

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20210421.401

## 金融科技促进创新绩效提升了吗?

冯永琦, 张浩琳

(吉林大学经济学院, 吉林 长春 130012)

**摘要:** 金融科技在很大程度上重构了商业模式, 扩大了消费需求, 为创新提供了机遇。本文基于消费视角, 重新构建了金融科技对创新绩效的影响机制, 并探讨了金融科技对创新绩效影响的门槛效应和空间特征。本文利用中国270个城市2011—2017年的数据进行实证分析, 结果表明: 金融科技可以通过提高消费需求进而促进创新绩效的提高。同时, 金融科技对创新绩效存在基于金融科技覆盖广度的双重门槛效应和空间溢出效应, 且空间溢出效应会伴随着空间距离的增加而衰减。相较于全国平均水平, 长三角地区金融科技对创新绩效的溢出效应更明显, 溢出范围也更广; 珠三角地区金融科技对创新绩效并没有明显的空间溢出效应, 京津冀地区甚至表现出空间极化效应。本文基于门槛效应和空间溢出的双重视角对金融科技对于创新绩效的影响作用进行了拓展, 为我国进一步实施创新驱动发展战略提供一定的理论与实践参考。

**关键词:** 金融科技; 创新绩效; 门槛效应; 空间杜宾模型

**中图分类号:** F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2021)10-0050-18

### 一、引言

新冠疫情的爆发给全球经济带来了巨大的冲击, 疫情在带来社交阻隔的同时, 也为金融科技的发展提供了机遇。即时通讯、数字化抵押贷款和无接触式支付等技术飞速发展, 加速金融服务从“半线上化”向“全线上化”过渡。同时, 当前世界正处于百年未有之大变局。特朗普上台后大肆宣扬贸易保护主义, 推行“逆全球化”措施, 力图通过“硬脱钩”策略将我国排除在全球高科技生态圈之外, 以抑制我国崛起。2021年拜登政府上任后, 虽然声称不会延续特朗普政府时期的脱钩政策, 但是特朗普政府在过去几年中所采取的“硬脱钩”策略已形成体系, 并将继续产生强大影响。因此, “内循环”是我国应对当下所面临的各种现实问题的必然选择。党的十九届五中全会明确提出要“加快构建以国内大循环为主、国内国际双循环互相促进的新发展格局”。“内循环”重点围绕消费、制造、科技、投资、服务和金融六大方向进行, 不论其中的哪一方

收稿日期: 2020-11-08

基金项目: 吉林省金融学会2021年度重点研究课题(2021JJX039)

作者简介: 冯永琦(1983—), 男, 吉林大学经济学院教授, 博士生导师;

张浩琳(1993—), 女, 吉林大学经济学院博士研究生(通讯作者, zhanghaolin2020@163.com)。

向均与金融科技行业的发展息息相关。因此,在顺应“内循环”的发展新格局下,探讨金融科技对区域创新的影响,可为我国抓住重大发展机遇,建设普惠金融新生态提供重要参考。

既有研究大多是从提高企业融资的可获得性和降低交易成本的视角,探讨金融服务对创新的促进作用,鲜少关注消费者,尤其是普通消费者对于创新的重要作用。消费者是企业的服务对象,是企业创新的核心动力(Cui和Wu,2016),用消费者数据来引导企业创新已经成为这个时代企业发展的必然选择。大数据等金融科技技术提升了普通消费者消费行为的可数据化程度,使得以往那些既不具备研发所需的专业知识和能力,又缺乏主动参与意愿的普通消费者的在线行为能够自动生成具有高商业价值的信息,为大量的普通消费者参与研发提供了契机(肖静华等,2018)。同时,受困于数据的可得性,对于金融科技对创新绩效影响的地区间差异化研究仍十分有限。金融科技是依靠移动互联网技术建立起来的(胡滨等,2017),与移动互联网一样具有能够超越物理局限的特征。基于这一考虑,对金融科技的空间特征的讨论显得尤为重要。

基于以上分析,本文引入门槛模型,探讨金融科技与创新绩效之间是否存在非线性关系。将消费需求纳入到金融科技对创新绩效的影响机制之中,从消费视角探讨金融科技能否通过影响消费需求进而提高创新绩效。另外,为克服以往传统空间同质性假说在检验金融科技和创新绩效之间关系方面的缺陷,引入空间杜宾模型来考察金融科技的发展能否通过空间上的互动性对邻近区域的创新绩效产生促进作用。

本文以中国270个城市为研究对象分析了金融科技对创新绩效的影响,主要贡献体现在:第一,以金融科技覆盖广度为门槛变量,分析了金融科技对创新绩效的非线性影响;第二,将区域消费需求纳入到金融科技对创新绩效的影响机制中,探讨了该机制的作用效果,丰富了金融科技对创新绩效的影响机制;第三,验证了金融科技提升创新绩效的空间溢出效应,并进一步探究其空间溢出的边界,弥补了已有文献中未考虑金融科技与创新的溢出性而导致的不足;第四,考虑到金融资源分布的差异性,分析了在京津冀、长三角和珠三角三个不同区域中,金融科技提升创新绩效空间溢出效应的差异化特征,为我国深入推进区域一体化发展提供一定的理论与实践参考。

## 二、文献回顾与理论假设

### (一)金融科技对创新绩效的影响机制

目前关于金融科技(fintech)的国际通用概念是由金融稳定理事会(FSB)提出的,认为金融科技主要是由大数据、区块链、人工智能、云计算等前沿技术推动,对金融市场以及金融服务业产生重大影响的新兴业务模式、新技术应用、新产品服务等,是技术带来的金融创新。与国外相比,我国金融科技虽然起步较晚,但由于互联网金融的爆发式发展所带来的连锁反应,加上中国传统金融服务供给相对不足和政府政策的大力支持,中国金融科技发展面临着良好的外部环境和有效的技术支撑。

恩格斯(1972)曾提出“社会一旦有技术上的需要,则这种需要就会比十所大学更能把科学推向前进”。一方面,企业为满足和适应市场中的消费需求需要不断创造,吸收和掌握新技术。另一方面,这些新的技术又会刺激用户的消费需求,从而把企业的技术进步与用户的消费需求有机地结合起来。大量研究表明,企业创新动力的强弱会受到现实消费需求的影响(Berthon等,2005;刘冰,2007;金晓彤和黄蕊,2017),消费是决定创新的关键力量,在某些领域内用户就是产品和服务创新的根本来源(von Hippel,2005)。

金融科技重构了商业模式,扩大了消费需求,为企业创新提供了机遇。当前金融科技技术

已经覆盖了餐饮、出行、酒店、零售、旅游、医疗等多个领域,催生出智慧餐厅、智能交通、智慧医疗、智慧城市等新型商业模式。大数据与物联网的融合重塑了传统产业链,赋予社会、产业、经济转型升级的契机,为各类型企业创新提供了机遇(杜传忠和张远,2020)。金融科技技术的广泛应用使得金融机构可以通过综合分析不同用户的需求,提供个性化和多样化的金融服务,缓解消费者所面临的流动性约束。另外,“心理账户”效应和移动支付的便利性提高了消费者的消费倾向(张美萱等,2018),并进一步促进消费结构的优化调整 and 消费品质的迭代升级(马香品,2020),由此推动市场根据消费者需求的变化而不断进行创新(金晓彤和黄蕊,2017)。

金融科技的发展在一定程度上也提高了经济系统内信息的透明度,提高企业创新的精准性。金融科技技术的不断发展和应用使得消费者以往的消费行为和习惯变得简单、直观、易于判断(易行健和周利,2018),有助于企业及时了解市场动向和顾客需求,形成企业与用户间的数据双向转化运用,加速实现产业的转型升级。另外,在数字经济时代,消费方式和品牌的多元化也引发了消费需求的多元化,消费者对于产品和服务的个性化追求挑战了传统标准化的批量生产模式。商家以电商平台为载体,通过数据挖掘和大数据分析等技术,可以更好地洞察目标用户的需求,从而把各项生产要素和资源精准投向用户所需的新用途。基于上述分析,本文提出研究假设一,即:

H1:金融科技能够通过提高消费需求进而促进创新绩效的提升。

## (二)金融科技对创新绩效的门槛效应

金融科技虽然能够促进创新绩效的提升,但是金融科技对创新绩效的促进作用可能存在一定的门槛,其原因主要包含以下两点:

