

数字普惠金融对地区技术创新效率的影响研究

——基于地级市面板数据的实证分析

周少甫 陈亚辉 袁青青¹

【摘要】：基于我国 2011—2018 年地级市面板数据，实证分析了数字普惠金融发展对地区技术创新效率的影响。研究发现：数字普惠金融发展能够显著提高地区技术创新效率。数字普惠金融覆盖广度会显著提高技术创新效率，在中部地区和大中型城市数字普惠金融对技术创新效率的促进作用更强。数字普惠金融对技术创新效率的影响呈现出“倒 U 型”结构特征。随着技术创新效率的提高，数字普惠金融对技术创新效率的促进作用逐渐减弱。

【关键词】：数字普惠金融 技术创新效率 空间面板模型 门槛效应

【中图分类号】 F830.2 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1006-169X (2021) 05-0034-08

一、引言与文献综述

作为一种投资风险高、周期长和不确定性强的项目，技术创新离不开稳定的金融资源支持。但传统金融服务存在的诸多不足严重影响了企业资金可得性，限制了企业技术创新活动的开展。因此，如何优化金融资源配置以提高技术创新效率是实施创新驱动发展战略所面临的重要问题。近年来，信息技术的快速发展推动着普惠金融向数字化方向发展，普惠金融进入了新的发展阶段。数字普惠金融是指一切使用数字金融服务促进普惠金融的行动。具体来说，数字普惠金融是指使用数字化技术进行支付、转账、信贷等金融服务或交易。2010 年以来，数字普惠金融进入了以金融科技为主的全面发展阶段，数字技术与传统金融业务相结合共同推动数字普惠金融走向全面化。

随着数字普惠金融的全面发展，数字普惠金融所提供的金融服务呈现出服务范围更广，服务对象更加大众化、平民化，风险把控更加精准等特征。以上特征拓宽了金融服务的范围，提升了金融服务的效率，为提高地区技术创新效率提供了新的思路。已有研究认为：在宏观经济层面，数字普惠金融会对经济增长和社会保障等方面产生影响（张勋等，2019；汪亚楠等，2020）。在微观经济层面，数字普惠金融会影响居民消费差距（吕雁琴和赵斌，2019），居民创业（谢绚丽等，2019）等，会通过破解金融错配难题来促进企业和地区技术创新，并且这种促进效应在中西部和金融发展环境较差的地区更强（梁榜和张建华，2019；唐松等，2020）。但也有研究认为在经济发展水平更好的地区，数字普惠金融能够更大程度地促进技术创新（聂秀华，2020）。

金融发展是影响技术创新效率的重要因素之一（Ang, 2011）。技术创新项目的高风险特征所导致的信息不对称问题通常会使企业面临严重的融资约束，由此引致的金融资源错配会导致技术创新效率低下（Chowdhury & Min, 2012）。发展良好的金融体系会通过缓解信息不对称，提高金融资源配置效率等方式为技术创新项目提供资金支持，进而提高地区技术创新效率（解维敏和方红星，2011；负菲菲等，2019）。

通过梳理现有的文献可以发现，已有研究较少考虑数字普惠金融对地区技术创新效率的影响，尤其是考虑数字普惠金融对

¹**作者简介**：周少甫（1963-），湖北天门人，华中科技大学经济学院，博士，博士生导师，研究方向为计量经济学；陈亚辉（1997-），河南开封人，华中科技大学经济学院，硕士研究生，研究方向为计量经济学；袁青青（1995-），河南周口人，广东金融学院金融与投资学院，硕士研究生，研究方向为数字金融与货币政策。

技术创新效率的溢出效应。鉴于此，试图从理论和实证两方面厘清数字普惠金融与技术创新效率之间的关系。本文可能的边际贡献在于：第一，在考虑空间效应的情况下研究了数字普惠金融与技术创新效率之间的关系。第二，立足于各地区经济发展水平不平衡的现实状况，研究了数字普惠金融对技术创新效率的异质性影响。第三，考虑到金融服务数字化转型和技术创新效率提升的阶段性特征，考察了数字普惠金融对地区技术创新效率的结构性影响。

