

doi:10.13582/j.cnki.1672-7835.2021.03.009

互联网发展与区域创新绩效提升

骆著函,朱伟靖,张宇

(浙江财经大学 经济学院,浙江 杭州 310000)

摘要:在理论分析互联网发展影响区域创新绩效内在机制的基础上,利用中国地级市层面的面板数据对理论预期进行了验证。研究发现:互联网发展显著地促进了中国地级市创新绩效的提升,这种提升作用主要通过人才交流、研发溢出和交易成本下降等途径和机制实现。互联网发展对中西部地区的影响更大,这说明互联网发展的影响可能存在边际贡献递减规律。进一步研究还表明,数字金融发展增强了互联网发展的创新绩效提升效应。这一研究明确了互联网发展在区域创新绩效提升中的作用,深化了对互联网发展与创新绩效内在关系的认识和理解,为中国区域创新绩效的提升提供了有益的参考。

关键词:互联网发展;数字金融;创新绩效

中图分类号:F424.3

文献标志码:A

文章编号:1672-7835(2021)03-0059-12

进入21世纪以来,以互联网技术为代表的新一代信息技术已渗透到经济、社会和生活的各个方面^①,我国网民数量和域名等互联网基础资源也在不断加速发展。截至2020年6月,我国网民规模达9.40亿人,与2005年相比猛增了8.29亿人;互联网普及率67.0%,较2005年提高了58.5%;注册CN域名由2005年的110万个增加至2304万个。这些互联网接入者广泛地应用大数据、云计算、电商平台等互联网工具,互联网工具不但打通了虚拟与实体空间,也打破了时间与空间约束,还促进了各种创新资源在全球化视域内的优化配置^②。同时,互联网作为一种通用技术(GPT),显著降低了创新经济活动中的交易成本,消除了特定类型服务的流动障碍,促进了信息和知识溢出^③。理论上,互联网发展带来的创新资源优化配置、知识溢出和交易成本下降很可能

会提升创新活动的绩效。由此带来的问题是:互联网发展能否促进中国各地区创新绩效提升?如果能,互联网发展提升创新绩效的机制是什么?在当前我国已转向高质量发展阶段的背景下,对这些问题的解答有着十分重要的现实意义。

众多文献关注了互联网发展对全要素生产率、出口复杂度、产业结构、进出口贸易的重要影响,而互联网发展与创新绩效的关系还未引起足够的重视,相关研究成果也明显不足。目前仅见少量文献涉及互联网发展与创新这一主题,如张旭亮等^④探讨了中国省域互联网发展的时空关联及其对区域发明专利产出的作用。王金杰等^⑤在一个企业开放式创新框架下分析了互联网对上市公司企业发明专利的影响。韩先锋等^⑥则探究了互联网发展如何驱动中国区域创新效率。王志高

收稿日期:2020-01-15

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71773107)

作者简介:骆著函(1991—),女,浙江诸暨人,博士生,主要从事产业升级与技术创新研究。

①Yushkova E. "Impact of ICT on trade in different technology groups: analysis and implications", *International Economics and Economic Policy*, 2014, 11(1-2): 165-177.

②李海舰,田跃新,李文杰:《互联网思维与传统企业再造》,《中国工业经济》2014年第10期。

③Harris R. *The internet as a GPT: factor market implications*. Cambridge: MIT Press, 1998.

④张旭亮,史晋川,李仙德,等:《互联网对中国区域创新的作用机理与效应》,《经济地理》2017年第12期。

⑤王金杰,郭树龙,张龙鹏:《互联网对企业创新绩效的影响及其机制研究——基于开放式创新的解释》,《南开经济研究》2018年第6期。

⑥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》,《中国工业经济》2019年第7期。

和梁琦^①考察了互联网发展对创新投入的影响。惠宁和刘鑫鑫^②则关注了互联网发展与创新能力的非线性关系。上述研究为互联网发展与区域创新绩效的探索提供了一定的理论和实证支持,然而,鲜有文献对互联网发展与区域创新绩效的内在关系给出明确界定,所以无法解答互联网发展提升区域创新绩效的内在机制。

基于此,本文试图在相关研究领域的文献基础上,梳理和归纳互联网发展对创新绩效的影响机制,将互联网发展纳入创新产出的函数分析框架,并采用我国2005年至2016年250个地级市面板数据,从经验层面回答上述所提出的疑问。此外,鉴于数字金融影响着资本要素流动性,很可能会影响互联网发展的创新资源配置效率,本文则进一步考察数字金融是否会影响互联网发展的创新绩效提升效应。

与已有文献相比,本文的贡献主要体现在:(1)从互联网发展视角切入创新绩效提升问题,系统分析了互联网发展对中国地级市创新绩效的影响及其内在机制,得出了富有启示意义的研究结论。这既为创新绩效和互联网等研究领域提供了新的重要发现,又为政府实施“互联网+”行动计划提升创新绩效提供参考依据。(2)在机制分析方面,采用了递归模型对互联网发展的人才交流效应、研发溢出效应和交易成本下降效应进行实证检验,这有助于深化对互联网发展与创新绩效之间内在关系的认识和理解。(3)鉴于互联网发展作用于区域创新绩效的过程中受到资本等要素的影响,本文进一步探讨了数字金融在互联网发展提升创新绩效中的作用,使得研究结论在政策层面更具启示意义。