第一,在金融科技覆盖面较低的地区,居民所面临的信贷约束问题依然没有得到有效解决,消费需求被抑制,从而导致企业的创新动力不足。Flavin(1981)发现居民消费对其即期收入存在“过度敏感”,当人们的收入无法满足自身的消费需求时,如果无法有效地利用资本借贷实现消费的跨期平滑,就会面临流动性约束(Jappelli等,1989;Campbell和Mankiw,1991)。在过去,传统金融服务遵循“二八”定律,主要的目标客户为20%的高净值团体(Demetriades和Luintel,1997)。虽然也面向个人开设了一些个人理财、按揭贷款和信用消费项目,但不论是从数额上还是种类上都远远不能满足个人的融资需要。与传统金融服务相比,金融科技具有供给主体的多样性以及客户主体的长尾性等特点,蚂蚁花呗和京东白条等小额信贷工具大大提高了中低消费人群的购买力(易行健和周利,2018)。但同时,如果金融科技无法打破地域、场景、时效和成本的边界,有效扩大金融科技服务的覆盖面,金融科技服务就无法做到真正下沉,有效地服务社会。

第二,随着金融科技发展水平的提高,其对创新绩效的影响作用还可能发生质的变化。一方面,随着金融科技覆盖广度的不断扩大,过多的金融交易会导导致风险增加,这给金融监管带来了新的挑战(张红伟等,2020)。如果法律和金融监管制度无效或不完善,就无法保证增加的信用供给被引导至优质的创新项目上,金融科技的进一步发展就不会对创新绩效产生积极的作用,反而会产生破坏效应。另一方面,金融科技在助力跨境金融服务发展的同时,也会带来诸多风险。金融科技技术的广泛应用为世界各地的金融机构搭建起了一个互联互通的全球金融网络平台(李钢和张琦,2019)。然而,金融科技在加速信息流动的同时,也会使得金融风险的扩散与蔓延变得更加迅速,资本运作的复杂链条将影响全世界范围内的所有相关金融机构。由此,本文提出研究假设二,即:

H2:金融科技对创新绩效的促进作用存在非线性门槛效应,只有当金融科技覆盖广度达

到一定阈值后,金融科技对于创新绩效的促进作用才会显著。

### (三)金融科技对创新绩效的空间溢出效应

空间计量经济学研究者认为,各经济单元并不是孤立存在的而是存在空间上的相关关系(Tobler, 1970)。通常情况下,如果各经济单元存在地理位置上的相关关系,那么所收集的数据就会具有空间自相关的特性,即一个经济单元的经济活动会与其周边单元存在一定的联系,并且距离越近联系越紧密,因此有必要考虑地理空间效应。

金融科技的空间溢出效应主要是通过服务性外溢和信息性外溢这两种方式来实现的。在服务性外溢方面,以金融机构为核心的传统金融服务会受到地理因素的限制,金融基础设施的设立情况往往决定了当地的金融发展水平,制约了金融的资源配置功能。与传统金融基础设施相比,基于金融科技技术而建立的网络数字平台具有更强的辐射性和穿透性,使得金融机构可以较低的成本快速高效地获取相关反馈信息,让金融服务在一定程度上摆脱了地理位置的限制,使得金融要素能够沿着金融网络向其他地区传递。

信息性外溢表现为金融资源信息从“信息腹地”向周边传递,“信息腹地”通常指的是信息的发源地或收集地(Zhao, 2003)。Porteous(1995)提出根据接受者对相关信息文化背景的熟悉程度,可以将信息分为“标准化信息”和“非标准化信息”。“标准化信息”是指那些通过标准化活动产生的信息,包括技术标准、管理标准、规范、章程等(赵晓斌等, 2002)。它们具有统一性、权威性和实效性特征,可以通过媒体失真地进行传输(杨兴兴和张敖, 2015)。金融科技技术的发展不仅可以实现“标准化信息”在异地之间的快速传播,而且便于储存,从而使得标准化的金融信息能够更好地向周边地区溢出。但同时也应注意,虽然“标准化信息”可以通过媒体进行传输,文化背景或者公司内部人际关系和治理状态等“非标准化”信息则无法通过媒体进行如实传递(Porteous, 1995)。金融科技虽然在一定程度上弥补了传统金融服务的不足,增强了金融的普惠性,但依然不能够使得金融机构完全摆脱地理位置的限制,信息不对称的问题依然存在。O'Brien(1992)提出的“地理已死”的论断无法在现实生活中找到切实的证据。基于上述分析,本文提出研究假设三,即:

H3: 金融科技对区域创新的促进作用具有明显的空间溢出效应。

## 三、变量选取与模型构建

### (一)变量选取

基于数据的可得性,本文最终选取2011—2017年中国270个城市<sup>①</sup>的年度数据进行实证分析。其中金融科技数据来源于北京大学数字金融研究中心编制的北京大学数字普惠金融指数,其他变量数据来自2012—2018年《中国城市统计年鉴》和各城市的地方统计年鉴。

#### 1. 被解释变量

本文参照以往大多数研究的做法,选择专利申请数(*app*)和专利授权数(*auth*)作为创新绩效的测量指标(Bettencourt等, 2007; 温军和冯根福, 2012)。同时,为了增强结果的稳健性,参考Desyllas和Hughes(2010)以及冯根福等人(2017)的方法,用专利授权数与研发投入绝对额的自然对数之比来度量创新效率,其计算公式为:

$$Inno = \frac{Patent_{it}}{\ln(R\&Dstock_{it})} \quad (1)$$

其中, $Patent_{it}$ 表示城市*i*在第*t*年的专利授权量, $R\&Dstock_{it}$ 表示研发投入存量,其计算公式为:

$$R\&Dstock_{it} = R\&D_{i,t-1} + 0.8R\&D_{i,t-2} + 0.6R\&D_{i,t-3} + 0.4R\&D_{i,t-4} + 0.2R\&D_{i,t-5} \quad (2)$$

① 剔除了内蒙古、西藏、青海、宁夏、新疆这五个省份所包含的城市以及海南省的三沙市、儋州市和安徽省巢湖市。

## 2. 核心解释变量

由于金融科技出现的时间较短,目前对其尚缺乏统一、规范的数据统计。以往研究主要采用以下两种方式对其进行测量:一种是利用网络爬虫技术,爬取有关金融科技的新闻检索页面的源代码并对关键词词频进行统计,从而构建金融科技发展指数(Li等,2017;李春涛等,2020)。另一种是基于结构化数据构建的金融科技指标,这其中比较有代表性的是北京大学数字金融研究中心编制的北京大学数字普惠金融指数(邱晗等,2018;唐松等,2019;孟娜娜和栗勤,2020)。本文认为,基于网络爬虫技术而建立的指标在测量金融科技发展水平方面存在一定的偏差。一方面,对于网络爬虫所抓取的“关键词”的选取往往较为主观,这也就导致了所抓取的信息也会存在一定的主观性。另一方面,许多网页为维护其知识产权,会有针对性地设计反爬虫系统,如果有大量有价值的网页信息不能被获取,那么爬虫结果的可靠性将大打折扣。通过网络爬虫技术而建立的金融科技指标相比,通过蚂蚁金服等代表性金融科技公司的交易数据而构建的金融科技指标体系,能够更加全面、细致地反映不同地区金融科技的发展情况。因此,本文选择用北京大学数字金融研究中心编制的地市级层面的数字普惠金融指数(*index*)作为核心解释变量。

## 3. 门槛变量

为验证假设二,本文选择金融科技覆盖广度(*coverage*)作为门槛变量来考察金融科技对创新绩效的非线性影响。相关数据来源于北京大学数字金融研究中心编制的地市级层面的数字普惠金融指数,该指数除了总指数之外,还从不同维度进行了刻画,如金融科技覆盖广度、使用深度和数字化程度。金融科技重构了商业模式,扩大了消费需求,为企业创新提供了机遇。但是这一切的基础都在于金融科技具有足够的用户覆盖面。如果金融科技无法打破地域、场景、时效和成本的边界,有效扩大金融科技服务的覆盖面,金融科技服务就无法做到真正下沉,更好地服务社会。因此,本文选择金融科技的覆盖广度作为门槛变量。

## 4. 控制变量

参考现有文献,本文所选的控制变量包含以下方面:(1)经济情况:①经济发展水平,本文以地区生产总值(*gdp*)来衡量;②劳动人口总数,通过年末单位从业人员数来衡量(*employ*)。(2)研发情况:包括研发人员投入(*person*)和研发经费投入(*expend*),由于缺少直接的研发人员和研发经费投入市级数据,本文参考余泳泽等人(2013)的研究,以科学研究、技术服务与地质勘察从业人员的数量作为研发人员投入的替代指标;以地方财政科学事业费支出作为研发经费投入的替代指标。(3)地理特征:通过距离中国四大金融中心(北京、上海、广州、深圳)的最短距离来衡量(*distan*)。(4)交通特征:采用公路货运量(*cargo*)和邮政业务总量(*mail*)两个指标进行度量。

