

数字金融对于区域创新效率的影响效应研究

邹 耀,高长春

(东华大学 旭日工商管理学院,上海 200051)

摘要:运用2011—2018年我国31个省级面板数据和北京大学编制的普惠数字金融指数,实证检验了数字金融对于我国区域创新效率的影响效应。研究发现:数字金融能够显著提升我国区域创新效率;从数字金融维度上来看,数字金融的覆盖广度和使用深度对于区域创新效率的促进作用显著,但是数字金融的数字化程度对于区域创新效率的促进作用不显著;分区域来看,数字金融对于东部地区的促进作用要优于中西部地区,覆盖广度对于东部地区的促进作用要优于使用深度,而中西部地区正好相反;数字金融对于区域创新效率的影响存在基于地区市场化程度和互联网普及率的单门槛效应,数字金融对于区域创新效率的促进作用只有在跨越相应的门槛值后才能发挥作用,而且该作用随着门槛变量水平的提高而逐渐增大。

关键词:数字金融;市场化程度;互联网普及率;区域创新效率

中图分类号:F832 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-349X(2021)03-0034-11

DOI:10.16160/j.cnki.tsxyxb.2021.03.007

The Impact of Digital Finance on Regional Innovation Efficiency

ZOU Yao, GAO Chang-chun

(Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University, Shanghai 200051, China)

Abstract: Based on the panel data of 31 provinces in China from 2011 to 2018 and the inclusive digital finance index compiled by Peking University, this paper empirically tests the impact of digital finance on regional innovation efficiency in China. It is found that the digital finance can significantly improve the efficiency of regional innovation. From the perspective of digital finance, its coverage and depth can significantly promote regional innovation efficiency while the digitization degree can not. In terms of regions, digital finance plays a better role in the eastern region than in the central and western regions, and the breadth of coverage has a better effect than the depth of use in the eastern region, while it is just opposite in the central and western regions. The impact of digital finance on regional innovation efficiency has a single threshold effect based on regional marketization degree and internet penetration rate. The promotion effect can only be achieved after crossing the corresponding threshold values, and this effect gradually increases with the improvement of threshold variable level.

Key Words: digital finance; marketization degree; internet penetration rate; regional innovation efficiency

0 引言

随着我国经济由高速增长阶段转向高质量

发展阶段,创新作为推动高质量发展的第一动力,是促进区域经济可持续发展的内生动力。

基金项目:国家自然科学基金资助项目(71874027);上海市科技创新重大项目(2017-01-07-00-03-E00044)

作者简介:邹耀(1989—),男,安徽淮南人,博士研究生,主要从事文化金融研究。

创新依赖于研发投入,2019年我国研究与实验发展(R&D)经费投入总量为2.2万亿元,稳居世界第二位,并且首次突破2万亿元大关,同比增长12.5%,连续四年保持两位数增长,R&D经费投入强度占GDP比重约为2.23%,再创历史新高^①。在不断增加研发投入绝对量的同时,更应该关注研发投入产出的效率问题。如果一味地追求研发投入绝对量的增长而忽视创新效率的增长将导致创新资源的浪费,不利于创新型国家建设。以往研究指出,效率问题是科技创新过程中需要重点关注的问题,我国研发效率整体偏低^[1],东、中、西在技术、资金、人才等要素资源分布不均背景下,区域间创新效率更是存在较大差距^[2],严重制约了我国经济的协调可持续发展。深入分析影响我国创新效率的重要因素,并据此提出相应回应策略,对于提升我国区域创新实力和水平,促进区域协调发展具有重要作用。

区域创新效率的影响因素众多,已有学者重点关注了人力资本^[3]、外商直接投资^[4]、要素市场扭曲^[5]、政府参与^[6]、金融发展^[7]、互联网发展^[8]等因素对创新效率的影响。其中一些研究在学术界已有定论,如人力资本、要素市场扭曲等对于区域创新效率的影响,而有些研究还存在一定争议,如外商直接投资、政府参与对于区域创新效率的影响,也有一些研究对于能够对区域创新效率产生作用效果的某些因素分析得不够深入,如金融发展等,仍然具有深入讨论的价值和必要。金融体系作为获取研发资本要素的重要渠道,对于推动区域创新效率发挥着重要作用。科技创新离不开金融支持,科技创新具有高成本、高风险和长期性等特点,创新主体由于自身规模的限制,难以完全承受科技创新投入成本,而在技术诞生的初期,金融市场的的发展可以加速新技术的扩散^[9]。金融效率和银行信贷规模的增加对于提升科技创新的研发效率和转化效率均具有显著的积极作用^[10]。但是,传统金融机构的“嫌贫爱富”以及地理距离