一 理论分析与研究假说

在全球新一轮科技革命与产业变革背景下,互联网与社会各领域深度融合表现出广阔前景和无限潜力,正对各国经济社会发展产生战略性和全局性的影响。近年来,我国政府高度重视互联网发展,国务院2015年7月发布《国务院关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》,提出到2025年“互联网+”成为经济社会创新发展的重要驱动力量^③。同年12月,习近平总书记在浙江乌

镇第二届世界互联网大会开幕式发表主旨演讲时指出,“互联网对很多领域创新发展起到很强的带动作用,要用好互联网带来的重大机遇,深入实施创新驱动发展战略”。2017年党的十九大报告明确指出,要推动互联网、大数据、人工智能与实体经济深度融合。2018年的政府工作报告在“互联网+”基础上进一步强调了“数字中国、网络强国”战略。在国家政策的引导下,我国互联网实现了从无到有、从小到大和从弱到强的飞跃式发展,“互联网+三次产业”的深度融合,不断涌现出新产业、新业态和新模式。

互联网等信息技术的快速发展,不仅直接通过产业关联性改变经济部门的生产方式,还使知识、人才、资金等创新要素愈加便捷地流动。理论上,创新资源或创新要素的高效利用是提升区域创新绩效的关键,而互联网发展带来的创新资源优化配置,以及创新经济活动中交易成本下降、人才流动障碍逐步消除、先进知识的传播和溢出,都能促进创新要素或创新资源的高效利用。由此可以推测,互联网发展可能通过促进人才交流、研发溢出和交易成本下降等途径和机制,促进区域创新活动的绩效提升。

鉴于互联网具备跨时空信息传播、互联共享和信息获取近乎零成本的本质特征和先天优势,互联网将会对创新绩效提升产生重要影响。结合21世纪以来互联网技术在我国快速发展的经验事实,以及我国经济进入高质量发展阶段以后迫切需要实现创新绩效提升的客观需要,本文通过梳理相关领域的研究成果,构建如下理论分析框架探讨互联网发展对区域创新绩效的影响(如图1所示)。

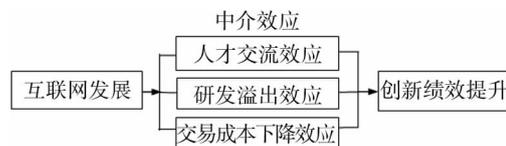


图1 理论分析框架

首先,互联网发展带来的人才交流效应有助于提升区域创新绩效。理论上,互联网发展提升创新绩效的人才交流效应主要体现在:(1)互联网发展创造的信息交互平台,提高了获取人才信息的便捷性,弱化了人才市场中信息不对称问题,

①王志高,梁琦:《互联网发展与区域创新投入》,《广东社会科学》2020年第4期。

②惠宁,刘鑫鑫:《互联网发展与区域创新能力非线性关系研究》,《科技进步与对策》2020年第12期。

③《国务院关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》(国发[2015]40号)明确,到2025年,网络化、智能化、服务化、协同化的“互联网+”产业生态体系基本完善,“互联网+”新经济形态初步形成,“互联网+”成为经济社会创新发展的重要驱动力量。

避免了求职的交通和中介费用,减少了求职的搜寻成本,促进了人才流动。而人才流动作为知识扩散或溢出的重要途径,对技术进步和新知识生产都有着积极影响^①。效率的提高源于技术进步,因而,互联网发展带来的人才流动有助于提高创新活动的投入产出效率。(2)互联网发展降低了人才供需的信息不对称,便利了人才在企业间、行业间的转移,提高了人才配置效率,最终将人才(即研发人员或创新资源)转移到相对高效的研发项目,这会提高创新资源的投入产出绩效。(3)互联网技术为不同群体和地区人才互动交流搭建了高效的渠道,企业、高校及科研院所的研究人员通过线上交流实现异质性知识互换,并通过互联网进行分类、存储和建立完善的知识库,促进先进知识在不同群体和地区人才的传播和交流,这对技术进步和新知识生产都有着积极影响,进而有助于区域创新活动的绩效提升^②。

其次,互联网发展的研发溢出效应能够促进区域创新绩效提升。具体来说:(1)互联网发展使得市场信息公开化、透明化,企业可以更为精准地获取客户需求和偏好,有助于企业更好地预测新产品或新技术的市场契合度,促进企业针对新产品和新技术需求信息进行研发活动,进而可以减少研发资金浪费,提高创新资源的产出效率。(2)作为信息共享的平台,互联网不仅加大科学信息的流动性和获取性,增强了研发技术外溢的强度和范围^③,而且更有利于企业快捷方便地获知本地或其他地区研发资金投入情况,促进创新活动的有效开展^④。理论上,互联网发展这两个方面研发溢出效应都有助于提高创新资源的配置效率。(3)互联网发展缓解地理距离对研发溢出效应的限制,具备高互联网技术水平的企业通过与同一区域研发主体的网状连接,企业之间实现了对彼此研发信息和研发技