二、研究假设

（一）数字普惠金融与地区技术创新效率

数字普惠金融体系能够通过以下途径提升地区技术创新效率：

第一，数字普惠金融能够优化地区金融资源配置，缓解融资约束，进而推动技术创新效率的提升。作为一种新型金融模式，数字普惠金融利用数字技术，借助服务、场景等优势，能够及时有效地为受到传统金融服务排斥的“长尾群体”提供金融服务，为中小微企业的创新活动提供资金支持，进而有利于提高地区技术创新效率。第二，数字普惠金融能够通过降低贷款成本和减少信息不对称来促进地区技术创新效率的提高。云计算、大数据等数字技术的快速发展能够使金融机构有效地判断借款人的信用等级，减少借款人与贷款人之间的信息不对称，进而降低中小微企业的融资成本，为其开展技术创新活动提供资金支持，从而有助于地区技术创新效率的提升。此外，与传统金融服务不同，数字普惠金融天然不受时空限制，随着数字技术的发展和地区间经济发展联系日益紧密，数字普惠金融发展也能够通过外溢效应提升周边地区技术创新效率。综上，提出研究假设 1。

假设 1：数字普惠金融的发展不仅能够提升本地区技术创新效率，而且还会产生空间溢出效应。

（二）数字普惠金融、异质性与地区技术创新效率

数字普惠金融主要通过覆盖广度、使用深度和数字化程度三种渠道对地区技术创新效率产生影响。覆盖广度是指数字普惠金融的可及度。数字普惠金融覆盖广度越大，金融服务的触及性越强，企业就越能够通过互联网获取其所需的金融资源来开展技术创新活动，从而提高地区技术创新效率。其次，使用深度根据实际使用互联网金融服务量来衡量。多类型数字金融服务发展提高了数字普惠金融的使用深度，也为地区技术创新效率的提升提供了资金和资源的支持。最后，数字化程度是指数字普惠金融的便利化、信用化与实惠化。快捷的移动支付、无抵押品的信用支付和低成本的信用贷款无一不体现出数字普惠金融的数字化优点。数字化程度的提高有利于提高资金的靶向性，进而提升地区技术创新效率。基于此，提出研究假设 2。

假设 2：数字普惠金融通过覆盖广度、使用深度和数字化程度对地区技术创新效率产生影响。

由于各个地区的经济发展水平、要素资源禀赋等方面各不相同，数字普惠金融对技术创新效率的影响可能存在差异。具体来说，在经济发展水平更高、要素资源更丰富的东部地区，金融市场更加完善，金融资源能够通过完善的金融市场合理配置到其所需要的地方，企业进行技术创新所面临的融资约束较小，数字普惠金融对于促进地区技术创新效率起着“锦上添花”的作用。而对于初始禀赋条件相对较差、金融市场发展不够完善的中西部地区来说，数字普惠金融为这些地区开展技术创新活动提供了必要的资金支持，降低了资金使用成本，能够在更大程度上提高地区技术创新效率。基于此，提出研究假设 3。

假设 3：数字普惠金融对地区技术创新效率的驱动作用存在差异，并且在中西部地区驱动作用更强。

数字普惠金融发展的不同阶段，对技术创新效率的影响程度也会有所不同。在数字普惠金融发展初期，数字基础设施建设相对滞后，数字普惠金融对技术创新效率的促进效应十分有限。随着数字普惠金融和数字技术的发展，数字金融服务能够缓解信息不对称，提高金融资源配置效率，进而提高技术创新效率。而随着数字普惠金融的进一步发展，数字普惠金融发展相对成

熟，金融资源能够较为合理的配置。对于提高技术创新效率来说，金融资源不是促使其快速提高的关键因素。因此，数字普惠金融对技术创新效率的边际作用会有所下降。此外，数字金融风险因素不断累积也会影响数字普惠金融对技术创新效率的促进作用。基于此，提出研究假设 4。

