数高于中小企业,这可能是对于大规模企业,融资渠道广,获得融资更加容易,所以估计系数大却没有那么显著。

3.10 数字普惠金融总指数企业异质性检验结果

Variable	large IN	mid IN	small IN
lnInag	35.26* (19.48)	12.23*** (1.220)	6.140*** (1.727)
Lev	-1.030 (2.509)	0.268*** (0.0597)	2.29e-06 (6.35e-06)
ROA	-200.0*** (57.22)	22.68*** (2.666)	15.09*** (3.304)
MF	4.289*** (0.500)	198.2*** (1.820)	71.38*** (0.117)
FA	-21.56 (24.55)	11.11*** (1.884)	-4.812** (2.175)
Size	-4.827 (3.706)	1.992*** (0.686)	0.618** (0.254)
Constant	-129.8 (112.9)	-103.5*** (8.713)	-41.17*** (9.518)
Observations	4,845	4,845	4,845
R-squared	0.019	0.713	0.987

注:括号内为标准差;\*\*\*、\*\*和\*分别表示参数估计在 1%、5%和 10%的显著水平下显著  
对于中等规模企业,资产负债率对企业技术创新的估计系数在 1%显著水平上显著为

正,对于小规模企业,估计系数不显著为正,而对于大规模企业估计系数不显著为负,这可能是因为中等规模企业相比于小规模企业更容易获得贷款,从而有更充足的资金进行研发活动,从而促进企业技术创新,而对于大规模企业,自身拥有充足的资金,所以贷款并不能帮助企业创新。

从微观角度对企业异质性的实证检验,不难发现,对不同企业数字普惠金融对企业技术创新的影响存在着明显的差异,由此证明假设 2 成立。

## 六、影响机制检验

从第二章的理论分析来看,数字普惠金融通过增加企业融资可获得性、降低企业融资成本和有效降低信息不对称程度来缓解企业融资约束,从而促进企业技术创新。为了更为完整地佐证本文理论机制的成立,出于部分机理数据较难获得和抽象难以衡量的考虑,本节仅对数字普惠金融通过缓解融资约束促进企业技术创新这一影响机制进行检验。本文通过运用温忠麟、叶宝娟(2014)文章中提出的中介效应检验流程<sup>[16]</sup>,对融资约束的中介效应进行检验,构建完整的中介效应模型,包含如下 3 个方程组:

$$\text{方程 1: } IN_{it} = c_0 + c \ln DIFI_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

$$\text{方程 2: } FC_{it} = a_0 + a \ln DIFI_{it} + \delta_i + \lambda_t + \xi_{it}$$

$$\text{方程 3: } IN_{it} = b_0 + c' \ln DIFI_{it} + b FC_{it} + \delta_i + \lambda_t + \theta_{it}$$

其中,  $FC_{it}$  表示企业  $i$  在  $t$  年的融资约束,本文选取 SA 指数来衡量企业融资约束,SA 指数是在 2010 年由 Hadlock 和 Pierce 提出的<sup>[17]</sup>,  $SA = 0.043 * Size^2 - 0.737 * Size - 0.04 * Age$ , Size 为资产总额取自然对数, Age 为观测年份减去企业成立年份,其他变量定义如前文所述。表 3.11 报告了数字普惠金融中介效应模型的机制检验结果。

表 3.11 数字普惠金融影响企业技术创新的机制检验

Variable	方程 1 IN	方程 2 FC	方程 3 IN
lnDIFI	2.992*** (0.577)	0.281*** (0.0141)	3.895*** (0.688)
FC			-3.209** (1.505)
常数项	-9.375*** (3.414)	1.066*** (0.0463)	-5.956 (4.130)
控制变量	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
调整的 R <sup>2</sup>	0.280	0.888	0.283
中介效应		0.902	
效应比例	间接效应/总效应=30.14%		