限制,使得一些不发达地区或偏远地区难以获得金融服务,而且传统普惠金融发展主要依靠小微金融机构,此类金融机构的服务区域小、业务量小、信贷经验不足^[11],这些严重制约了区域研发投入。而以信息技术为支撑的数字金融则具有鲜明的数字化、普惠性和包容性特征^[12],可以降低传统金融对于物理网点的依赖,具有更强的地理穿透性^[13],能够缓解借贷双方的信息不对称问题,有效降低金融交易和经营的成本^[14],而且降低中小企业和中西部地区债务融资成本以及缓解外部融资约束^[15]。就资金需求来说,金融获取门槛的降低能够有效地满足一些规模较小或新创企业和低收入人群的融资需求,可以通过带动居民收入增长和服务业发展促进居民创新^[16],而对于资金供给来说,第三方支付平台可以通过搜集用户的交易和支付数据反映用户的信用状况^[17],提高信息获取和分析、风险识别和控制能力。

与现有文献相比,本研究可能的边际贡献在于:第一,在数字技术与传统金融行业深入融合的背景下,数字金融与传统金融在商业模式上存在较大差异,二者对于区域创新的影响也不尽相同,已有相关文献尚缺乏对数字金融与区域创新效率关系的研究。本文在理论分析的基础上,利用2011—2018年中国31省区市的面板数据进行实证研究,从总体上评估数字金融对于区域创新效率的影响效应,为二者间的关系提供经验证据。第二,本文通过随机前沿模型计算出包括各地专利申请、研发经费内部支出、研发人员全时当量等在内的省际创新效率,而已有研究大多是基于城市层面的创新水平或者省际创新产出,难以衡量省际创新的实质性效果。第三,已有研究鲜有涉及数字金融影响区域创新效率门槛效应问题,本文验证基于互联网普及率、市场化程度的数字金融对于区域创新效率影响的门槛效应,能够更好地识别数字金融对于区域创新效率提升的非线性关

① 《2019年全国科技经费投入统计公报》。

系,有利于更加全面掌握数字金融发展影响区域创新效率可能受到的约束条件,从而提高政策的针对性和有效性。

1 文献综述与研究假设

大数据、云计算、人工智能、区块链等现代信息技术的快速发展,推动了互联网金融的进一步发展,数字金融对于区域创新的影响作用受到了学者们的广泛关注。从微观企业层面看,唐松等基于 2011—2017 年沪深两市 A 股上市公司数据研究发现,数字金融发展对于企业技术创新的确存在“结构性”驱动效果^[18],特别是数字金融的深度发展对于企业技术创新的促进效果在较长一个时间序列上都会稳健成立。梁榜等利用数字金融地级市层面数据与城市整体以及微观中小企业专利数据进行匹配,发现数字金融的发展和推广对技术创新具有激励效应,进一步的机制分析表明,数字金融发展能够降低中小企业债务融资成本和缓解外部融资约束,进而促进企业的创新产出^[15]。万佳彧等将北京大学数字金融研究中心发布的 2011—2018 年市级数据与中国上市企业数据匹配后发现,数字金融发展会显著缓解企业的融资约束,而融资约束放松会对企业特别是对中小企业和民营企业的创新产生更强显著正向影响^[19]。从宏观区域层面,杜传忠等利用中国 267 个城市数字金融指数和城市创新力数据研究发现,数字金融发展具有显著的创新效应,能够通过改善银行信贷和提高居民消费水平来提升区域创新水平^[20]。汪亚楠等运用 280 个地级市面板数据研究发现,数字金融能够显著驱动我国城市创新,收入效应和人力资本效应是其重要的传导机制^[21]。郑雅心基于全国样本数据发现,数字金融有利于区域创新产出的增加,但存在区域异质性,并且可以通过提高区域高等教育水平、完善基础设施建设和增加居民平均工资间接地促进创新产出^[22]。此外,蒋长流等通过构建综合指标体系对城市层面的经济发展质量进行测算,并结合数字金融指数发现,数字金融能够通过激励中小企业的研发创新活动,进而提升企业全要素生产率,为经济高质量

发展奠定微观基础^[23]。

上述文献从微观企业层面和宏观区域层面均证明,数字金融发展可以通过不同途径促进区域创新水平的提升。但是,由于各省市基础设施完善程度、经济发展水平不同,我国数字金融的发展呈现明显的地域性差异^[24],东部地区普惠金融发展水平高于西部地区。从分指数来看,2011—2018 年金融数字化程度指数增长最快,数字金融覆盖广度指数次之,数字金融使用深度指数增速最慢^[14]。已有研究发现,数字金融发展在 1% 的显著水平上能够促进区域创新水平的提高,数字金融指数每提高 1 分则区域创新指数提高 0.314 分。从分区域来看,数字金融对于东部地区城市创新的驱动效应明显强于中西部。从数字金融一级维度来看,覆盖广度和使用深度的系数均在 1% 的水平显著为正,而数字化程度对区域创新的影响不显著^[20—21]。据此,本文提出假设 1。