假设 4：数字普惠金融对地区技术创新效率的影响呈现出“倒 U 型”的结构特征。

在技术创新效率的不同阶段，数字普惠金融对技术创新效率的影响程度也有所不同。在技术创新效率较低的时期，技术创新所需资金的配置扭曲程度相对较高，创新主体会因为资金限制而无法开展创新活动。在这一时期，数字普惠金融发展能够在更大程度上促进地区技术创新效率的提高。而当地区技术创新效率不断提高时，金融资源配置也趋于合理，资金问题可能不是限制其提高的主要因素。仅仅依靠金融这一方面很难提高技术创新效率，需要多方面因素共同提高技术创新效率。基于此，提出研究假设 5。

假设 5：数字普惠金融对技术创新效率的影响随着技术创新效率的提高而不断减少。

三、研究设计

(一) 模型设定

为考察数字普惠金融对技术创新效率的影响及其空间溢出效应，本文使用空间杜宾模型进行实证分析，并设定如下形式的实证模型：

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \varphi \sum_{j=1}^N W_{ij} x_{jt} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， y_{it} 为技术创新效率指标， x_{it} 为数字普惠金融和政府干预程度、产业结构、人力资本水平、经济发展水平、外商直接投资、基础设施等控制变量， W_{ij} 为空间权重矩阵， μ_i 表示地区固定效应， ε_{it} 为随机干扰项。

本文使用以下两种权重矩阵进行实证分析：（1）地理权重矩阵；

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (2)$$

其中， d_{ij} 为 i 市与 j 市之间的距离。

（2）经济权重矩阵；

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|P_i - P_j|}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (3)$$

其中, P_i 表示 i 市 2011—2018 年人均 GDP 的均值。在基准分析中, 使用行标准化后的地理权重矩阵进行回归分析。

(二) 变量选取与数据来源

被解释变量: 地区技术创新效率。地区技术创新效率测算属于多投入多产出问题, 使用数据包络分析方法 (DEA) 对地区技术创新效率进行测算。借鉴 Tone (2001) 提出的 DEA-SBM 模型对地区技术创新效率进行测算。本文选取科教支出和科研人员数量作为投入指标, 专利授权量作为产出指标, 计算得出地区技术创新效率。此外, 计算出 CCR 和 BCC 模型下的技术创新效率用作稳健性检验。

解释变量: 数字普惠金融。采用郭峰等 (2020) 编制的地级市层面的数字普惠金融指数作为数字普惠金融的代理变量。此外, 使用数字普惠金融指数中覆盖广度、使用深度以及数字化程度三个子指标深入考察数字普惠金融的异质性影响。

表 1 主要变量描述性统计

变量	定义	变量符号	样本量	均值	标准差
技术创新效率 (SBM)	上文测算	eff	2200	23.2517	18.5313
技术创新效率 (BCC)	上文测算	bcc	2200	27.6745	20.2570
技术创新效率 (CCR)	上文测算	ccr	2200	15.7996	17.8518
数字普惠金融指数	上文定义	index	2200	155.8651	62.0142
数字普惠金融广度指数	上文定义	width	2200	146.2161	59.3106
数字普惠金融深度指数	上文定义	depth	2200	154.1239	65.2457
数字普惠金融数字指数	上文定义	digit	2200	190.8938	80.9656
政府干预程度	财政支出/GDP	gov	2200	17.0451	8.3649
产业结构	第二产业增加值/GDP	second	2200	48.0518	11.6355
人力资本水平	中学生在校人数	edu	2200	20.4589	24.3113
经济发展水平	人均 GDP	pgdp	2200	6.4506	3.6107
外商直接投资	外商直接投资存量	fdi	2200	206.1185	504.9566
基础设施	人均道路占有面积	basic	2200	5.0731	6.3823