术的吸收,加快了研发生产中各个环节的高效协同并进,研发活动逐渐跨越企业边界,促进了相应的区域创新网络形成,这也有助于提高区域创新活动的总体绩效^⑤。

最后,互联网发展带来的交易成本下降有助于提升区域创新绩效。理论上,互联网发展可以从4个方面降低企业交易成本:(1)互联网等信息技术通过“协同效应”和“效率效应”减少企业内外部的交易费用和生产成本,并且减少了因产品市场中信息不对称程度而导致的单位交易成本浪费^⑥。(2)互联网发展产生的新业态在产品贸易中弱化了地理空间约束,同时,互联网发展带来的企业组织方式变革将实体经济与虚拟经济相融合,呈现了“跨界经营”现象^⑦,进而有效降低了“冰山”运输成本^⑧。(3)互联网发展带来的“互联网+政务”的推行,缩短的审批时间和简化的审批手续降低了企业的制度性交易成本,显著降低企业管理协调成本和市场交易费用^⑨。(4)互联网发展与催生的制造企业个性化定制服务以及协同式制造等模式,延伸了商品交换价值,提升了交易效率,减少了商品单位交易成本^⑩。

依据交易成本理论,节约时间和降低交易成本是企业在外获得创新资源和技术的重要途径^⑪。互联网发展带来的交易成本下降,既可以使企业有更充沛的资金和精力投入创新活动^⑫,又可以使企业能更及时把握市场信息,加快创新要素的配置。理论上,交易成本下降的这两个方面,都有利于提升创新要素的配置效率。由此可以推测,互联网发展可以通过降低交易成本这一途径和机制促进企业创新活动的绩效提升。

综上所述,互联网发展能够促进人才交流、研发溢出和交易成本下降,进而可能对区域创新活动的绩效提升产生重要影响,由此有如下两个待

①白俊红,王钺:《研发要素的区际流动是否促进了创新效率的提升》,《中国科技论坛》2015年第12期。

②白俊红,王钺,蒋伏心,等:《研发要素流动、空间知识溢出与经济增长》,《经济研究》2017年第7期。

③岑聪,姜巍:《互联网发展、空间关联与区域协同创新》,《统计与决策》2021年第2期。

④Kremp E., Mairesse J. “Knowledge management, innovation and productivity: a firm level exploration based on French manufacturing CIS3 data”, *Journal of Financial Transformation*, 2006(17): 39-47.

⑤祝影,孙锐,翟峰:《外资研发如何影响自主创新?—基于外资研发溢出路径的模型与实证》,《科研管理》2016年第12期。

⑥黄群慧,余泳泽,张松林:《互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验》,《中国工业经济》2019年第8期。

⑦赵振:《“互联网+”跨界经营:创造性破坏视》,《中国工业经济》2015年第10期。

⑧安同良:《互联网重塑中国经济地理格局:微观机制与宏观效应》,《经济研究》2020年第2期。

⑨周衍鲁,李峰:《互联网条件下企业边界的变化》,《华东经济管理》2006年第1期。

⑩Brynjolfsson E., Hitt L. M. “Beyond computation: information technology, organizational transformation and business performance”, *Journal of Economic Perspectives*, 2000, 14(4): 23-48.

⑪Hennart J. F. “A transaction costs theory of equity joint ventures”, *Strategic Management Journal*, 1988, 9(4): 361-374.

⑫卢福财,徐远彬:《互联网对制造业劳动生产率的影响研究》,《产业经济研究》2019年第4期。

检验的假说。

假说1:互联网发展能够促进区域创新绩效的提升。

假说2:互联网发展对区域创新绩效的提升主要是通过人才交流效应、研发溢出效应和交易成本下降效应等途径与机制实现的。

二 研究设计

(一) 计量模型

为了检验前文提出的研究假说,这里设定了如下基准计量模型:

$$INO_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 INTE_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,被解释变量 INO_{it} 表示 i 地区 t 年的创新绩效水平。核心解释变量 $INTE_{it}$ 表示 i 地区 t 年互联网发展。 $Control_{it}$ 表示影响区域创新绩效的控制变量,包括人力资本、对外开放水平、研发投入强度和交通基础设施。 λ_i 表示城市个体, ε_{it} 表示随机误差项。 α_1 表示在其他影响因素控制的条件下,互联网发展对区域创新绩效的影响大小。