假设 1:数字金融及其分指数均有助于促进区域创新效率,但是其作用效应可能因为区域不同存在异质性。

数字金融发展对于区域创新效率的影响可能受到区域互联网普及率、市场化程度等多种因素的影响。首先,互联网普及率不仅能直接促进区域创新效率,还可以通过加速人力资本积累、金融发展和产业升级间接对区域创新效率产生积极影响^[8]。数字金融的发展以一定的网络平台和信息技术为依托,当互联网普及率得到提高时,数字金融的服务范围和触及领域将进一步延伸^[23],依托于互联网的新金融模式不再依赖于物理网点,其辐射范围变得更广,这为城市创新发展提供了良好的金融环境^[21]。其次,就目前的市场化程度而言,东部沿海地区市场化水平较高,而中西部欠发达地区市场化水平仍较低。市场化水平的区域不平衡必然导致区域资源配置效率的差异,进而影响区域创新效率在开放程度高的地区,市场竞争机制越完善,产业竞争越激烈,优胜劣汰的竞争机制将迫使区域创新主体更加注重提高生产效率和加大技术创新投入,从而提高区域创新效率。据

此,本文提出假设2。

假设2:数字金融对区域创新效率的影响作用可能存在基于区域互联网普及率、地区市场化程度的门槛效应。

2 模型构建及变量、数据说明

2.1 数据来源

考虑到数据的可得性和一致性问题,本研究样本的时间跨度为2011—2018年,研究对象为我国31个省区市。对所有非比值型指标取对数处理,以减少数据异方差的影响。相关数据来自历年《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国基本单位统计年鉴》《中国互联网发展状况统计报告》《中国分省份市场化指数报告2018》。针对其中个别变量的缺失值,笔者从相关网站和政府官网搜集、比对并进行手工填充,以保证数据的完整性和真实性。本文采用STATA 14软件对面板数据进行统计分析和计量检验。

2.1.1 被解释变量

本文所选取的被解释变量为区域创新效率(*fte*)。目前常用的度量技术效率的方法是生产前沿分析方法。所谓生产前沿是指在一定的技术条件下,各种比例投入所对应的最大产出集合。根据是否已知生产函数的具体形式,生产前沿分析方法分为参数方法和非参数方法,前者以随机前沿分析为代表,后者以数据包络分析为代表。随机前沿分析是参数方法中的典型代表,它的最大优点就是考虑了随机因素对于产出的影响,但是事先假定随机项的概率分布以及设定不同的前沿生产函数会导致不同的估计结果,使评价结果出现偏差。而对于非参数的数据包络图分析法则无须提前估计企业的生产函数,从而避免了因错误的函数形式而带来的问题,但是它对生产过程没有任何描述,不能描述投入与产出之间的关系。两种方法各有利弊,需要根据具体的研究问题进行选择^[25]。本文借鉴兰海霞^[26]、韩先锋^[8]等人的研究,从资本和人力两方面出发,使用各地研发人员的全时当量作为地区创新的人力资本投入,相较于研发人员数量指标,研发人员全时当量更能够有效反映本地区创新系统中研发人员的实际劳动投入量;使用

研发经费内部支出作为资本投入指标,可以克服研发资本存量计算的主观性。采用地区专利申请量作为区域创新产出的衡量指标。

对于生产函数,本文采用科埃利^[27]提出的具有修正错误的广义似然率统计量进行假设检验,以确定创新效率的衡量函数。LR检验的原假设为H₀:创新效率模型中二次项系数和交互项系数全为零。如果拒绝原假设,说明创新效率模型中二次项系数和交互项系数不全为零,则采用超越对数生产函数。LR检验的广义似然比的公式为:

$$LR = -2 \times [\ln L(H_0) - \ln L(H_1)]。 \quad (1)$$

检验统计量LR服从混合卡方分布,即 $LR \sim \chi_{1-\alpha}^2(K)$,其中 α 为显著性水平, K 为自由度。当统计量LR大于临界值时,则拒绝原假设,相反则接受原假设。本文通过Frontier4.1运算可知,LR统计量在5%的显著水平下大于混合卡方分布临界值,应拒绝原假设,采用超越对数随机前沿生产模型进行参数估计。各省区市创新效率如表1所示。

表1 2011—2018年各省区市创新效率均值概况

省份	创新效率均值	省份	创新效率均值
东部省份	0.61	江西	0.65
天津	0.53	河南	0.49
北京	0.57	湖北	0.47
河北	0.48	湖南	0.49
辽宁	0.47	西部省份	0.37
上海	0.62	内蒙古	0.26
江苏	0.89	广西	0.43
浙江	0.99	重庆	0.78
福建	0.68	四川	0.78
山东	0.57	贵州	0.55
广东	0.77	云南	0.46
海南	0.12	西藏	-0.27
中部省份	0.50	陕西	0.52
山西	0.34	甘肃	0.38
吉林	0.30	青海	-0.002
黑龙江	0.50	宁夏	0.17
安徽	0.74	新疆	0.41

从表1来看,2011—2018年的创新效率均值中,浙江在全国31个省区市中位居首位,高达0.99。东部省份的创新效率均值高于中西部地区,除了最高的浙江外,江苏、广东、上海、