基于数字普惠金融指数和地区数据的可得性, 本文使用 2011—2018 年 275 个地级市数据进行实证研究。其中城市专利数据来自于中国研究数据服务平台。数字普惠金融指数来自于《北京大学数字普惠金融指数 (2011—2018 年)》。其余数据来自于《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》以及中经网数据库。在选定 2011 年为基期的基础上, 对名义变量进行了价格指数平减, 并对缺失数据使用插值法进行补充。在实证分析中, 对所有变量进行对数化处理。主要变量的描述性统计如表 1 所示¹。

(三) 空间相关性分析

对 2011—2018 年技术创新效率和数字普惠金融进行 Moran 空间相关性检验结果如表 2 所示, 技术创新效率和数字普惠金融指数的 Moran 指数均显著为正。这说明在样本期内各城市技术创新效率和数字普惠金融存在一定的正向空间相关性。

表 2 空间相关性检验结果

年份	技术创新效率	数字普惠金融
2011	0.052***	0.034***
2012	0.050***	0.058***
2013	0.077***	0.044***
2014	0.098***	0.012***
2015	0.087***	0.047***
2016	0.067***	0.039***
2017	0.063***	0.029***
2018	0.051***	0.048***

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平下显著。（下同）

四、实证分析

（一）数字普惠金融对技术创新效率影响的实证结果

表 3 对数字普惠金融和地区技术创新效率的基准关系进行了实证检验。表 3 第一列为固定效应面板模型，回归结果显示数字普惠金融对地区技术创新效率的回归系数显著为正，说明数字普惠金融的发展能够显著提升地区技术创新效率。使用空间杜宾模型得到的回归结果如表 3 第二列所示，在控制其他变量后，数字普惠金融对地区技术创新效率的回归系数显著为正，说明与数字技术相结合的普惠金融能够通过拓宽金融服务范围，优化金融资源配置效率，缓解借贷双方信息不对称为技术创新效率的提升提供资金和资源的支持，验证了前文理论分析中所提出的假设 1。表 3 后两列分别报告了空间自回归模型和空间误差模型下的回归结果，可以看出数字普惠金融的回归系数显著为正，说明模型结果比较稳健。

表 3 基准模型回归结果

变量	面板模型	空间杜宾 模型	空间自回 归模型	空间误差 模型
lnindex	0.423*** (0.049)	0.220*** (0.0714)	0.073** (0.031)	0.275*** (0.064)
w1×eff		0.888*** (0.029)	0.880*** (0.028)	
w1×e				0.903*** (0.026)
w1×lnindex		-0.034 (0.167)		
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	2200	2200	2200	2200

注：括号内为变量系数的标准误。（下同）

在空间杜宾模型下，技术创新效率空间项的回归系数显著为正，说明周边地区技术创新效率的提高会通过知识扩散等溢出效应提高本地区技术创新效率。数字普惠金融空间项对技术创新效率的回归系数为-0.034，但在5%的水平下不显著，说明数字普惠金融不会对周边地区技术创新效率产生显著影响。对此可能的解释是：一方面，周边地区数字普惠金融的发展会通过互联网等渠道跨时空地为本地区提供金融服务，改善本地区金融市场环境，提升本地资金的可及度和使用效率，进而提高本地技术创新效率；另一方面，在短期内金融资源有限，邻近地区数字普惠金融的发展会与本地区金融市场形成竞争，金融行业的过度竞争会导致整体运行效率下降，会进一步挤出金融机构对企业的技术创新研发资金，削弱数字普惠金融对本地技术创新活动的支持力度，进而抑制技术创新效率的提高。综合来看，数字普惠金融对技术创新效率的外溢效应并不显著。

在空间计量模型中可以使用偏微分将数字普惠金融对技术创新效率的影响分解成直接效应、间接效应和总效应。表4报告了空间杜宾模型下数字普惠金融的空间效应分解结果。通过表4可以看出，数字普惠金融对技术创新效率的直接效应显著为正，但数字普惠金融的间接效应并不显著，说明本地区技术创新效率的提高主要受益于本地区数字普惠金融的发展。