为了缓解异方差带来的影响,本文对除金融科技之外的其他变量进行了对数化处理。处理之后各变量的描述性统计结果如表1所示:

### (二)计量模型设定

#### 1. 面板门槛模型

Hansen(1999)建立了面板门槛模型,通过捕捉门槛变量可能发生跳跃的临界点,将解释变量按照最优门槛值划分为多个区域,进而比较各区间回归系数的异同。本文选定金融科技覆盖广度作为门槛变量,建立多重门槛回归模型,其基本形式为:

$$Y_{it} = \xi_i + \lambda Z_{it} + \beta_1 X_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 X_{it} I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \cdots + \beta_m X_{it} I(\gamma_m < q_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $Y_{it}$ 表示创新绩效, $X_{it}$ 表示金融科技发展情况, $Z_{it}$ 为控制变量合集, $\beta_i$ 为待估计参数,当

$\beta_1=\beta_2=\dots=\beta_m$ 时表示不存在门槛效应,否则表示存在门槛效应。 $I(\cdot)$ 为示性函数, $q_{it}$ 表示门槛变量,在本文中表示金融科技的覆盖广度。 $\gamma_i$ 为门槛值,当 $q_{it}$ 和 $\gamma_i$ 满足条件时,示性函数 $I(\cdot)$ 取值为1,不满足条件时取值为0。 $\xi_i$ 表示个体固定效应, $\varepsilon_{it}$ 表示扰动项。

表1 变量描述性统计结果

变量名	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnapp</i>	7.8086	1.5490	3.7842	12.1502
<i>lnauth</i>	7.1929	1.5566	2.9444	11.5801
<i>lnInno</i>	4.7940	1.4576	0.7507	8.8635
<i>index</i>	144.2666	57.8378	19.5300	285.4320
<i>coverage</i>	134.7055	55.4418	1.8600	273.0165
<i>lngdp</i>	15.6224	1.1645	12.4533	19.5402
<i>lnemploy</i>	3.0338	0.9797	0.8713	6.7018
<i>lnperson</i>	0.5472	0.5793	0.0000	4.2801
<i>lnexpend</i>	10.3089	1.3276	6.6254	15.2106
<i>lndistan</i>	6.1241	1.0471	0.0000	7.3278
<i>lncargo</i>	9.0085	0.8565	6.3154	13.2253
<i>lnmail</i>	10.4940	1.1430	7.5549	15.2409

## 2. 空间杜宾模型

空间计量经济学起源于20世纪70年代早期。随后Anselin(1990)提出,空间计量模型存在两种基本形式,即空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)。

(1)空间滞后模型:主要研究各变量对其他地区的空间溢出效应,其基本形式为:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (4)$$

其中, $y$ 是一个 $n \times 1$ 阶的向量,表示被解释变量观察值; $W$ 是一个 $n \times n$ 的空间权重矩阵,表示 $n$ 个经济单元之间的空间联系; $\rho$ 为空间自回归系数,表示邻近地区被解释变量对本地的空间溢出效应,取值范围在-1到1之间; $X$ 为 $n \times k$ 的解释变量矩阵; $\beta$ 是 $k \times 1$ 阶系数向量; $\varepsilon$ 表示随机误差。

(2)空间误差模型:假设不同地区之间的空间相关性是通过误差项实现的,其基本形式为:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (5)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varphi + \zeta \quad \zeta \sim N(0, \vartheta^2 I_n) \quad (6)$$

其中, $\zeta$ 表示随机扰动项, $\varphi$ 和 $\zeta$ 服从独立同分布且互不相关; $\lambda$ 为空间相关系数,表示相邻地区对本地的空间溢出效应,取值范围在-1到1之间;其他符号的含义与SLM模型相同。

LeSage和Pace(2009)丰富和发展了空间滞后模型和空间误差模型,提出了既包含解释变量空间滞后项,又包含被解释变量空间滞后项的空间杜宾模型,其基本形式为:

$$y = \rho Wy + X\beta_1 + WX\beta_2 + \varepsilon \quad (7)$$

其中, $y$ 是一个 $n \times 1$ 阶的向量,表示被解释变量观察值; $W$ 是一个 $n \times n$ 的空间权重矩阵,表示 $n$ 个经济单元之间的空间联系; $\rho$ 为空间滞后项 $Wy$ 的系数; $X$ 为 $n \times k$ 的解释变量矩阵; $\beta_1$ 是解释变量 $X$ 的 $k \times 1$ 阶系数向量; $WX$ 表示自变量的空间滞后项; $\beta_2$ 是 $WX$ 的回归系数向量; $\varepsilon$ 表示随机误差。

LeSage和Pace(2009)也提到,空间杜宾模型将解释变量和被解释变量的空间滞后因子同时纳入研究范围,考虑了大量关于观测区域之间的信息,回归参数无法准确反映解释变量对被解释变量的影响,并进一步提出用偏微分分解的方式计算出直接效应、间接效应和总效应来刻画不同地区解释变量对于被解释变量的影响。直接效应(也称本地效应)表示本地区解释变量对本地区被解释变量的平均影响程度;间接效应(也称溢出效应)表示本地区解释变量对其他地区被解释变量的平均影响程度;总效应表示解释变量对所有地区被解释变量的平均影响。

### (三)空间自相关检验和空间计量模型的构建

#### 1. 确定空间权重矩阵

为了准确度量各地区之间的空间相关关系,首先需要构造合适的空间权重矩阵。现有文献基本采用0—1矩阵、地理距离矩阵和经济距离矩阵三种矩阵来表示不同地区之间的空间关系。0—1矩阵仅仅基于个体之间是否相邻(即是否有共同点或共同边)来表征不同地区之间的空间关系,无法准确反映在地理位置上不相邻的地区之间的空间效应。经济距离矩阵关注各单元的经济属性,认为经济变量值越接近,单元之间差异程度越小,但却无法准确研究不同地理距离的经济单元之间的关系。因此,本文采用能够考虑非相邻地区之间关系的地理距离矩阵,其构造方式为:

$$W = \begin{cases} 1/d_{ij}^2 & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (8)$$

其中, $d_{ij}$ 表示地区*i*和地区*j*之间的距离。

#### 2. 全局空间自相关分析

本文利用Moran指数进行全局空间自相关检验,检验结果如表2所示。检验结果显示金融科技和创新绩效的Moran指数均显著且为正数,表明我国的金融科技和创新绩效呈现出较为明显的空间正相关关系。

表2 金融科技发展与创新绩效的Moran I检验结果

年份	index		lnapp		lnauth		Inno	
	Moran's I	z值	Moran's I	z值	Moran's I	z值	Moran's I	z值
2011	0.330***	12.852	0.355***	13.837	0.373***	14.514	0.373***	14.516
2012	0.346***	13.484	0.362***	14.091	0.371***	14.465	0.371***	14.465
2013	0.343***	13.375	0.354***	13.796	0.366***	14.257	0.366***	14.276
2014	0.292***	11.401	0.348***	13.581	0.375***	14.597	0.376***	14.655
2015	0.320***	12.493	0.360***	14.039	0.374***	14.567	0.376***	14.623
2016	0.313***	12.205	0.375***	14.598	0.378***	14.724	0.379***	14.746
2017	0.353***	13.775	0.372***	14.502	0.373***	14.533	0.372***	14.495

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%和10%的水平下显著,下同。

#### 3. 局部空间自相关分析

本文进一步通过Moran's I散点图进行局部空间自相关分析,分析结果如图1至图4所示。Moran's I散点图以( $x, Wx$ )为坐标,将平面划分为4个象限,分别表示各地区与其邻近地区的四种局部空间联系形式。从图1至图4可见,绝大部分城市都落在了第一和第三象限。第一象限表示城市本身金融科技或创新发展程度高,同时邻近地区的发展程度也高(HH),落在这一象限的大部分是东部沿海发达城市。第三象限表示城市本身金融科技或创新发展程度低,同时邻近地区的发展程度也低(LL),落在这一象限的大部分是中西部和东北部的非中心城市。第四象限表示城市本身金融科技或创新发展程度高,但是邻近地区的发展程度低(HL),落在这一象限的大部分是中西部和东北部的中心城市。第二象限表示城市本身金融科技或创新发展程度低,但是邻近地区的发展程度高(LH),落在这一象限的大部分是中心城市的周边城市。由此可以发现,我国金融科技的发展和创新绩效不仅表现出一定的空间集聚性,同时也表现出一定的空间异质性,选择空间计量的方法是合适的。