福建等省份的创新效率均值都超过了区域平均值。中部地区创新效率均值为 0.5, 高于西部地区, 其中安徽创新效率均值为 0.74, 位居中部地区首位, 此外, 江西、黑龙江等省份的创新效率均值超过了区域均值。西部地区创新效率均值最低, 西藏、青海两省的创新效率均值甚至为负数, 也是全国最低值所在省份。

2.1.2 核心解释变量

本文的核心解释变量是数字金融(*index*)。数据来源于北京大学数字金融研究中心发布的《中国数字金融发展指数(第二期)》^[14], 其由北京大学数字金融研究中心联合蚂蚁金服集团, 利用蚂蚁金服的海量数据, 采用层次分析法、指数分析法编制而成, 该指数的编制弥补了现有研究中金融服务比较单一、指标体系维度不够全面、创新性互联网因素缺失等不足, 是目前国内最权威、使用最频繁的数字金融指数。该指数包括数字金融覆盖广度(*index1*)、数字金融使用深度(*index2*)以及金融数字化程度(*index3*)3个子维度, 此外使用深度指数中还包含支付、信贷、保险、信用、投资、货币基金等业务分类指数, 可以全面准确地反映各个地区数字金融发展水平, 因此本文以该指数省级层面数据及其3个子维度作为各地数字金融发展的代理变量。

2.1.3 其他变量的定义

门槛变量:一是互联网普及率(*netr*),借鉴曹玉平等人的研究,用各省年底网民人数与其年底常住总人口之比来衡量各地互联网发展水平^[28];二是市场化程度(*market*),采用樊纲等编制的各省份的市场化指数作为市场化程度指标^[29]。控制变量:一是城市化率(*urb*),使用人口指标,即城镇年末常住人口与总人口的比值;二是经济发展水平(*pgdp*),用各地人均地区生产总值的自然对数来衡量;三是对外开放度(*tra*),采用各地区进出口总额与地区GDP比重来衡量;四是政府行为(*gov*),采用省际政府年度财政一般预算支持总额与GDP比值反映政府对经济的干预行为;五是人力资本存量(*hc*),通过各地未上学人数、受过小学教育人

数、受过中学教育人数、受过中职和大学以上教育人数分别乘以权重 6, 9, 12, 15, 16, 19 后求和, 然后再除以 6 岁以上人口数得到。

2.2 计量模型设定

基于上述被解释变量、核心解释变量和控制变量的选择, 本文为了检验数字金融对于区域创新效率的影响效应, 考虑到其他可能影响区域创新效率但又未包含在模型内的因素, 采用时间固定效应设定面板数据模型:

$$fte_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 index_{it} + \beta control_{it} + \delta_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中, 被解释变量 fte_{it} 表示第 i 省份第 t 年的创新效率水平; 核心解释变量 $index_{it}$ 代表第 i 省份第 t 年的数字金融发展指数, 包括数字金融发展水平总指数、覆盖广度、使用深度和数字化程度共 4 个指标; 控制变量 $control_{it}$ 包括第 i 省份第 t 年的城市化率(*urb*)、经济发展水平(*pgdp*)、对外开放度(*tra*)、政府行为(*gov*)等省级层面的控制变量; α, β 分别为变量的回归系数; δ_t 表示控制了省级的时间固定效应; λ_i 表示控制了省级的个体固定效应; ε_{it} 表示误差项。

为了验证数字金融影响区域创新效率的门槛效应, 借鉴 Hansen 面板门槛模型, 设定如下门槛模型:

$$fte_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 index_{it} \times I(Q_{it} < \gamma) + \alpha_2 \alpha_1 index_{it} \times I(Q_{it} > \gamma) + \beta control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中, Q_{it} 是门槛变量, 即影响数字金融促进区域创新效率的主要因素; γ 为需要确定的门槛值; $I(\cdot)$ 为示性函数, 当括号内的表达式为真时, 取值为 1, 反之为 0; 其他参数的含义不变。

3 数字金融对于区域创新效率的影响效应实证结果及分析

3.1 描述性统计特征

表 2 报告了本研究中变量的描述性统计特征。统计结果显示区域创新效率(*fte*)的最大值为 0.992, 最小值为 -0.720, 可见我国区域间创新效率差距较大。同时, 各地创新效率均值为 0.488, 说明我国区域创新效率总体水平较低。数字金融指数最大值为 5.934, 最小值

为2.786,说明区域间数字金融指数差距也较大,其中数字金融覆盖广度(index1)区域差距最小,金融数字化程度(index3)区域间差距最大,数字金融使用深度(index2)差距居中,可见未来应该缩小区域间金融数字化应用水平的差距,提高区域数字金融使用深度,进而提升区域数字金融发展水平。