理论分析表明,互联网发展可以通过人才交流效应、研发溢出效应和交易成本下降效应促进区域创新绩效。借鉴 Cutler 和 Lleras-Muney^①、程令国等^②的方法,在式(1)基准模型的基础上逐步加入本文关注的渠道变量 M_{it} ,进一步拓展后的渠道分解模型如下:

$$INO_{it} = \beta_0 + \beta_1 INTE_{it} + \beta_2 Control_{it} + \beta_3 M_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, M_{it} 表示渠道变量,包括人才交流、研发溢出和交易成本变量,分别考察互联网发展的人才交流效应、研发溢出效应和交易成本效应。式(2)在式(1)的基础上,除了增加渠道变量 M_{it} 之外,其他设定与式(1)完全一致。据“渠道效应”的估计思路,通过估算分别得到式(1)和式(2)中互联网发展系数 $\hat{\alpha}_1$ 和 $\hat{\beta}_1$ 后,再计算得到 $1 - \hat{\beta}_1 / \hat{\alpha}_1$ 的值,最后知道了渠道变量 M_{it} 在解释互联网发展对区域创新绩效影响中所占的份额,直观反映了各机制的解释力度。

(二) 变量选取

1. 区域创新绩效变量(INO)

温军和冯根福^③认为专利申请数能有效衡量区域创新能力,全面反映区域创新绩效水平。考虑到专利审批至授权有较长的时间滞后性,这里采用专利申请数并非授权数以衡量区域创新绩效。

2. 互联网发展变量($INTE$)

目前学术界对互联网发展指标的选择主要从以下两个方面展开:一是多数学者结合我国互联网发展的现实境况,基于不同的维度构建指标体系并借此得到衡量互联网发展综合指数。二是倾向于选择单一衡量互联网发展指标,如 CN 域名数、网站数、互联网普及率等指标,不仅不会引起计算上的误差,也能更直接反馈互联网发展情况^④。这里借鉴安同良(2020)的方法,采用互联网普及率测度各地区的互联网发展,具体指每万人互联网用户数权衡互联网普及率。

3. 控制变量

人力资本(AE),本文借鉴范子英等^⑤的方法,用平均受教育年限衡量,即平均受教育年限=(小学生在校生数*6+中学在校生数*10.5+大学在校生数*16)/总在校生数。对外开放水平(FDI),选取当年人民币对美元的实际汇率折算的地方外商直接投资额占国内生产总值的比重衡量。交通基础设施(RAC),采用人均道路面积衡量。企业研发投入强度(RD),采用规模以上企业研发投入资金衡量。

4. 机制变量

(1)人才交流(RC)。本文借鉴韩峰和柯善咨^⑥的研究,从人才本地交流和空间交流的视角出发,测算了人才交流指标,具体的表达式为:

$$RC_i = \sum_{j=1}^n \frac{K_j}{D_{ij}^\sigma} \quad (3)$$

其中, i 和 j 均表示城市且 $i \neq j$; n 表示我国城市数;由于目前很多城市并未统计专业技术人才,本文采用信息传输、计算机服务和软件业及科研技术人数衡量城市人才之间的沟通与接触 K ; σ 表

①Cutler D M., Lleras-Muney A. "Understanding differences in health behaviors by education", *Journal of Health Economics*, 2010, 29(1):1-28.

②程令国,张晔,沈可:《教育如何影响了人们的健康?——来自中国老年人的证据》,《经济学(季刊)》2015年第1期。

③温军,冯根福:《异质机构、企业性质与自主创新》,《经济研究》2012年第3期。

④施炳展:《互联网与国际贸易——基于双边双向网址链接数据的经验分析》,《经济研究》2016年第5期。

⑤范子英,鹏飞,刘冲:《政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究》,《经济研究》2016年第1期。

⑥韩峰,柯善咨:《追踪我国制造业集聚的空间来源:基于马歇尔外部性与新经济地理的综合视角》,《管理世界》2012年第10期。

示距离衰减参数, 设其为 1^①; 参考柯善咨^②的做法, 城市间距离 D_{ij} 利用城市中心坐标和距离公式 $\varphi \cdot \arccos(\cos(\alpha_i - \alpha_j) \cdot \cos\beta_i \cdot \cos\beta_j + \sin\beta_i \cdot \sin\beta_j)$ 测算可得, 其中 φ 为地球大弧半径 6 378 公里, α_i 与 α_j 为城市中心点经度, β_i 与 β_j 为城市中心点纬度; 为了不忽略城市自身的影响, 借鉴 Head 和 Mayer^③ 的研究, 令城市自身距离 $D_{ii} = \frac{2}{3}C_{ii}$, 其中城市半径 $C_{ii} = \left(\frac{S}{\pi}\right)^{\frac{1}{2}}$, S 为城市建成区面积。