#### 4. 空间计量模型的构建

为了确定模型的具体形式,本文又进行了拉格朗日乘数(Lagrange Multiplier)和稳健的拉

格朗日乘数检验, 相关结果如表3所示。LM(lag)和LM(error)以及Robust LM(lag)和Robust LM(error)检验均在1%的水平下显著, 可以暂时确定选择空间杜宾模型进行估计。

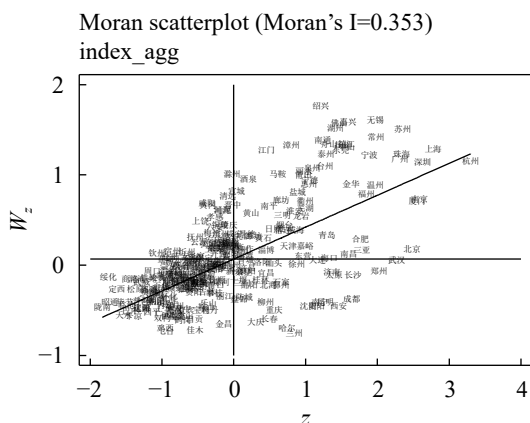


图1 2017年中国金融科技散点分布图

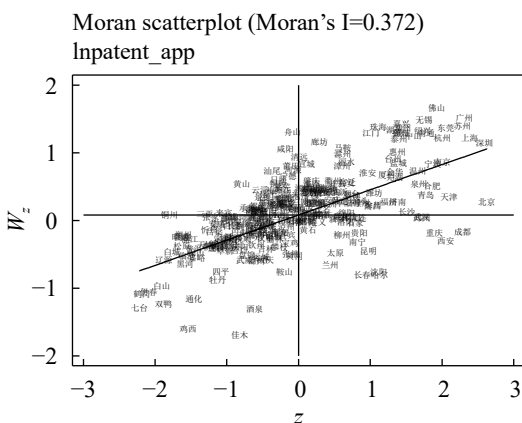


图2 2017年中国专利申请数散点分布图

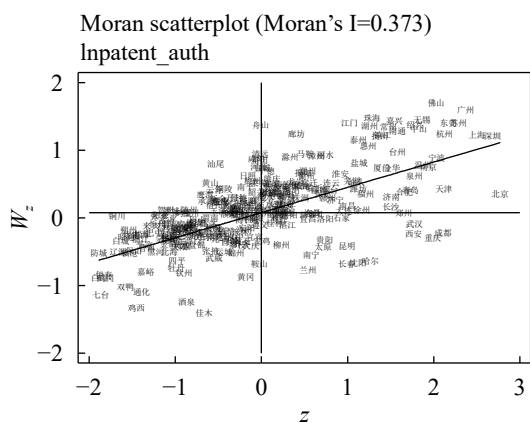


图3 2017年中国专利授权数散点分布图

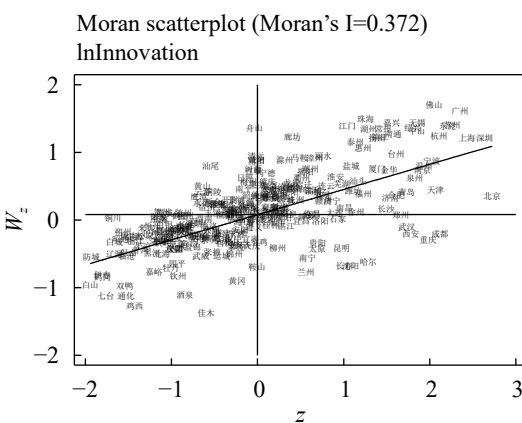


图4 2017年中国创新效率散点分布图

表3 金融科技对创新绩效的空间相关性检验

检验方法	<i>lnapp</i>		<i>lnauth</i>		<i>Innovation</i>	
	统计量	<i>p</i> 值	统计量	<i>p</i> 值	统计量	<i>p</i> 值
Moran's I	25.254	0.000	28.327	0.000	28.393	0.000
LM(error)	617.389	0.000	778.016	0.000	781.657	0.000
Robust LM(error)	272.699	0.000	325.85	0.000	300.379	0.000
LM(lag)	409.899	0.000	540.82	0.000	569.687	0.000
Robust LM(lag)	65.209	0.000	88.654	0.000	88.409	0.000

进一步进行Wald检验和LR检验, 发现结果均在1%的显著性水平上拒绝了原假设, 并且Hausman检验在1%的显著性水平下拒绝原假设, 于是确定选择固定效应空间杜宾模型(SDM)进行估计是合适的。模型设定的具体形式为(其中*X*表示控制变量合集):

$$lnapp = \rho_1 Wlnapp + \beta_1 Windex + \beta_2 index + \alpha_1 X + \varepsilon_1 \quad (9)$$

$$lnauth = \rho_2 Wlnauth + \beta_3 Windex + \beta_4 index + \alpha_2 X + \varepsilon_2 \quad (10)$$

$$lnInno = \rho_3 WlnInno + \beta_5 Windex + \beta_6 index + \alpha_3 X + \varepsilon_3 \quad (11)$$



#### 四、实证结果分析

##### (一) 金融科技对创新绩效的门槛效应

本文以金融科技的覆盖广度为门槛变量,对金融科技对创新绩效的促进作用进行门槛效应检验。为验证门槛模型的具体形式,本文首先针对不同的被解释变量,对门槛变量进行显著性检验。检验结果如表4所示。根据检验结果可知,在以不同的被解释变量作为创新绩效的测量指标时,金融科技对创新绩效的促进作用均存在门槛效应。单一门槛均在1%的显著性水平下显著,双重门槛在5%的显著性水平下显著,三重门槛不显著。因此,本文采用双重门槛模型进行相关的计量分析。

表4 门槛效应检验

被解释变量	门槛类型	F值	p值	临界值		
				10%临界值	5%临界值	1%临界值
lnapp	单一门槛	52.78***	0.0000	19.2018	23.4060	29.7653
	双重门槛	26.97**	0.0367	21.3924	25.4699	32.1331
	三重门槛	10.75	0.5533	18.8492	22.1617	40.6761
lnauth	单一门槛	97.54***	0.0000	16.4186	19.6192	23.2326
	双重门槛	24.67**	0.0133	16.5343	19.3371	24.9701
	三重门槛	24.90	0.1667	29.5639	35.2458	46.1960
lnInno	单一门槛	84.98***	0.0000	15.2978	18.6383	25.0146
	双重门槛	23.68***	0.0067	14.2792	16.6102	22.7177
	三重门槛	22.03	0.1633	24.5332	27.8523	38.8871

在通过门槛效应检验确定门槛个数之后,本文接着分别估计不同被解释变量的门槛值,其结果如表5所示。根据结果可知,在分别以不同的被解释变量作为创新绩效的测量指标的情况下,金融科技对创新绩效的影响均会受到金融科技覆盖广度的制约并表现出双门槛效应。以专利申请数作为创新绩效的测量指标时,门槛值分别为28.17和180.5850。以专利授权数和创新效率作为创新绩效的测量指标时,门槛值分别为26.38和180.5850。

表5 门槛值估计

被解释变量	门槛类型	门槛值	95%置信区间
lnapp	单一门槛	28.1700	[26.3050, 28.5100]
	双重门槛	180.5850	[179.0140, 180.9300]
lnauth	单一门槛	26.3800	[22.5800, 27.2200]
	双重门槛	180.5850	[178.9216, 180.9300]
lnInno	单一门槛	26.3800	[22.5800, 27.2200]
	双重门槛	180.5850	[177.1637, 180.9300]

进一步依据门槛效应回归结果分析金融科技对创新绩效的非线性影响,结果如表6所示。从表6的结果可知,当金融科技的覆盖广度低于28.17时,金融科技对专利申请数的促进作用并不显著;当覆盖广度介于28.17和180.5850之间时,回归系数在1%的水平下显著为正;当覆盖广度高于180.5850时,系数的值略有降低,但依然在1%的水平下显著。对于专利授权数和创新效率,当金融科技的覆盖广度低于26.38时,金融科技对专利授权数和创新效率的促进作用并不显著;当覆盖广度介于26.38和180.5850之间时,回归系数为正且在1%的水平下显著;当覆盖广度高于180.5850时,系数的值略有降低,但依然在1%的水平下显著。