表2 变量描述性统计

变量	样本数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>fte</i>	248	0.488	0.520	0.283	-0.720	0.992
<i>index</i>	248	5.064	5.318	0.679	2.786	5.934
<i>index1</i>	248	4.886	5.165	0.859	0.673	5.869
<i>index2</i>	248	5.051	5.179	0.647	1.911	5.992
<i>index3</i>	248	5.393	5.685	0.734	2.026	6.117
<i>neir</i>	248	0.487	0.481	0.124	0.051	0.780
<i>market</i>	248	6.582	6.615	2.245	-0.300	11.110
<i>urb</i>	248	0.561	0.546	0.133	0.227	0.896
<i>pgdp</i>	248	10.760	10.680	0.430	9.706	11.850
<i>tra</i>	248	0.274	0.142	0.313	0.017	1.548
<i>gov</i>	248	0.281	0.228	0.212	0.110	1.379
<i>hc</i>	248	9.016	9.038	1.131	4.222	12.680

3.2 基准回归结果

在对面板数据回归之前,首先进行了豪斯曼检验,分别进行随机效应(RE)、固定效应(FE)对相关变量逐次回归。豪斯曼检验结果显示P值为0.000,在1%显著性水平上拒绝随机效应的原假设,应该选择固定效应模型。具体基准回归结果如表3所示。

表3 数字金融对区域创新效率的影响回归结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
<i>index</i>	0.159*** (24.91)	0.076*** (6.03)			
<i>index1</i>		0.058*** (6.44)			
<i>index2</i>			0.081*** (7.09)		
<i>index3</i>				0.013 (1.44)	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES

注:(1)***, ** 和* 分别代表在1%, 5% 和 10% 的统计显著性水平;(2)括号中为经过稳健标准误调整的t统计量

表3中,模型1只包括数字金融指数一个解释变量对区域创新效率的影响,结果表明,数字金融发展在1%的显著水平上能够促进区域创新效率的提高,从影响系数上来看,数字金融指数每提高1个标准差,区域创新效率将提高0.159个标准差,且在模型2中加入控制变量城市化率(*urb*)、经济发展水平(*pgdp*)、对外开放度(*tra*)、政府行为(*gov*)后,数字金融对于区域创新效率的影响依然显著,有力论证了数字金融对于区域创新效率的正向促进作用,这一实证结果与本文假设1基本符合,这为我国提升区域创新效率提供了新思路。此外,模型3、模型4、模型5展示的数字金融分指标的实证检验结果表明,不同数字金融结构对区域创新效率的影响存在一定的差异,数字金融覆盖广度和使用深度均对我国区域创新效率产生显著的促进作用,使用深度相比于覆盖广度对区域创新效率的影响效应更加强烈;数字化程度虽然对于区域创新效率具有正向影响,但是效果不显著。可能的原因是,随着互联网的普及,基于信息技术的互联网金融打破了原有的物理条件限制,能够为企业和个人提供更加便捷的金融服务,优化了区域的金融环境,有利于区域创新效率的提升。但是仅仅提升数字金融的覆盖面还远远不足以说明数字金融对于区域创新效率提升的促进作用,还需要数字金融的使用深度,即数字金融的业务种类和使用频率,使用深度越深,随着业务种类的增加,用户越能享受到高质量信贷,从而促进区域创新效率的提升。目前我国金融正在朝数字化金融的方向转型,数字化金融硬件设施的普及程度远远不够,因此,数字化金融对区域创新效率的影响目前来看还不是太显著,这也意味着我国金融发展的数字化程度仍有很大的提升空间。此外,从以上回归结果可以看出,控制变量城市化率、政府行为等对区域创新效率都具有显著的正向影响。但是,经济发展水平和对外开放度对区域创新效率的影响不显著。

3.3 区域异质性分析

目前,随着现代信息技术和产业集聚的快

速发展,我国金融资源逐步形成集聚态势,金融资源在空间的分布上表现出非均衡和不连续的特征,大量的优势金融资源集中于大城市和发达城市,造成区域间的差异发展^[30]。表 4 揭示了数字金融对我国区域创新效率影响的区域化差异。其中,模型 6、模型 8、模型 10、模型 12 为东部地区的回归结果,模型 7、模型 9、模型 11、模型 13 为中西部地区的回归结果。从中可以发现:①数字金融、覆盖广度、使用深度对于东部地区创新效率的促进作用要优于中西部地区,这是因为东部地区特别是被誉为我国经济之都的上海,汇集了大量的金融机构和资源,相比而言中西部地区却要落后很多;②数字化程度对于三大区域创新效率的促进作用均不显

著;③东部地区的覆盖广度对于区域创新效率的促进作用要好于使用深度,而中西部地区的使用深度对于区域创新效率的促进作用要优于覆盖广度,可能的原因是东部地区传统金融资源丰富,金融业态较为完善,企业和个人金融消费的频率较高,随着数字金融覆盖广度的提升,人们对于金融的需求量更大,对于创新效率的促进作用更加显著,而中西部地区属于传统金融的流出地,企业和个人金融资源的使用频率和消费习惯均低于东部地区,即便数字金融降低了金融获取门槛,人们的金融消费习惯一时也难以跟上,因此覆盖广度对区域创新效率的影响要低于使用深度。以上分析表明,数字金融对不同区域创新效率的影响具有明显的差异,与假设 1 相符。