(2) 研发溢出 (YF)。借鉴韩峰和柯善咨 (2012) 的研究, 研发溢出衡量式具体如下:

$$YF_i = \sum_{j=1}^n \frac{E_j}{D_{ij}^\sigma} \quad (4)$$

其中, E 为财政支出中科学支出的城市科研活动投入; 其他符号及距离衰减参数 σ 的取值和城市间距离 D_{ij} 的测算与式 (3) 相同。

(3) 交易成本 (JY)。交易成本主要受交易技术水平和交易制度质量的影响^④。这里借鉴赵红军^⑤、高帆^⑥、程承坪和李飞^⑦的做法, 通过道路交通密度、人均汽车拥有量、人均电信业务总量、移动电话普及率、高等学校平均在校生人数和人均教育经费等指标测算交易技术, 并构建市场化总指数作为交易制度的代理变量。在此基础上, 通过对相关指标的无量纲化处理, 采用主成分分析法确定指标的权重从而确定交易效率指数。交易效率指数的大小反映了交易成本的高低, 即交易效率值越大表明交易成本越低, 反之, 交易效率值越小则说明交易成本越高。

(三) 数据说明

鉴于数据的可获得性, 本文将我国 2005 年到 2016 年设为样本区间。由于地级市层面部分城市数据存在严重缺失现象, 样本共涉及 250 个地级市。相关数据来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国社会统计年鉴》及各省统计年

鉴。其中, 发明专利申请数据通过中国专利数据库整理得到。此外, 数据存在离群值可能会对估计结果产生一定影响, 本文对所有连续变量都进行 1% 缩尾处理 (限于篇幅, 主要变量描述性统计结果未报告)。

三 实证分析与结果解释

(一) 基准估计结果分析

为了确保估计结果的准确性, 本文先检验基准模型的多重共线性, 模型的方差膨胀因子最大值远小于 10, 因此各变量没有多重共线性问题的存在。Hausmann 检验结果和 F 统计量判断更适宜采用固定效应模型估计。为了控制时间趋势可能产生的影响, 估计时控制了年度固定效应。考虑到中国地级市经济发展存在的巨大差别, 为避免截面单元的异方差性带来的估计不一致问题, 本文参数估计的统计量均采用稳健性 (robust) 估计量。表 1 报告了基准估计结果, 其中, 模型 1 至模型 5 为逐步引入控制变量的估计结果, 模型 6 至模型 7 为分地区子样本的估计结果。

1. 互联网发展的总体影响

表 1 模型 1 结果表明, 在未添加控制变量的情况下, 互联网发展系数为正且通过了 1% 的显著性检验, 表明了互联网发展正向影响了区域创新绩效。模型 2 到模型 5 则逐步加入了人力资本水平、对外开放程度、企业研发投入强度和基础设施建设等控制变量, 结果显示互联网发展明显促进区域创新绩效的提升。平均而言, 互联网普及率每增加 1 个单位, 每万人专利申请数相应增加 29.2%。这验证了前文提出的假说 1, 即互联网发展促进了中国地级市区域创新绩效的提高。此外, 人力资本也显著促进了区域创新绩效提高, 即受教育水平越高的地区, 能释放更多的人才红利, 对区域创新绩效的推动作用越突出。交通基础设施对区域创新绩效是正向影响, 值为 0.109, 这与

①顾朝林, 庞海峰:《基于重力模型的中国城市体系空间联系与层域划分》,《地理研究》2008 年第 1 期。

②柯善咨:《扩散与回流:城市在中部崛起中的主导作用》,《管理世界》2009 年第 1 期。

③Head K., Mayer T. "Regional wage and employment responses to market potential in the EU", *Regional Science and Urban Economics*, 2006, 36(5): 573-594.

④周海欧:《经济增长、交易费用与制度变迁的一个形式化分析框架——新兴古典经济学的贡献》,《当代财经》2013 年第 5 期。

⑤赵红军:《交易效率:衡量一国交易成本的新视角——来自中国数据的检验》,《上海经济研究》2005 年第 11 期。

⑥高帆:《交易效率的测度及其跨国比较:一个指标体系》,《财经经济》2007 年第 5 期。

⑦程承坪, 李飞:《交易成本对中国区域经济增长不平衡增长的影响——基于 2008—2018 年 30 个省(市)空间面板杜宾模型的实证研究》,《湘潭大学学报(哲学社会科学版)》2020 年第 6 期。

Jorgenson 等^①的研究结论相同。企业研发投入强度显著促进区域创新绩效的提高,这符合前文的理论分析和大量经验研究的结果。

表1 基准估计结果

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
	全样本					东部地区	中西部地区
<i>INTE</i>	0.557*** (29.71)	0.542*** (28.56)	0.501*** (27.04)	0.458*** (24.04)	0.292*** (14.75)	0.283*** (8.16)	0.384*** (15.92)
<i>AE</i>	-	0.158*** (4.57)	0.141*** (4.22)	0.100*** (3.00)	0.114*** (3.64)	-0.063 (-1.22)	0.508*** (11.05)
<i>FDI</i>	-	-	-0.254*** (-14.35)	-0.251*** (-14.32)	-0.158*** (-9.25)	-0.203*** (-7.73)	-0.003 (-0.12)
<i>RAC</i>	-	-	-	0.161*** (8.26)	0.109*** (5.88)	0.093*** (2.73)	0.214*** (8.62)
<i>RD</i>	-	-	-	-	0.350*** (19.38)	0.281*** (10.77)	0.202*** (10.27)
估计模型	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
观测值	3 000	3 000	3 000	3 000	3 000	1 164	1 836
城市固定	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是
聚类到城市	是	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ² 值	0.174	0.180	0.237	0.255	0.345	0.358	0.371
Number of id	250	250	250	250	250	97	153