表4 空间效应分解结果

变量	直接效应	间接效应	总效应
lnindex	0.228*** (0.073)	1.452 (1.394)	1.680 (1.391)
控制变量	是	是	是

(二) 异质性分析

为探究数字普惠金融发展对技术创新效率提高的异质性影响。从覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度考察数字普惠金融对技术创新效率的影响，回归结果见表5。从表5可以看出，数字普惠金融覆盖广度的回归系数显著为正，说明覆盖广度能够显著提高地区技术创新效率，这也验证了理论分析中的假设2。而使用深度和数字化程度的回归系数并不显著，说明这两个指标对地区技术创新效率没有显著影响。出现这种情况的原因可能是我国数字普惠金融尚处于发展初期，数字化基础设施不够完善，数字普惠金融使用深度和数字化程度发展水平较低（汪亚楠等，2020），因此两者对技术创新效率的提高没有显著影响。

表5 分维度基准模型回归结果

变量	覆盖广度	使用深度	数字化程度
lnbread	0.100*** (0.034)		
lndepth		0.071 (0.051)	
lndigit			-0.042* (0.023)
w1×eff	0.886*** (0.029)	0.886*** (0.029)	0.887*** (0.029)
w1×lnbread	-0.282* (0.151)		
w1×lndepth		0.008	

		(0.073)	
w1×ln digit			0.090 (0.068)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
样本量	2200	2200	2200

考虑到我国地区间经济发展水平、资源禀赋等因素的差异，将总样本划分为东部地区、中部地区和西部地区样本进行回归分析，得到的回归结果如表 6 所示。可以看出，在东部地区数字普惠金融的回归系数为负，但并不显著，而在中部地区数字普惠金融回归系数显著为正。说明数字普惠金融能够显著提升中部地区技术创新效率，但对东部地区技术创新效率没有显著影响，这与假设 3 相符合。而在西部地区，数字普惠金融的回归系数并不显著。西部地区创新要素相对匮乏、制度环境相对较差，虽然数字普惠金融为西部地区开展技术创新活动提供了资金支持，但其他方面的不足可能制约了数字普惠金融对技术创新效率的促进作用。从空间效应上看，技术创新效率的空间项系数显著为正，说明在三个地区内部技术创新效率存在正向空间外溢性。数字普惠金融的空间项系数并不显著，说明数字普惠金融对技术创新效率的外溢效应并不明显。

表 6 地区异质性回归结果

变量	东部地区	中部地区	西部地区
lnindex	-0.026 (0.176)	0.597*** (0.130)	-0.041 (0.105)
w1×eff	0.777*** (0.049)	0.729*** (0.055)	0.780*** (0.046)
w1×lnindex	0.330 (0.326)	-0.354 (0.238)	0.243 (0.201)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
样本量	784	800	616

为进一步研究不同城市规模下数字普惠金融对技术创新效率的影响，将 275 个城市划分为四类²：特大城市、大城市、中等城市和小城市。对不同规模城市样本进行回归分析得到的结果如表 7 所示。可以看出，在大城市和中等城市中数字普惠金融回归系数显著为正，而在特大城市和小城市中，数字普惠金融回归系数并不显著。可能的原因是，一方面，特大城市金融发展水平高，多样的金融服务基本可以满足企业融资需求，企业面临的融资约束较小。另一方面，特大城市的技术创新效率水平相对较高，数字普惠金融对技术创新效率的促进作用会在一定程度上受到边际收益递减规律的制约。因此，在特大城市数字普惠金融无法显著提高技术创新效率。而在小城市中，受到初始禀赋和技术创新要素的制约，数字普惠金融可能无法对技术创新效率产生显著影响。