表 4 数字金融对区域创新效率影响的分地区回归结果

变量	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13
	东部	中西部	东部	中西部	东部	中西部	东部	中西部
index	0.098 *** (4.29)	0.063 *** (4.02)						
index1			0.121 *** (5.37)	0.045 *** (4.17)				
index2					0.093 *** (4.18)	0.072 *** (5.35)		
index3							0.015 (1.22)	0.015 (1.03)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:(1) ***, ** 和 * 分别代表在 1%, 5% 和 10% 的统计显著性水平;(2)括号中为经过稳健标准误调整的 t 统计量

3.4 门槛效应检验

以市场化程度、互联网普及率为门槛变量来检验数字金融影响区域创新效率的门槛效应。首先进行门槛效应检验,结果如表 5 所示。从门槛效应检验结果可知,以市场化

程度和互联网普及率为门槛变量的模型均通过了单门槛效应检验,而双门槛效应检验均不显著,说明数字金融对区域创新效率的影响存在基于市场化程度和互联网普及的单门槛效应。

表 5 门槛效应检验结果

门槛变量	门槛类型	F 值	P 值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
market	单门槛	79.27 ***	0.000	48.364	31.202	27.297
	双门槛	22.44	0.307	162.815	118.906	83.236
netr	单门槛	40.09 **	0.023	49.902	32.675	27.417
	双门槛	22.27	0.137	35.435	30.866	24.886

其次进行门槛值估计。表6显示了以市场化程度和互联网普及率为门槛变量的门槛估计结果及95%的置信区间。以市场化程度为门槛变量的门槛值为2.930,似然比值LR小于1%显著性水平上的临界值,处于原假设接受范围内,说明数字金融对区域创新效率影响的市场化程度的估计门槛值与实际门槛值相同。同理,以互联网普及率为门槛变量的门槛值为0.501,似然比值LR小于5%显著性水平上的临界值,同样处于原假设接受范围内,说明数字金融对区域创新效率影响的互联网普及率的估计门槛值与实际门槛值相同。

表6 门槛值估计及置信区间

门槛变量	门槛值	置信区间
market	2.930	[2.840, 2.930]
netr	0.501	[0.489, 0.501]

最后对面板门槛模型进行参数估计,结果如表7所示。

表7 门槛模型估计结果

变量	模型14	模型15	模型16	模型17
DIF $I(market \leq \gamma)$	0.038 (1.65)			
DIF $I(market > \gamma)$		0.063*** (5.70)		
DIF $I(netr \leq \gamma)$			0.032 (2.56)	
DIF $I(netr > \gamma)$				0.112*** (4.52)
控制变量	YES	YES	YES	YES
地区固定	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES

注:(1)***, ** 和* 分别代表在1%, 5% 和 10% 的统计显著性水平;(2)括号中为经过稳健标准误调整的t统计量

当市场化程度低于相应的门槛值2.930时,数字金融对于区域创新效率的影响效应为正,但不显著,当市场化程度跨越相应的门槛值以后,其对区域创新效率的影响显著为正,而且作用力度变大。此外,以地区互联网普及率为门槛变量的结果显示,在控制其他影响因素的

情况下,当地区互联网普及率低于相应的门槛值0.501时,数字金融对于区域创新效率的影响效应为正,但不显著,当互联网普及率跨越相应的门槛之后,其对区域创新效率的影响显著为正。这说明数字金融对于区域创新效率的影响效应存在基于市场化程度和互联网普及率的单门槛效应,当市场化程度或互联网普及率跨越门槛值以后,其对于区域创新的正向促进作用才得以发挥,证明假设2是成立的。

3.5 稳健性检验

由于区域创新效率值在0~1之间,因此采用面板Tobit模型进行实证结果的稳健性分析,以避免固定效应模型估计带来的偏差。通常固定效应Tobit模型难以得到一致的估计值,而随机效应Tobit模型能够很好地规避这个问题,因此,选用随机效应Tobit模型进行回归结果的稳健性检验,具体回归结果如表8中模型18和模型19所示。通过实证结果可以看出,Tobit模型数字金融拟合系数均显著大于0,与上文实证研究结论保持一致,说明本文研究结论具有一定的稳健性。

信贷业务是推进数字金融发展的重要安排,本文选取各省年末各类金融机构贷款余额除以地区生产总值即信贷比例作为数字金融的代理变量进行再次回归,具体结果如表8中模型20和模型21。通过实证结果可以看出,信贷比例的拟合系数也都显著为正,这再次揭示出本文研究结论的稳健性。

表8 数字金融对区域创新效率影响的稳健性检验

解释变量	Tobit回归结果		替换解释变量回归结果	
	模型18	模型19	模型20	模型21
index	0.146*** (24.90)	0.083*** (7.34)		
dk			0.441*** (25.44)	0.231*** (12.24)
控制变量	YES	YES	YES	YES