注：“*”、“**”、“***”分别表示在 10%、5%、1% 程度下的显著性检验水平,小括号内报告的是 z 统计量。表 2 至表 5 同。

2. 互联网发展影响的地区差异

地理区位和资源条件等差异导致了互联网发展在不同维度上表现出了区域异质性。同时,伴随着工业化与城市化的迅速推进,各地区互联网发展知识溢出效应可能存在差异,加之技术水平具有自身强化和循环累积效应,这可能导致互联网发展对创新绩效的作用效果存在地区差异。从表 1 模型 6 和模型 7 可以看出,东部地区和中西部地区的互联网发展与区域创新绩效的关系显著为正,估计系数分别为 0.283 和 0.384,这进一步验证了假说 1。比较估计系数可知,互联网发展对中西部地区创新绩效的作用程度大于东部地区,这预示着中西部地区如果能正当合理应用互联网,将有效缩小与东部地区创新绩效水平的差距。对此可能的解释是,互联网发展对创新绩效的影响大小可能存在边际效应递减规律。具体来说,东部地区拥有良好的地理位置和较强的经济实力,互联网发展时间较早,处于全国领先地位,互联网发展对区域创新绩效的影响处于边际贡献递减阶段;而中西部地区互联网发展水平相对较低,互联网的发展能在更大程度上激

发创造性思维,互联网发展对创新绩效的提升红利相对较高。

(二) 工具变量结果

本文试图借助工具变量法缓解可能存在的逆向因果关系和遗漏变量等问题,以验证前文估计结果的稳健性,即选取有线电视广播普及率(*YX*)作为互联网发展的工具变量对上文结果进行稳健性检验。理由如下:互联网发展的前提条件是拥有完善的宽带基础设施^②,即宽带基础设施良好的地区极有可能是互联网普及较高的地区,而早期宽带的发展和推广依赖于有线电视基础设施建设情况,有线电视基础设施往往决定着宽带渗透率。因此,有线电视基础设施影响着互联网的发展和普及,选取有线电视广播普及率作为地区互联网发展的工具变量达到相关性要求的条件。相较于互联网发展与信息技术变革,有线电视普及率难以对区域创新绩效产生影响,在一定程度上也满足了排他性要求。

通过豪斯曼检验判断采用的样本数据是否存

①Jorgenson D W., Ho M S.,Stiroh K J.“A retrospective look at the U.S.productivity growth resurgence”,*Journal of Economic Perspectives*, 2008, 22(1):3-24.

②韩宝国,朱平芳:《宽带对中国经济增长影响的实证分析》,《统计研究》2014 年第 10 期。

在内生性问题,结果显示 P 值为 0.001,表明本文使用的工具变量法可以解决内生性问题。表 2 模型 1 至模型 3 的 Cragg-Donald、Wald F 统计量在 10%的临界水平下均大于 10,这说明了工具变量选择的正确性。从测算结果来看,表 2 模型 1 至模型 3 显示第一阶段估计结果,全样本模型 1 表明了互联网普及率与有线电视普及率显著正向相关,有线电视广播普及率越高,互联网普及率也越高,与 Czernich 等^①得出的结论相一致。同时,东部地区和中西部地区子样本估计也支持以上的结论。在第二阶段估计结果中,全样本模型 1 估计结果显示,互联网发展对区域创新绩效的影响依然显著(值为 0.240),相关解释变量的系数较前文的结果并没有发生大幅度变化,并且东部地区和中西部地区分样本估计时,互联网发展影响系数仍然显著,因而,工具变量的检验结果证

表 2 工具变量估计结果

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3
	全样本	东部地区	中西部地区
<i>INTE</i>	0.240*** (6.25)	0.214*** (11.48)	0.187*** (2.66)
<i>AE</i>	-4.001** (-2.05)	-3.882*** (-3.79)	-1.850 (-0.88)
<i>FDI</i>	-0.280 (-1.34)	0.544** (2.07)	-0.323 (-0.90)
<i>RAC</i>	0.366*** (5.89)	0.545*** (5.35)	0.289*** (6.38)
<i>RD</i>	0.142*** (2.65)	0.714*** (2.92)	-0.730** (-1.97)
<i>R</i> ² 值	0.455	0.561	0.417
城市固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
聚类到城市	是	是	是
第一阶段估计结果			
<i>YX</i> (工具变量)	160.577*** (5.80)	1 140.317*** (11.39)	50.721** (2.39)
控制变量	是	是	是
观测值	3 000	1 164	1 836
Anderson LM 统计量	33.36*** [0.000]	117.34*** [0.000]	5.71*** [0.017]
Cragg-Donald	33.67	129.82	5.71
Wald F 统计量	{16.38}	{16.38}	{16.38}
Number of id	250	97	153