从整体来看,在分别以不同的被解释变量作为创新绩效的测量指标的情况下,金融科技对创新绩效的促进作用均存在门槛效应。当金融科技的覆盖广度低于第一重门槛时,金融科技对

表6 门槛效应回归结果

被解释变量	变量	系数	t值	p值
lnapp	coverage<28.1700	-0.0014	-1.06	0.289
	28.1700≤coverage<180.5850	0.0056***	24.80	0.000
	180.5850≤coverage	0.0050***	23.09	0.000
lnauth	coverage<26.3800	-0.0013	-0.85	0.397
	26.3800≤coverage<180.5850	0.0056***	25.05	0.000
	180.5850≤coverage	0.0047***	21.66	0.000
lnInno	coverage<26.3800	-0.0017	-1.10	0.271
	26.3800≤coverage<180.5850	0.0050***	22.63	0.000
	180.5850≤coverage	0.0041***	19.46	0.000

创新绩效的促进作用不显著。其原因可能是当金融科技覆盖面较低时,居民所面临的信贷约束问题依然没能得到有效解决,消费需求被抑制,从而导致企业的创新动力不足。只有跨越了这一门槛,打破地域、场景、时效和成本的边界,金融科技服务才能做到真正下沉,有效地服务社会。而当覆盖广度越过第一重门槛之后,在其他条件不变的情况下,随着金融科技覆盖广度的不断扩大,金融科技对创新绩效的促进作用会逐渐降低,但是,下降的幅度并不大,在分别以专利申请数、专利授权数和创新效率作为创新绩效的测量指标的情况下,越过第二重门槛值之后,解释变量的回归系数分别下降了0.0006、0.0009和0.0009。这表明当越过第二重门槛之后,金融科技对创新绩效的积极影响并不会因金融风险的扩大而发生质的变化,扩大金融科技的覆盖广度依然能够对提高创新绩效起到重要的推动作用。

(二)金融科技对创新绩效提升的空间溢出效应

### 1. 核心研究假设检验

为检验金融科技对创新绩效的空间溢出效应,本文分别使用专利申请数、专利授权数和创新效率作为创新绩效的测量指标,在全国范围使用地理距离矩阵进行空间计量分析,检验结果如表7所示。可以看出,不同被解释变量回归结果的 $R^2$ 以及log-likelihood数值相差不大,系数估计结果在符号和显著性方面也基本类似,模型的回归结果表现出很好的稳健性。

在全国范围内,在三个模型的回归结果中,空间自回归系数 $\rho$ 分别为0.397、0.462和0.492且均在1%的水平下显著,表明邻近地区的创新绩效水平会对本地区的创新绩效产生正向影响,即创新绩效存在空间溢出效应。在三个模型中解释变量金融科技(index)的系数均显著为正,说明金融科技对创新绩效的本地效应显著为正,与王栋和赵志宏(2019)的研究结果一致。

表7 全国层面金融科技对创新绩效提升的空间计量结果

	lnapp	lnauth	lnInno
<i>index</i>	0.010*** (7.44)	0.013*** (9.18)	0.012*** (9.10)
<i>lngdp</i>	0.227*** (6.74)	0.156*** (4.72)	0.156*** (4.79)
<i>lnemploy</i>	0.158*** (3.81)	0.240*** (5.89)	0.227*** (5.66)
<i>lnperson</i>	0.061 (1.39)	0.040 (0.92)	0.039 (0.92)
<i>lnexpend</i>	0.345*** (17.28)	0.274*** (14.07)	0.216*** (11.29)
<i>lndistan</i>	0.160*** (9.20)	0.176*** (10.22)	0.174*** (10.25)
<i>lncargo</i>	0.159*** (8.42)	0.166*** (8.91)	0.160*** (8.72)
<i>lnmail</i>	0.201*** (9.94)	0.263*** (13.18)	0.254*** (12.93)
<i>W×index</i>	0.007** (2.47)	0.006** (2.19)	0.005** (2.01)
$\rho$	0.397*** (14.79)	0.462*** (17.57)	0.492*** (18.13)
<i>sigma2_e</i>	0.281*** (30.53)	0.272*** (30.14)	0.265*** (29.94)
$R^2$	0.6677	0.6057	0.5595
log-likelihood	-1 493.7144	-1 457.8618	-1 429.5114

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%和10%的水平下显著,括号内为统计量值,下同。

另一方面,  $W \times index$  的系数也显著为正, 说明在我国金融科技能够通过地理机制对创新绩效发挥作用, 本地金融科技的发展对于周边地区创新绩效的增长存在正向的空间溢出效应。在其他控制变量中, 地区生产总值、从业人员数、研发经费投入、与金融中心城市距离、公路货运量和邮政业务总量的回归系数也都显著为正。

## 2. 异质性分析

为进一步验证金融科技对于创新绩效的空间外溢效应, 本文对京津冀、长三角和珠三角三个地区的地级市数据进行了进一步的分析。这三个地区作为中国经济最为发达的三个代表性城市群, 是国内金融业和科创企业的聚集区。通过对其进行研究, 能够对我国金融科技对创新绩效的溢出效应有更深入的理解。为对三个地区金融科技对创新绩效的空间溢出效应进行有效研究, 本文将三个地区的范围在以往划分标准的基础上进一步扩大。其中, 京津冀地区以北京为圆心, 400公里的距离为半径, 选取26个城市; 长三角地区以上海、杭州和南京三地的中点为圆心, 400公里的距离为半径, 选取38个城市; 珠三角地区以广州和深圳的中点为圆心, 400公里的距离为半径, 选取26个城市。三个代表地区的回归结果如表8所示。

表8 三大区域金融科技对创新绩效提升的空间计量结果

	京津冀			长三角			珠三角		
	$lnapp$	$lnauth$	$lnInno$	$lnapp$	$lnauth$	$lnInno$	$lnapp$	$lnauth$	$lnInno$
$index$	0.005 (1.14)	0.017*** (3.78)	0.017*** (3.78)	0.007* (1.76)	0.019*** (4.92)	0.018*** (4.89)	0.022*** (4.26)	0.034*** (5.68)	0.033*** (5.56)
$lngdp$	0.325*** (2.77)	0.239** (2.03)	0.227* (1.93)	0.368*** (3.42)	0.212** (2.00)	0.210** (2.01)	0.514*** (5.46)	0.384*** (3.50)	0.395*** (3.64)
$lnemploy$	-0.030 (-0.17)	-0.255 (-1.38)	-0.258 (-1.40)	-0.038 (-0.38)	0.132 (1.29)	0.128 (1.27)	0.279** (2.42)	0.264** (1.97)	0.238* (1.79)
$lnperson$	0.410*** (2.68)	0.489*** (3.21)	0.473*** (3.10)	-0.422*** (-3.37)	-0.556*** (-4.38)	-0.543*** (-4.35)	0.051 (0.27)	-0.326 (-1.44)	-0.283 (-1.27)
$lnexpend$	0.324*** (4.86)	0.285*** (4.29)	0.235*** (3.54)	0.620*** (9.43)	0.491*** (7.37)	0.420*** (6.41)	0.152** (2.41)	0.115 (1.58)	0.072 (1.00)
$lndistan$	0.173*** (2.83)	0.152** (2.49)	0.147** (2.41)	0.194*** (4.00)	0.134*** (2.72)	0.135*** (2.78)	0.230*** (3.03)	0.200** (2.27)	0.220** (2.51)
$lncargo$	0.006 (0.08)	0.218*** (2.77)	0.206*** (2.63)	0.181*** (3.11)	0.257*** (4.39)	0.255*** (4.43)	0.021 (0.30)	0.105 (1.32)	0.085 (1.08)
$lnmail$	0.237*** (2.64)	0.284*** (3.17)	0.280*** (3.13)	0.157*** (3.94)	0.189*** (4.66)	0.184*** (4.63)	0.040 (0.91)	0.213*** (4.10)	0.210*** (4.08)
$W \times index$	-0.022*** (-2.65)	-0.033*** (-3.95)	-0.031*** (-3.86)	0.010 (1.38)	0.019** (2.31)	0.019** (2.39)	-0.002 (-0.19)	-0.019 (-1.59)	-0.016 (-1.38)
$\rho$	0.536*** (6.75)	0.586*** (7.74)	0.607*** (7.85)	0.381*** (5.00)	0.207** (2.37)	0.213** (2.36)	0.094 (0.72)	0.315*** (2.58)	0.301** (2.48)
$sigma2_e$	0.198*** (9.84)	0.197*** (9.36)	0.196*** (9.33)	0.196*** (11.75)	0.201*** (11.36)	0.195*** (11.52)	0.171*** (10.16)	0.234*** (7.98)	0.229*** (7.57)
$R^2$	0.5817	0.7017	0.6719	0.6141	0.4427	0.3666	0.768	0.7753	0.754
$log-likelihood$	-119.467	-116.423	-116.724	-166.035	-162.931	-160.702	-104.05	-113.859	-108.657