注:(1)***, ** 和* 分别代表在1%, 5% 和 10% 的统计显著性水平;(2)括号中为经过稳健标准误调整的t统计量

3.6 内生性检验

除此之外,考虑到数字金融与区域创新效率之间可能存在的反向因果关系会使模型存在内生性,本文借鉴张勋^[17]等人的研究,采用解释变量的滞后一期作为解释变量进行回归估计。结果显示,数字金融对区域创新效率影响的回归系数依然显著为正,最终结果没有发生实质性改变,说明本文的研究结论是稳健的。

4 结论和政策建议

本文首先从理论上梳理了数字金融对于区域创新效率的作用机理,然后基于北京大学数字金融研究中心 2019 年公布的数字金融指数和 2011—2018 年中国 31 个省区市的宏观统计面板数据,采用双向固定效应模型和门槛效应模型实证检验了数字金融对于区域创新效率影响的总效应和门槛效应。研究发现:数字金融、数字金融覆盖广度和使用深度对于区域创新效率具有显著的促进作用,数字化程度对于区域创新效率的正向影响作用不显著。同时,数字金融对于区域创新效率影响具有一定的区域异质性,其中,数字金融、覆盖广度、使用深度对于东部地区创新效率的促进作用要优于中西部地区,而数字化程度对于三大区域的创新效率促进作用均不显著;东部地区的覆盖广度对于创新效率的促进作用要好于使用深度,而中西部地区的使用深度对于区域创新效率的促进要优于覆盖广度。数字金融对于区域创新效率的影响存在基于市场化程度、互联网普及率的门槛效应,数字金融对于区域创新效率的促进作用只有在门槛变量跨越相应的门槛值后才得以发挥,而且促进作用随着门槛水平的提高而逐渐增大。

基于此,本文认为应加快发展数字金融,并不断完善数字金融的各个维度,充分发挥数字金融在覆盖广度、使用深度和数字化程度等方面的优势,进而促进区域创新效率的提升。此外,数字金融促进区域创新效率的提升还需要一个良好的外部环境,包括区域的市场化程度

和互联网普及率,外部环境的改善可以大大改善数字金融对于区域创新效率的促进作用。因此要充分发挥数字金融对于区域创新效率的作用效应,可以从以下几个方面着手。

一是加强大数据、云计算、区块链、人工智能等新一代信息技术与传统金融的深度融合,进一步提升省际数字金融发展水平,同时中西部地区要抓住数字金融快速发展的重要机遇,努力缩小区域数字金融发展的省际差异。首先,要积极引导传统金融的数字化转型,扩大数字金融的覆盖广度,让更多的个体、企业等享受到数字金融带来的便利性和好处。其次,在保障数字金融使用过程有效的风险监管和安全的前提下,加快数字金融产品和服务的创新和应用,积极推进电子签名、视频签约、人脸识别等技术在数字金融领域的合法利用,提高人们对于数字金融产品的使用深度,特别是在中西部地区,提升数字金融使用深度的作用更加显著。最后,要持续完善数字金融服务的配套基础设施,提升数字金融服务区域创新的能力。

二是深化金融供给侧结构性改革,推动金融市场市场化改革,促进金融要素在区域间自由流动,同时,通过政策性和靶向性引导金融资本流向中西部和中小企业及个体,推动区域创新效率的协调可持续发展。此外,要大力推进互联网与传统金融深度融合,平衡互联网资源分布的区域差异,政府要积极引导互联网相关产业在中西部布局,推动中西部地区的互联网普及率,缩小中西北地区与东部地区的“数字鸿沟”,为区域数字金融营造良好的互联网发展环境。

参考文献:

- [1] ZHANG A, ZHANG Y, ZHAO R. A study of the R&D efficiency and productivity of Chinese firms [J]. Journal of Comparative Economics, 2003, 31(3): 444–464.