明了上文相关结论具有稳健性。

(三) 稳健性检验

为验证前文基准估计结果的有效性,除上文加入一系列控制变量进行回归和工具变量估计以外,这里采取更换被解释变量和核心解释变量进行稳健性检验。

1. 核心解释变量的重新选取

本文采用每万人移动互联网用户数(*YD*)重新衡量互联网的发展水平。从表 3 模型 1 的估计结果看,每万人移动互联网用户数对区域创新绩效造成的影响效应与基准回归的符号方向和显著性保持高度一致性,模型 2 和模型 3 的东部和中西部部分样本估计结果也同时显著,这表明前文估计结果具有较好稳健性。

2. 创新绩效的重新衡量

较于专利数据库中外观设计专利和实用新型专利而言,发明专利有较高的技术含量且更适合创新研究。这里采用每万人发明专利申请数变量进行稳健性检验(用符号 *PAT* 表示)。表 3 中模型 4 表明互联网发展对区域创新绩效有着积极的作用,模型 5 和模型 6 结果验证前文相关结果具有稳健性。

四 影响机制分析

在前文互联网发展对地级市创新绩效的提升效应已经明确的基础上,根据理论部分的机制分析,互联网发展的提升效应主要是通过促进人才流动、研发溢出和交易成本下降等渠道机制实现的,本部分将依据前文设定的计量模型和机制变量对互联网发展的影响机制进行检验,以更好地认识和理解互联网发展提升地级市创新绩效的基本规律,估计结果如表 4 所示。

(一) 人才交流效应分析

表 4 中的模型 1 和模型 2 报告了在全样本下互联网普及率对人才交流的回归结果。从模型 1 的结果来看,互联网发展与人才交流呈现显著的正向关系,在其他条件不变的情况下,互联网普及率每提高一个单位,人才交流比重显著上升 7.2 个百分点。这一结果与理论预期相符,在一定程度上印证了彭向和蒋传海^②的研究结论。接下来,本文将进一步探究分解互联网发展影响区域

^①Czernich N., Falck O., Kretschmer T. "Broadband infrastructure and economic growth", *Economic Journal*, 2011, 121(552) :505-532.

^②彭向,蒋传海:《产业集聚、知识溢出与地区创新——基于中国工业行业的实证检验》,《经济学(季刊)》2011 年第 3 期。

表3 稳健性检验结果

解释变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
	更换解释变量(互联网发展, <i>YD</i>)			更换被解释变量(创新绩效, <i>PAT</i>)		
	全样本	东部地区	中西部地区	全样本	东部地区	中西部地区
<i>YD</i>	0.357*** (18.56)	0.460*** (13.30)	0.323*** (13.16)	—	—	—
<i>INTE</i>	—	—	—	0.309*** (14.11)	0.283*** (7.83)	0.356*** (12.35)
<i>AE</i>	-0.006 (-0.19)	-0.178*** (-3.53)	0.418*** (8.50)	0.161*** (4.67)	-0.034 (-0.62)	0.476*** (8.66)
<i>FDI</i>	0.141*** (-8.38)	-0.151*** (-5.91)	-0.001 (-0.04)	-0.105*** (-5.57)	-0.159*** (-5.83)	0.017 (0.53)
<i>RAC</i>	0.022 (1.17)	0.005 (0.14)	0.140*** (5.19)	0.109*** (5.35)	0.063* (1.79)	0.177*** (5.96)
<i>RD</i>	0.352*** (20.58)	0.250*** (10.42)	0.227*** (11.42)	0.338*** (16.91)	0.279*** (10.31)	0.217*** (9.22)
估计模型	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
观测值	3 000	1 164	1 836	3 000	1 164	1 836
城市固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
聚类到城市	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ² 值	0.372	0.415	0.344	0.282	0.306	0.254
Number of id	250	97	153	250	97	153

表4 影响机制检验结果

被解释变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
	人才交流效应		研发溢出效应		交易成本效应	
	<i>RC</i>	<i>INO</i>	<i>YF</i>	<i>INO</i>	<i>JY</i>	<i>INO</i>
<i>INTE</i>	0.072*** (6.37)	0.277*** (13.98)	0.331*** (12.05)	0.280*** (13.82)	0.160*** (9.04)	0.108*** (5.06)
<i>RC</i>	—	0.211*** (6.37)	—	—	—	—
<i>YF</i>	—	—	—	0.035** (2.55)	—	—
<i>JY</i>	—	—	—	—	—	0.236*** (8.27)
<i>AE</i>	0.165*** (9.26)	0.079** (2.50)	0.367*** (8.46)	0.101** (2.19)	0.831*** (24.01)	-0.210*** (-4.43)
<i>FDI</i>	0.042*** (4.25)	-0.167*** (-9.80)	0.025 (1.05)	-0.159*** (-9.31)	0.035** (2.32)	-0.070*** (-3.98)
<i>RAC</i>	0.177*** (16.73)	0.071*** (3.70)	0.616*** (23.96)	0.087*** (4.29)	0.252*** (14.52)	0.041* (1.88)
<i>RD</i>	0.176*** (17.04)	0.313*** (16.60)	0.446*** (17.79)	0.335*** (17.55)	0.606*** (36.67)	0.284*** (10.87)
$1 - \hat{\beta}/\hat{\alpha}$ (机制解释强度)	—	5.14%	—	4.11%	—	63.01%
估计模型	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
观测值	3 000	3 000	3 000	3 000	3 000	3 000
城市固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
聚类到城市	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ² 值	0.276	0.354	0.415	0.346	0.652	0.300
Number of id	250	250	250	250	250	250