注:括号内为标准差;\*\*\*、\*\*和\*分别表示参数估计在 1%、5%和 10%的显著水平下显著

从中介效应的检验数据层面看,根据中介效应检验流程,第 1 步,检验系数  $c$  是否显著,  $c$  代表了数字普惠金融对企业技术创新的总效应,由表中方程 1 的结果可知,数字普惠金融的估计系数 ( $c=2.992$ ) 显著,说明中介效应是成立的,是进行中介效应后续分析的基础;第 2 步,依次检验方程 2 中的系数  $a$  和方程 3 中的系数  $b$  是否显著,根据表中对应的方程 2 和方程 3 的结果可以看出,数字普惠金融的估计系数  $a=0.281$ ,融资约束的估计系数  $b=-3.209$ ,分别在 1%和 5%的水平上通过了显著性检验,这意味着间接效应是显著的;第 3

步, 检验系数  $c'$  是否显著, 根据表中方程 3 的结果可知  $c'$  系数显著, 表明直接效应显著可能存在其他中介; 第 4 步, 比较  $ab$  和  $c'$  的符号, 由于  $ab < 0$ ,  $c' > 0$ ,  $ab$  与  $c'$  异号, 属于遮掩效应, 因此融资约束作为数字普惠金融影响企业技术创新的遮掩效应成立, 间接效应占总效应的比例的绝对值为 30.14% ( $ab/c$ )。

从中介效应的结果和具体含义来看, 首先, 从表 4.15 中方程 1 的结果可以看出, 数字普惠金融对企业技术创新具有显著的正向影响, 这符合前文的研究结论; 其次, 方程 2 的结果显示, 数字普惠金融对融资约束的影响为正, 与本文预期设想不符。可能的原因是随着数字普惠金融的发展, 虽然增加了企业的融资渠道和资金来源, 由于融资约束与企业的资产规模息息相关, 随着企业融资规模的扩大, 相应所受到的融资约束也会增加, 然而数字普惠金融实际对企业融资约束的缓解并没有企业规模增大所带来的融资约束大, 所以出现了数字普惠金融的发展对企业融资约束的影响为正的现象; 最后, 在方程 3 中控制了融资约束后, 融资约束估计系数为负验证了数字普惠金融通过缓解融资约束促进企业技术创新的机理, 根据中介效应流程, 分析得出了数字普惠金融通过降低企业融资约束来间接促进企业技术创新的结论。

## 七、结论与政策建议

本文通过利用 2011-2018 年, 8 年我国省级公开数据、和北京大学数字普惠金融发展指数和 2014-2018 年中国 A 股上市企业数据, 探讨数字普惠金融的发展对企业技术创新的影响, 得出主要的结论如下: (1) 从基本回归结果看, 数字普惠金融对于企业技术创新有显著的正向促进作用, 数字普惠金融作为一种新兴的融资渠道, 拓宽了企业外部融资资金的来源; (2) 从异质性分析结果看, 数字普惠金融的发展对企业技术创新的影响存在区域和企业异质性, 其中在中西部的促进作用更加显著, 对中小企业的促进作用也更加显著。

针对如上研究内容, 提出以下对策建议。

1. 加大力度发展数字普惠金融。根据前文理论和实证的分析, 数字普惠金融的发展可以显著促进企业技术创新, 应全面推动数字普惠金融的发展, 从区域异质性分析中可以看出, 数字普惠金融的发展在中西部地区没有达到全国平均水平, 有关部门应根据西部地区的实际发展情况, 重点关注中西部地区的基础科技设施。

第二, 推动完善法律法规。数字普惠金融作为一个新兴的融资方式, 在经济发展和改善民生中发挥着重要作用。各方面的法律法规都不成熟完善, 在保证消费者利益的前提下, 允许金融科技领域在一定范围内大胆创新, 为数字普惠金融的发展提供不竭的动力。

第三, 优化 RD 经费投入结构。主要优化 RD 经费投入来源, 近几年来, 企业投入占 RD 经费投入的比例越来越高, 而科研机构与高校等的贡献极低, 投入结构很不均衡, 加强财政 RD 经费的投入力度, 充分发挥政府资金对社会科技经费投入的引导和激励作用, 鼓励科研机构、高校和金融机构等多方合作, 共同推动 RD 经费的投入。