- [2] 陆正华,李瑞娜,钟伟.研发效率的区域差异影响因素研究:基于中间—最终产出效率视角[J].科学学与科学技术管理,2013,34(6):102—111.
- [3] 冯江茹.人力资本对区域创新效率影响的实证研究[J].技术经济,2020,39(12):123—130.
- [4] 李政,杨思莹,何彬.FDI抑制还是提升了中国区域创新效率:基于省际空间面板模型的分析[J].经济管理,2017,39(4):6—19.
- [5] 石大千,张卫东,何适.要素市场扭曲是否抑制区域创新效率[J].中国科技论坛,2016(6):69—74.
- [6] 李政,杨思莹,路京京.政府参与能否提升区域创新效率? [J].经济评论,2018(6):3—14.
- [7] 赵增耀,周晶晶,沈能.金融发展与区域创新效率影响的实证研究:基于开放度的中介效应[J].科学学研究,2016,34(9):1408—1416.
- [8] 韩先锋,宋文飞,李勃昕.互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J].中国工业经济,2019(7):119—136.
- [9] COMIN D, NANDA R. Financial development and technology diffusion[J]. IMF Economic Review,2019,67:395—419.
- [10] 罗天正,魏成龙.金融发展对科技创新效率影响的区域收敛性研究[J].中国科技论坛,2021(4):34—43.
- [11] 林政,李高勇.互联网金融背景下的普惠金融发展研究[J].管理现代化,2016,36(5):17—19.
- [12] 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,2019,54(8):71—86.
- [13] 李继尊.关于互联网金融的思考[J].管理世界,2015(7):1—7.
- [14] 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),2020,19(4):1401—1418.
- [15] 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(5):74—86.
- [16] 张林,温涛.数字普惠金融发展如何影响居民创业[J].中南财经政法大学学报,2020(4):85—95.
- [17] 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,2019,54(8):71—86.
- [18] 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,2020,36(5):52—66.
- [19] 万佳彧,周勤,肖义.数字金融、融资约束与企业创新[J].经济评论,2020(1):71—83.
- [20] 杜传忠,张远.“新基建”背景下数字金融的区域创新效应[J].财经科学,2020(5):30—42.
- [21] 汪亚楠,徐枫,郑乐凯.数字金融能驱动城市创新吗? [J].证券市场导报,2020(7):9—19.
- [22] 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.
- [23] 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(3):75—84.
- [24] 吴金旺,顾洲一.数字普惠金融文献综述[J].财会月刊,2018(19):123—129.
- [25] BEHROUZ A, MUNISAMYS, EMROUZNEJAD A, et al. Power industry restructuring and eco-efficiency changes: a new slacks-based model in Malmquist-Luenberger Index measurement[J]. Energy Policy,2014,68(2):132—145.
- [26] 兰海霞,赵雪雁.中国区域创新效率的时空演变及创新环境影响因素[J].经济地理,2020,40(2):97—107.
- [27] 蒂莫西·J·科埃利.效率与生产率分析引论[M].北京:中国人民大学出版社,

- 2008:36.
- [28] 曹玉平. 互联网普及、知识溢出与空间经济集聚:理论机制与实证检验[J]. 山西财经大学学报, 2020, 42(10): 27–41.
- [29] 樊纲, 王小鲁, 马光荣. 中国市场化程度对经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2011, 46
-

(上接第 9 页)

```
plot(x,y,ylab = "f(x)", type = "p", col = 1,lwd = 2)
lines(x,nihe,col = 1,lwd = 2)
legend( "topleft", c (" nihe", " sandian"),
lty = 1:2 ,col = 1:1 ,lwd = 2)
```

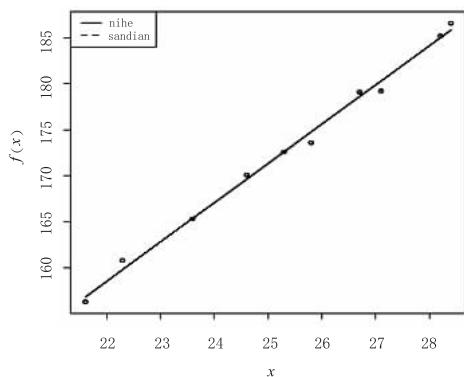


图 4 足迹长度与身高的散点图与拟合曲线

图 3 反映出足迹长度与身高存在较为明显的线性关系, 与图 4 对比不难看出, 回归直线与散点图存在较为显著的近似关系, 这为办案人员根据足迹长度预测犯罪嫌疑人身高提供了科学依据。

4 结语

应用 R 软件对概率统计问题进行了辅助研究。在数据处理中通过 R 软件的合理应用,

- (9): 4–16.
- [30] 王丹, 叶蜀君. 金融集聚对区域收入差距的影响机理研究[J]. 经济问题探索, 2015(7): 160–165.

(责任编辑:李秀荣)

省去了复杂的计算和繁琐的推导过程, 增强了数据的处理速度和统计制图的绘制能力, 有效提升了工作效率。

参考文献:

- [1] 方匡南, 朱建平, 姜叶飞. R 数据分析方法与案例详解[M]. 北京: 电子工业出版社, 2015: 2.
- [2] 王斌会. 数据统计分析及 R 语言编程[M]. 广州: 暨南大学出版社, 2014: 8.
- [3] MATCOFF N. R 语言编程艺术[M]. 陈堰平, 邱怡轩, 译. 北京: 机械工业出版社, 2013: 6.
- [4] 张志成. R 软件在概率论与数理统计课程教学中的应用[J]. 河南工学院学报, 2020, 28(5): 78–80.
- [5] 李秀敏, 徐凌云. 用随机模拟方法研究抽样分布问题[J]. 高师理科学刊, 2018, 38(3): 62–65.
- [6] 熊炳忠. 随机模拟技术在概率统计教学中的应用探究[J]. 数学学习与研究, 2018(21): 28–29.

(责任编辑:李秀荣)