表 7 城市规模异质性回归结果

变量	特大城市	大城市	中等城市	小城市
lnindex	-0.496 (1.868)	0.623*** (0.205)	0.385*** (0.127)	0.063 (0.096)
W1×eff	0.238* (0.128)	0.821*** (0.046)	0.843*** (0.040)	0.753*** (0.046)
W1×lnindex	-1.982 (2.327)	-0.616 (0.389)	0.034 (0.238)	-0.272 (0.195)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	80	568	752	800

为了验证假设 4，本文使用 Hansen(1999) 提出的门槛模型来研究数字普惠金融对技术创新效率的非线性影响特征。将数字普惠金融作为门槛变量，构建如下形式的门槛模型：

$$\begin{aligned} \ln\text{eff} = & \alpha_1 \ln\text{index}(\ln\text{index} < \gamma_1) + \alpha_2 \ln\text{index}(\gamma_2 > \\ & \ln\text{index} \geq \gamma_1) + \alpha_3 \ln\text{index}(\ln\text{index} \geq \gamma_2) \\ & + x_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

其中， γ 为门槛值， x_{it} 为控制变量， μ_i 为地区固定效应， I 为指示函数。在对门槛模型回归之前，首先要检验门槛变量是否存在门槛效应，表 8 报告了门槛效应检验结果。可以看出，数字普惠金融在 5% 的水平下存在两个门槛值。说明应该采用双门槛模型进行回归分析。

表 8 门槛效应检验结果

门槛变量	门槛个数	RSS	F 值	p 值	5% 临界值	1% 临界值
lnindex	单一门槛	132.042***	169.810	0.000	85.860	102.485
	双重门槛	128.243***	64.930	0.000	37.440	46.717
	三重门槛	125.786	42.810	0.8267	83.579	92.158

表 9 门槛模型回归结果

变量	eff
lnindex(lnindex < 4.656)	0.182*** (0.040)
lnindex(5.501 > lnindex ≥ 4.656)	0.244*** (0.038)

lnindex(lnindex \geq 5.501)	0.205*** (0.038)
控制变量	是
固定效应	是
样本量	2200

使用门槛模型得到的回归结果如表 9 所示。从表 9 的回归结果可以看出，数字普惠金融存在 4.656 和 5.501 两个门槛值，并且数字普惠金融在三个区间内的回归系数均显著为正，说明数字普惠金融发展能够显著提升地区技术创新效率。从数字普惠金融的回归系数可以看出，当数字普惠金融发展水平较低时，数字普惠金融对技术创新效率的促进作用较小。随着数字普惠金融的发展，数字普惠金融对技术创新效率的促进效应有所提高。而当数字普惠金融进一步发展时，数字普惠金融对技术创新效率的影响程度又有所减少。表 9 的回归结果说明数字普惠金融对技术创新效率呈现出“倒 U 型”的影响特征，验证了假设 4。

为验证假设 5，使用分位数回归来研究不同分位数下数字普惠金融对技术创新效率的影响。参考已有研究做法，本文选取 5 个代表性的分位数点（0.1、0.25、0.5、0.75、0.9）进行分析说明³。表 10 报告了分位数回归结果，在 5 个分位点处，数字普惠金融的回归系数分别为 0.496、0.459、0.42、0.385、0.358，并且均在 5% 的水平下显著。随着分位点的增加，数字普惠金融的系数不断减少。这说明随着技术创新效率的提高，数字普惠金融对技术创新效率的正向影响不断减弱，验证了假设 5。

表 10 分位数回归结果

变量	分位点				
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
lnindex	0.496*** (0.072)	0.459*** (0.048)	0.420*** (0.035)	0.385*** (0.045)	0.358*** (0.061)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
样本量	2200	2200	2200	2200	2200

（三）稳健性检验⁴

本文使用多种方法进行稳健性检验：一是更换被解释变量。本文将 BCC 模型和 CCR 模型测度的技术创新效率作为被解释变量进行回归。二是使用经济权重矩阵。三是数字普惠金融滞后一期。以上结果显示数字普惠金融的回归系数显著为正，验证了研究结论的稳健性。