在这三个地区, 在三个模型的回归结果中, 空间自回归系数  $\rho$  基本均显著为正, 表明创新绩效在这三个地区内均存在正向的空间溢出效应。而对于解释变量, 三个地区  $index$  系数在三个模型中基本都显著为正, 说明在这三个代表区域内, 金融科技对创新绩效的本地效应依然显著为正, 其中珠三角地区系数值最大, 其次为长三角地区, 最后是京津冀地区。而  $W \times index$  系数在京津冀地区显著为负, 在长三角地区显著为正, 在珠三角地区不显著。在京津冀地区, 三个模型中的  $W \times index$  系数均显著为负, 表明在京津冀地区金融科技对创新绩效的影响存在空间极化

效应。这可能是由于京津冀地区作为重要的首都经济圈,金融科技及创新所需的资源都要优先向北京汇集,各项政策也都优先在北京落地,形成了集周边地区之力发展北京的情况。对于长三角地区,在以专利授权数和创新效率作为被解释变量时, $W \times index$ 系数显著为正,且系数均大于全国数据的 $W \times index$ 系数。这表明在长三角地区,金融科技对创新绩效具有显著的正向空间溢出效应,且其溢出效果要高于全国平均水平。对于珠三角地区, $W \times index$ 系数不显著,可能是因为广州和深圳虽然走在金融科技发展的前列,但在整个珠三角地区内,各城市之间的金融科技发展极度不平衡。金融科技资源主要集中在广州和深圳两地之间,而未能有效向周边地区辐射。

对于控制变量,在研发投入方面,京津冀地区研发人员和研发经费投入的回归系数均显著为正;长三角地区研发人员投入显著为负,研发经费投入显著为正;珠三角地区研发人员和研发经费投入均不显著。其原因可能在于,京津冀地区作为首都经济圈,既有政策支持又有经济发展优势,不论是人才还是科创企业的数量和质量均领先于国内其他地区。长三角地区以作为金融中心的上海为龙头,虽然近些年来杭州的科技企业发展势头迅猛,但科创企业的数量和质量依然远不如北京和深圳。因此与京津冀和珠三角地区相比,长三角地区科技人才质量还是略逊一筹,从而导致研发人员的大量投入并没能对该地区的科技创新形成有效的促进作用。而珠三角地区虽然聚集了大量优质的科研人才,研发投入规模也居于全国前列,却更重视应用研究而较为忽视基础研究。由此导致了不论是科研人才还是科研经费的投入对创新的推动作用无法得到有效发挥。在交通特征方面,在珠三角地区,三个模型中公路货运量以及以专利申请数作为被解释变量的邮政业务总量均不显著。其原因可能是珠三角各城市之间距离较近,且相互之间交通均较为便利,相对于国内其他地区,在交通运输方面差距不大。

已有研究表明,在空间计量模型中,本地区解释变量的变化不仅会对周边经济单元产生影响,还会由周边经济单元进一步对本地产生冲击,传统的点估计无法准确捕捉到这种“反馈效应”。本文参考已有文献的做法,采用偏微分分解的方法,计算出全国、京津冀、长三角、珠三角地区金融科技对创新绩效的直接效应、间接效应、总效应并做进一步分析,结果如表9所示。

表9 不同区域金融科技对创新绩效提升的空间溢出效应

		全国	京津冀	长三角	珠三角
<i>lnapp</i>	直接效应	0.011*** (7.77)	0.003 (0.65)	0.007** (1.99)	0.022*** (4.17)
	间接效应	0.018*** (5.17)	-0.041* (-1.85)	0.020** (2.34)	-0.001 (-0.06)
	总效应	0.029*** (8.74)	-0.038 (-1.55)	0.028*** (3.74)	0.021* (1.92)
<i>lnauth</i>	直接效应	0.013*** (9.62)	0.015*** (2.91)	0.019*** (5.06)	0.033*** (5.43)
	间接效应	0.021*** (5.83)	-0.053** (-2.18)	0.028*** (4.00)	-0.013 (-0.87)
	总效应	0.035*** (9.74)	-0.039 (-1.45)	0.048*** (8.51)	0.021 (1.25)
<i>lnInno</i>	直接效应	0.013*** (9.58)	0.015*** (2.90)	0.019*** (5.04)	0.033*** (5.37)
	间接效应	0.022*** (5.82)	-0.052** (-2.04)	0.029*** (4.16)	-0.009 (-0.66)
	总效应	0.035*** (9.46)	-0.038 (-1.35)	0.048*** (8.69)	0.024 (1.57)

在直接效应方面,除京津冀地区以专利申请数作为被解释变量的结果之外,其余结果均显著。在三个地区中,珠三角地区金融科技对创新绩效的直接效应系数最大,其次为长三角地区,最后是京津冀地区,且三个地区都要高于全国平均水平。在间接效应方面,对于全国数据,金融科技对创新绩效的间接效应显著为正,表明金融科技对创新绩效的提升确实存在显著的空间溢出效应。对于京津冀地区,间接效应均显著为负,长三角地区间接效应均显著为正且间接效应的系数大于全国地区,珠三角地区间接效应系数不显著。偏微分分解后系数的显著性与正负号依然与表8中的回归结果保持一致。

### 3. 内生性讨论

为了缓解可能存在的内生性问题,本文借鉴Bartik(2009)及易行健和周利(2018)的做法,用滞后一阶的数字普惠金融指数 $index_{it-1}$ 与数字普惠金融指数在时间上的一阶差分 $\Delta index_{it-1}$ 的乘积构造工具变量进行工具变量估计。同时将工具变量估计的结果与ols回归以及前文空间计量的回归结果进行对照以验证结果的稳健性,回归结果如表10所示。表10报告的结果符合本文的预期,对于不同的被解释变量,核心解释变量的回归系数与显著性结果皆与前文保持一致。且F统计值远大于10,说明不存在弱工具变量问题。回归结果表明在考虑潜在的内生性问题后,金融科技仍然显著促进了区域创新绩效的提高,即本文的研究结论保持稳健。

表 10 内生性检验

	<i>lnapp</i>		<i>lnauth</i>		<i>lnInno</i>	
	ols	IV	ols	IV	ols	IV
<i>index</i>	0.018*** (12.20)	0.020*** (5.64)	0.021*** (13.95)	0.022*** (6.23)	0.021*** (13.96)	0.022*** (6.28)
<i>lngdp</i>	0.267*** (7.41)	0.220** (2.42)	0.192*** (4.92)	0.132 (1.48)	0.193*** (5.00)	0.131 (1.48)
<i>lnemploy</i>	0.091* (1.96)	0.025 (0.23)	0.193*** (3.90)	0.164 (1.51)	0.181*** (3.71)	0.152 (1.40)
<i>lnperson</i>	-0.322*** (-7.76)	-0.340*** (-3.58)	-0.408*** (-9.55)	-0.436*** (-4.69)	-0.403*** (-9.54)	-0.427*** (-4.59)
<i>lnexpend</i>	0.467*** (20.52)	0.511*** (9.25)	0.400*** (17.26)	0.428*** (7.90)	0.338*** (15.00)	0.351*** (6.49)
<i>lndistan</i>	-0.001 (-0.04)	0.037 (1.03)	-0.011 (-0.67)	0.027 (0.78)	-0.010 (-0.60)	0.026 (0.73)
<i>lncargo</i>	0.178*** (7.62)	0.187*** (3.48)	0.182*** (7.84)	0.177*** (3.34)	0.175*** (7.69)	0.176*** (3.33)
<i>lnmail</i>	0.240*** (10.06)	0.295*** (5.15)	0.320*** (13.87)	0.406*** (7.23)	0.313*** (13.88)	0.403*** (7.19)
<i>constant</i>	-6.560*** (-13.89)	-8.937*** (-7.83)	-6.504*** (-13.34)	-8.974*** (-8.01)	-8.072*** (-16.76)	-10.534*** (-9.41)
$R^2$	0.859	0.6005	0.859	0.4727	0.843	0.4238
F统计量		1705.06		1705.06		1705.06
N	1890	1620	1890	1620	1890	1620