第四, 增强企业对数字普惠金融的接纳度。数字普惠金融作为一种新的融资渠道, 企业对于数字普惠金融存在的风险无法把控, 因此企业对于它的接受与了解都需要一个过程。作为数字普惠金融的供应方, 应积极主动向企业介绍, 增强企业对数字普惠金融的认知。



## 参考文献

- [1] 成学真, 龚沁宜. 数字普惠金融如何影响实体经济的发展——基于系统 GMM 模型和中介效应检验的分析[J]. 湖南大学学报(社会科学版), 2020, 34(03): 59-67.
- [2] 贺健, 张红梅. 数字普惠金融对经济高质量发展的地区差异影响研究——基于系统 GMM 及门槛效应的检验[J]. 金融理论与实践, 2020(07): 26-32.
- [3] 蒋长流, 江成涛. 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[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2020, 23(03): 75-84.
- [4] 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[J]. 当代经济科学, 2019, 41(05): 74-86.
- [5] 郑雅心. 数字普惠金融是否可以提高区域创新产出?——基于我国省际面板数据的实证研究[J]. 经济问题, 2020(10): 53-61.
- [6] 喻平, 豆俊霞. 数字普惠金融、企业异质性与中小微企业创新[J]. 当代经济管理, 2020, 42(12): 79-87.
- [7] 滕磊, 徐露月. 数字普惠金融对中小企业创新的影响研究[J]. 华北金融, 2020(08): 71-77.
- [8] 滕磊. 数字普惠金融缓解中小企业融资约束的机制与路径[J]. 调研世界, 2020(09): 27-35.
- [9] 喻平, 豆俊霞. 数字普惠金融发展缓解了中小企业融资约束吗[J]. 财会月刊, 2020(03): 140-146.
- [10] King R G, Levine R. Finance, entrepreneurship and growth[J]. Journal of Monetary Economics, 1993, 32(3): 513-542.
- [11] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 郭峰. 数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(04): 1557-1580.
- [12] Andreas Fuster, Matthew Plosser, Philipp Schnabl, James Vickery. The Role of Technology in Mortgage Lending[J]. The Review of Financial Studies, 2019, 32(5).
- [13] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2014(05): 73-80+95.
- [14] 梁榜, 张建华. 中国普惠金融创新能否缓解中小企业的融资约束[J]. 中国科技论坛, 2018(11): 94-105.
- [15] 郭峰, 王靖一, 王芳, 孔涛, 张勋, 程志云. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(04): 1401-1418.
- [16] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(05): 731-745.
- [17] Charles J. Hadlock, Joshua R. Pierce. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5).

## Research on the Impact of Digital Financial Inclusion on Enterprise Technological Innovation

Liu Huihuang, Yang Qiuqin

(School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha, Hunan Province, 410000)

**Abstract:** This paper selects the provincial panel data of China's 2011-2018 digital financial inclusion and corporate technology innovation, applies the fixed effects model to conduct empirical research, selects the micro data of China's A-share listed companies from 2014 to 2018 to conduct corporate heterogeneity analysis. And through the intermediary effect model to examine the mechanism of digital financial inclusion on corporate technological innovation, and draw the following conclusions: first, the development of digital financial inclusion can promote the improvement of corporate technological innovation capabilities; Second, the development of digital financial inclusion has regional and corporate heterogeneity in its impact on corporate technological innovation. The impact is significant in the central and western regions, not significant in the eastern region, significant impact on small and medium-sized enterprises, and not significant for large-scale enterprises. Third, through the analysis of the impact mechanism of digital financial inclusion and enterprise technological innovation, it is concluded that digital financial inclusion can indirectly promote enterprise technological innovation by alleviating financing constraints.

**Keywords:** Digital Inclusive Finance; Enterprise Technology Innovation; Technology Investment; Traditional Financial Development Level