五、研究结论和政策启示

本文使用 2011—2018 年 275 个地级市数据，实证分析了数字普惠金融对地区技术创新效率的影响。研究结论表明：第一，数字普惠金融和技术创新效率存在着正向的空间相关性。数字普惠金融发展有利于地区技术创新效率的提升，技术创新效率存在显著的正向溢出效应。第二，数字普惠金融覆盖广度能够显著促进地区技术创新效率的提高。数字普惠金融发展显著提升了中部地区和大中型城市的技术创新效率。第三，数字普惠金融发展对技术创新效率的影响程度呈现出“倒 U 型”特征。随着技术创新效率的提高，数字普惠金融发展对技术创新效率的正向影响不断减弱。

基于以上研究结论,本文的政策启示在于:首先,应该继续推进数字普惠金融体系建设,继续加快数字基础设施建设,充分释放数字普惠金融的数字红利,推动数字普惠金融更好地服务实体经济。其次,应该充分重视技术创新效率的正向空间效应,发挥地区间技术创新的俱乐部集聚作用。各地区还应该制定差异化的发展政策,因地制宜推动技术创新效率的提升。最后,营造良好的技术创新环境和产权制度环境。政府应该引导企业增加研发投入提高研发效率,形成产学研一体的格局促进技术创新。此外,在发展数字普惠金融的同时,应该注重其他因素对提高技术创新效率的作用。

参考文献:

- [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[J].经济学(季刊),2020,(4):1401-1418.
- [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[J].当代经济科学,2019,(5):74-86.
- [3]吕雁琴,赵斌.数字普惠金融与城乡居民消费差距[J].金融与经济,2019,(12):76-81.
- [4]聂秀华.数字金融促进中小企业技术创新的路径与异质性研究[J].西部论坛,2020,(4):37-49.
- [5]唐松,伍旭川,祝佳.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[J].管理世界,2020,(5):52-66+9.
- [6]汪亚楠,谭卓鸿,郑乐凯.数字普惠金融对社会保障的影响研究[J].数量经济技术经济研究,2020,(7):92-112.
- [7]解维敏,方红星.金融发展、融资约束与企业研发投入[J].金融研究,2011,(5):171-183.
- [8]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[J].经济学(季刊),2018,(4):1557-1580.
- [9]负菲菲,王元地,潘雄锋.金融发展对区域创新效率的溢出效应研究——基于空间杜宾模型的实证分析[J].技术经济,2019,(10):82-87.
- [10]张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952-2000[J].经济研究,2004,(10):35-44.
- [11]张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,(8):71-86.
- [12]Ang J B. Financial Development, liberalization and Technological Deepening[J]. European Economic Review, 2011, 55(5):688-701.
- [13]Chowdhury R H, Min M. Financial Market Development and the Effectiveness of R&D investment: Evidence from Developed and Emerging Countries[J]. Research in International Business & Finance, 2012, 26(2):258-272.
- [14]Hansen B E. Threshold Effects in NonDynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2):345-368.
- [15]Tone K. A Slacks-based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis[J]. European Journal of Operational

Research, 2001, 130(3):498-509.

注释:

1 外商直接投资存量估算公式为： $FDI_{it}=FDI_{i,t-1}(1-\delta_{it})+fdi_{it}$ ，其中， i 表示城市， t 表示时间， FDI 表示 FDI 存量， fdi 为 FDI 流量， δ 为 FDI 存量折旧率，借鉴张军等（2004）的方法，选取折旧率为 9.6%。

2 城市规模划分标准为：特大城市，500 万人口以上；大城市，100 万—500 万人口；中等城市，50 万—100 万人口；小城市，50 万人口以下。人口规模以 2018 年城区常住人口为标准，人口数据来源于《2018 年城市建设统计年鉴》。

3 选择其他分位数点不影响结论，这里仅报告 5 个分位数回归结果。

4 限于篇幅，结果留存备索。