### 4. 机制分析

为了进一步探讨金融科技对创新绩效影响的作用机制,本文以消费需求为切入点,在不改变上述控制变量的情况下,通过社会消费品零售总额的对数(*lncons*)与数字普惠金融指数(*index*)的交乘项,分析金融科技对创新绩效影响的具体路径。

本文采用社会消费品零售总额来衡量消费需求。社会消费品零售总额是表现国内消费需求最直接的数据,反映了各行业通过多种商品流通渠道向居民和社会集团供应的社会消费品

总量(白东杰和张圆,2019)。为研究金融科技对创新绩效影响的作用机制,本文引入社会消费品零售总额的对数(*lncons*)与数字普惠金融指数(*index*)的交乘项,并对其进行去中心化处理,回归结果如表11所示。可以发现,对于不同的被解释变量,金融科技(*index*)与消费需求(*lncons*)的交乘项的直接效应系数均显著为负。说明在消费需求越低的地区,金融科技的发展对本地创新绩效的促进作用越大;对于不同的被解释变量,金融科技(*index*)与消费需求(*lncons*)的交乘项的间接效应系数也均显著为负,说明在消费需求越低的地区,金融科技的发展对周边地区创新绩效的促进作用越大。金融科技的发展能够提高消费者的消费倾向,进而促进本地和周边地区的技术创新,假设1得到了证实。

表 11 机制分析结果

		<i>lnapp</i>	<i>lnauth</i>	<i>lnInno</i>
直接效应	<i>index</i>	0.026*** (7.13)	0.033*** (9.50)	0.032*** (9.06)
	<i>lncons</i>	0.607*** (15.38)	0.712*** (19.11)	0.676*** (18.18)
	<i>lncons</i> × <i>index</i>	-0.001*** (-4.45)	-0.001*** (-5.93)	-0.001*** (-5.52)
间接效应	<i>index</i>	0.089*** (5.24)	0.090*** (4.97)	0.088*** (4.70)
	<i>lncons</i>	-0.231 (-1.30)	-0.133 (-0.72)	-0.097 (-0.51)
	<i>lncons</i> × <i>index</i>	-0.004*** (-3.80)	-0.003*** (-3.30)	-0.003*** (-2.99)
总效应	<i>index</i>	0.116*** (6.63)	0.124*** (6.62)	0.120*** (6.23)
	<i>lncons</i>	0.376** (2.07)	0.579*** (3.06)	0.579*** (2.98)
	<i>lncons</i> × <i>index</i>	-0.005*** (-4.71)	-0.005*** (-4.39)	-0.004*** (-3.98)

### (三)不同距离阈值下金融科技对创新绩效的溢出效应

由本文文献回顾部分可知,金融科技虽然在一定程度上弥补了传统金融服务的不足,增强了金融的普惠性,但依然不能使金融机构完全摆脱地理位置的限制。因此,金融科技对创新绩效的空间溢出效应会随着距离的增加而逐渐减弱,并最终表现为一定的边界。本文利用模型(9)~(11)采用式(8)的空间权重矩阵进行连续回归,分别计算城市之间距离阈值为0—200 km、200—300 km、300—400 km、400—500 km、500—600 km、600—700 km时不同空间权重矩阵情形下的SDM估计结果。空间权重矩阵的具体设定方式如下:

$$W \begin{cases} 1/d_{ij}^2 & d_u < d_{ij} < d_l \text{ \& } i \neq j \\ 0 & d_u > d_{ij} \text{ or } d_{ij} > d_l \text{ or } i = j \end{cases} \quad (12)$$

其中, $d_{ij}$ 代表地区*i*和地区*j*之间的距离, $d_u$ 为空间距离阈值的下限, $d_l$ 为空间距离阈值的上线。当两个城市之间的距离在空间阈值范围之内时,则认为二者之间存在空间关系,权重为二者距离平方的倒数;当低于或高于这个阈值范围时,则认为两个城市之间不存在空间关系,权重取值为0。

本文参考余泳泽等人(2013)的研究认为距离阈值超出700千米以后,金融科技对创新绩效的促进作用开始更多地受到省域边界的影响,且空间外溢系数受异常值影响出现较多的噪声,

因此仅采纳700千米以内的结果。同时根据前文的回归结果显示,在长三角地区金融科技对于创新绩效也具有显著的空间溢出作用,因此在这一部分也对长三角地区在不同距离阈值下的空间溢出效应进行进一步的研究。由于长三角地区整体范围较小,本文选取距离阈值400千米以内的结果进行分析,全国和长三角地区的回归结果分别如表12和表13所示。

表 12 全国层面不同阈值矩阵空间溢出效应

	0—200 km	200—300 km	300—400 km	400—500 km	500—600 km	600—700 km	
<i>lnapp</i>	直接效应	0.012*** (9.47)	0.016*** (12.65)	0.017*** (13.24)	0.017*** (12.40)	0.017*** (11.91)	0.018*** (13.36)
	间接效应	0.008*** (7.48)	-0.002 (-1.61)	-0.002 (-1.16)	-0.003* (-1.87)	-0.004*** (-2.68)	-0.002 (-0.57)
	总效应	0.020*** (10.55)	0.014*** (6.33)	0.015*** (7.19)	0.014*** (6.13)	0.013*** (5.80)	0.016*** (5.28)
<i>lnauth</i>	直接效应	0.014*** (11.68)	0.019*** (14.47)	0.020*** (15.13)	0.020*** (14.88)	0.021*** (14.70)	0.021*** (15.76)
	间接效应	0.008*** (7.37)	0.001 (0.88)	0.002 (1.11)	-0.003** (-2.25)	-0.001 (-0.80)	0.002 (0.81)
	总效应	0.022*** (11.68)	0.020*** (9.69)	0.021*** (10.18)	0.017*** (8.21)	0.020*** (10.41)	0.023*** (8.45)
<i>lnInno</i>	直接效应	0.014*** (11.52)	0.018*** (14.23)	0.019*** (14.87)	0.020*** (14.66)	0.021*** (14.88)	0.021*** (15.68)
	间接效应	0.008*** (7.83)	0.002 (1.51)	0.002 (1.29)	-0.004*** (-2.67)	-0.001 (-1.59)	0.001 (0.59)
	总效应	0.022*** (11.76)	0.020*** (10.10)	0.021*** (10.10)	0.016*** (8.03)	0.019*** (10.86)	0.022*** (8.36)

表 13 长三角地区不同阈值矩阵空间溢出效应

	0—200 km	200—300 km	300—400 km	
<i>lnapp</i>	直接效应	0.006 (1.57)	0.013*** (3.60)	0.014*** (4.91)
	间接效应	0.014*** (2.65)	0.007 (1.14)	-0.003 (-0.61)
	总效应	0.020*** (4.22)	0.020*** (4.38)	0.012** (2.26)
<i>lnauth</i>	直接效应	0.019*** (5.13)	0.026*** (7.54)	0.029*** (9.97)
	间接效应	0.017*** (3.51)	0.014** (2.52)	-0.002 (-0.54)
	总效应	0.036*** (8.73)	0.040*** (10.30)	0.027*** (5.07)
<i>lnInno</i>	直接效应	0.019*** (5.03)	0.026*** (7.55)	0.029*** (9.94)
	间接效应	0.018*** (3.73)	0.013** (2.46)	-0.003 (-0.68)
	总效应	0.037*** (8.99)	0.039*** (10.46)	0.026*** (5.05)

结果显示,在全国层面,随着地理距离的增加,一是金融科技对于创新绩效的本地促进作用逐渐增强。随着距离阈值由200千米逐渐增加到700千米,金融科技发展每提升1%,专利申请

数的增加量由0.012%逐渐增长到0.018%;专利授权数的增加量由0.014%逐渐增长到0.021%;创新效率的增加量逐渐由0.014%增长到0.021%。二是在三个模型的结果中,金融科技对其他地区创新绩效的空间溢出效应只在阈值为200千米的空间权重矩阵下显著为正,即金融科技对创新绩效的空间溢出边界为200千米,空间距离在200公里以内时,本地金融科技的发展对邻近地区的创新绩效具有显著的空间溢出作用,在400—600千米左右甚至表现出空间极化现象。

在长三角地区,随着地理距离的增加,一是金融科技对于创新绩效的本地促进作用逐渐增强。随着距离阈值由200千米逐渐增加到400千米,金融科技发展每提升1%,专利申请数的增加量由0.013%逐渐增长到0.014%;专利授权数的增加量由0.019%逐渐增长到0.029%;创新效率的增加量逐渐由0.019%增长到0.029%。而且在长三角地区,以专利授权数和创新效率作为被解释变量时,金融科技对于本地创新绩效的直接效应的系数明显高于全国范围的系数。这表明相比于全国平均水平,在长三角地区,金融科技对于创新绩效的本地影响作用更大。二是以专利授权数和创新效率作为被解释变量时,金融科技对其他地区创新绩效的空间溢出效应在阈值为0—200千米和200—300千米的空间权重矩阵下显著为正,因此在长三角地区,金融科技对创新绩效的空间溢出边界为300千米,大于全国层面的空间溢出半径。而且相对于阈值为0—200千米的回归结果,在阈值200—300千米的空间权重矩阵下,金融科技对于其他地区创新绩效的空间溢出效应系数更小,显著性也更弱。由此可以证明,金融科技对于创新绩效的空间外溢效应随着地理距离的增加而逐渐减小。

## 五、研究结论与政策建议

本文从金融科技对创新绩效的影响机制出发,针对以往研究的不足,基于门槛效应与空间溢出的双重视角对金融科技对创新绩效的促进作用进行实证分析,研究发现:(1)金融科技能够通过提高消费需求,进而促进创新绩效的提高。在消费需求越低的地区,金融科技的发展对本地创新绩效的促进作用越强,对周边地区创新绩效的促进作用也越大。(2)金融科技对创新绩效的促进作用会受到金融科技覆盖广度的制约并表现出双重门槛效应。当覆盖广度低于第一重门槛时,金融科技对创新绩效的促进作用不显著;当覆盖广度位于第一重门槛和第二重门槛之间时,促进作用最强;当覆盖广度越过第二重门槛之后,促进作用会略有下降,但下降的幅度并不大。(3)金融科技对于创新绩效的提升有着显著的空间效应。随着地理距离的增加,金融科技对于创新绩效的本地促进作用会不断增加,而空间溢出作用会不断减弱,并最终表现为一定的溢出边界。目前,在全国范围内,金融科技对创新绩效提升的空间溢出范围为200千米左右。(4)珠三角地区金融科技对于创新绩效的本地促进作用最强,其次为长三角地区,最后是京津冀地区,且三个地区都要高于全国平均水平。(5)长三角地区金融科技对周边地区创新绩效的空间溢出效应最强,溢出范围最广。在珠三角地区,金融科技对创新绩效并没有显著的溢出效应,在京津冀地区甚至表现出空间极化效应。

基于所得出的结论,本文提出下列建议:第一,继续推动金融科技创新发展。同时,也要注意防范金融科技创新可能会带来的系统性风险,加强金融创新过程中的合规与风险管理。第二,继续推动金融科技普惠化发展。传统金融机构可以向金融科技企业寻求数据、技术方面的解决方案,金融科技企业可以努力凭借其对新兴技术的成熟应用以及对持牌金融机构核心业务出色的洞悉及规划能力,搭起传统金融机构和用户之间的桥梁。第三,加强各地区之间的金融科技合作共享。各地区应当推动建立数据融合机制,促进数据共享。通过建立统一规范的数据模型、实现跨平台的数据提取与追溯、完善数据共享融合机制等方式,建立可信任的数据资产共享和交易环境,推动区域金融科技发展合力,扩大金融科技的辐射范围。第四,消除金融科



技要素流动的体制性障碍。一方面,中央政府可以从制度层面出发,消除金融科技要素流动的地区壁垒;另一方面,各地方政府之间应当加强交流合作,出台一些双边或多边协议,通过市场化机制和利益补偿机制,达成双赢格局。

### 主要参考文献

- [1]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.
- [2]李春涛,闫续文,宋敏,等.金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J].中国工业经济,2020,(1):81-98.
- [3]马香品.数字经济时代的居民消费变革:趋势、特征、机理与模式[J].财经科学,2020,(1):120-132.
- [4]王栋,赵志宏.金融科技发展对区域创新绩效的作用研究[J].科学学研究,2019,37(1):45-56.
- [5]肖静华,吴瑶,刘意,等.消费者数据化参与的研发创新——企业与消费者协同演化视角的双案例研究[J].管理世界,2018,34(8):154-173,192.
- [6]易行健,周利.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[J].金融研究,2018,(11):47-67.
- [7]Cui A S, Wu F. Utilizing customer knowledge in innovation: Antecedents and impact of customer involvement on new product performance[J]. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 2016, 44(4): 516-538.
- [8]Demetriades P O, Luintel K B. The direct costs of financial repression: Evidence from India[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1997, 79(2): 311-320.
- [9]Desyllas P, Hughes A. Do high technology acquirers become more innovative?[J]. *Research Policy*, 2010, 39(8): 1105-1121.
- [10]Flavin M A. The adjustment of consumption to changing expectations about future income[J]. *Journal of Political Economy*, 1981, 89(5): 974-1009.
- [11]Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.
- [12]Jappelli T, Pagano M, Review A E. Consumption and capital market imperfections: An international comparison[J]. *American Economic Review*, 1989, 79(5): 1088-1105.
- [13]Li G Z, Dai J S, Park E M, et al. A study on the service and trend of Fintech security based on text-mining: Focused on the data of Korean online news[J]. *Journal of Computer Virology and Hacking Techniques*, 2017, 13(4): 249-255.
- [14]O'Brien R. Global financial integration: The end of geography[M]. London: Royal Institute of International Affairs, 1992.
- [15]Tobler W R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region[J]. *Economic Geography*, 1970, 46(2): 234-240.
- [16]Zhao S X B. Spatial restructuring of financial centers in mainland China and Hong Kong: A geography of finance perspective[J]. *Urban Affairs Review*, 2003, 38(4): 535-571.

## Has Fintech Promoted Innovation Performance?

Feng Yongqi, Zhang Haolin

(*School of Economics, Jilin University, Changchun 130012, China*)

**Summary:** This study takes 270 cities in China as the research object, reconstructs the influence mechanism of fintech on innovation performance based on the perspective of consumption, and deeply explores the threshold effect and spatial characteristics of the impact of fintech on innovation performance.

The conclusions are that: First, fintech has a dual threshold effect on innovation performance based on the coverage of fintech. When the coverage is lower than the first threshold, the effect of fintech on

innovation performance is not significant. When the coverage crosses the first threshold, the effect of fintech on innovation performance shows the feature of diminishing marginal efficiency as the coverage increases. Second, fintech can improve innovation performance by increasing consumption demand. The lower the consumption demand in the region, the greater the marginal utility of fintech on innovation performance. Third, fintech has a significant space spillover effect on innovation performance and this effect will attenuate as the distance increases. In the Yangtze River Delta region, the spatial spillover effect of fintech on innovation performance is more stronger compared with the national average and the scope of the spillover effect is also wider. In the Pearl River Delta region, the spatial spillover effect of fintech on innovation performance is not significant. In the Beijing-Tianjin-Hebei region, fintech even shows a spatial extreme effect on innovation performance.

Based on the conclusions above, we propose the following suggestions: First, we should continue to encourage the development of fintech. We also need to pay attention to preventing systemic risks that may be brought about by fintech at the same time. Second, we must continue to promote the inclusive development of fintech and make fintech achievements to benefit more people. Third, it is necessary to strengthen the cooperation in the field of fintech among various regions and expand the radiation scope of fintech. Fourth, we should eliminate the institutional barriers to the flow of fintech elements so as to promote the upgrading of the industrial structure.

The contributions are that: First, we use the coverage of fintech as the threshold variable to analyze the nonlinear effect of fintech on innovation performance. Second, we incorporate consumption demand into the influence mechanism of fintech on innovation performance, explore the effect of this mechanism, and further enrich the influence mechanism of fintech on innovation performance. Third, we verify the spatial spillover effect of fintech on improving innovation performance and further explore the boundary of this effect, so as to make up for the deficiencies in the current literature caused by ignoring the spatial spillover effect of fintech and innovation. Fourth, considering the differences in the distribution of financial resources, we analyze the differences of the spatial spillover effect of fintech on improving innovation performance in Beijing-Tianjin-Hebei, the Yangtze River Delta and the Pearl River Delta, which will provide a certain theoretical and practical reference for China.

**Key words:** fintech; innovation performance; threshold effect; Spatial Dubin Model

(责任编辑:王雅丽)