创新绩效的渠道效应,模型 2 汇报了分解项的估计结果。依据前文的分析, $1 - \hat{\beta}_1 / \hat{\alpha}_1$ 是指在人才交流渠道变量增加后互联网普及率的上升幅度,也就是人才交流渠道变量在解释互联网发展对区域创新绩效提升效应中所占的比例。模型 2 的结果显示,人才交流效应在解释互联网发展对区域创新绩效的促进作用中有着重要意义。具体而言,互联网发展通过人才交流效应这个传导机制,对创新绩效产生促进作用,提升效应为 5.14%。

(二) 研发溢出效应分析

表 4 模型 3 和模型 4 报告了互联网发展对研发溢出的回归结果。从模型 3 可以看出,当互联网普及率每提高一个单位,研发溢出比重就会增加 33.1 个百分点,这印证了韩峰和柯善咨(2012)的结论,即互联网等信息技术发展使地区间研发溢出效应更为明显,有利于本地和相邻地区的技术进步。模型 4 报告的是互联网发展的研发溢出效应分解,可以看出,互联网发展通过研发溢出效应这个传导机制来提升创新绩效,提升效应为 4.11%。

(三) 交易成本效应分析

表 4 模型 5 和模型 6 报告了互联网发展的交易成本效应回归结果。从模型 5 的结果可以看出,互联网普及率与交易效率指数呈现显著的正向关系,在其他条件不变的情况下,互联网普及率每提高一个单位,交易效率值就显著提高 16 个百分点,这表明,互联网发展显著地促进了交易成本下降。这在一定程度上印证了黄群慧等(2019)的结论。接着,这里进一步探究交易成本效应在解释互联网发展创新绩效提升中的作用,以便直观形象地展现渠道变量的解释能力。模型 6 报告了互联网发展对区域创新绩效的交易成本效应的分解情况,可以看出,交易成本效应这个传导机制在互联网发展提升创新绩效的过程中承担了 63.01% 的提升效应。

综上所述,人才流动效应、研发溢出效应、交

易成本效应在一定程度上解释了互联网发展对区域创新绩效的促进作用,同时也披露如下重要信息,即在互联网发展对区域创新绩效的渠道效应中,交易成本效应发挥的作用最大,人才交流效应的贡献次之,研发溢出效应的贡献最为有限。

五 拓展分析:数字金融发展的影响

前文在假定资本要素自由流动的条件下,验证了互联网发展对区域创新绩效的影响。实际上,以传统金融为主的资本市场可能存在属性错配、领域错配和阶段错配等问题^①,这可能会影响互联网发展对区域创新绩效的作用效果。与传统金融相比,通过互联网及信息技术手段与传统金融服务业态相结合的新一代金融服务——数字金融^②,具备了数字化、普惠性和包容性等特点,服务于多个领域的实体经济,能有效纠正传统金融属性错配、领域错配和阶段错配等问题,会影响到资本要素的流动性和资本配置效率,因而,数字金融很可能会影响互联网发展对创新绩效的提升效应。由此带来的疑问是:互联网发展对地级市创新绩效的提升效应,是否会受到数字金融发展状况影响?对这个问题的解答,有助于深化对互联网发展提升区域创新绩效内在规律的认识和理解,在政策层面更具明确的启示意义。

基于此,这里采用学术界通常的做法,在基准模型的基础上增加互联网发展与数字金融的乘积项进行检验。计量模型的设定如下:

$$INO_{it} = \theta_0 + \theta_1 INTE_{it} + \theta_2 Z_{it} + \theta_3 Z_{it} \times INTE_{it} + \theta_4 Control_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中, Z_{it} 表示数字金融发展变量,由数字金融总指数及数字金融分项指数(包括数字金融覆盖广度、使用深度、数字化程度三个分项指数)来反映。 θ_3 表示数字金融发展与互联网发展乘积项的系数,反映数字金融发展对互联网发展的创新绩效提升效应的影响。这里采用北京大学数字金融研究中心编算的“北京大学数字普惠金融指

^①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》,《管理世界》2020年第5期。

^②数字金融包括互联网支付、移动支付、网上银行、金融服务外包及网上贷款、网上保险、网上基金等金融服务。数字金融被广泛用于移动支付重构商业模式,提供创新机遇。如企业利用大数据和云计算等先进技术可以了解和挖掘消费者的消费能力和消费结构,对新商业模式的创造和技术创新有较好的支持作用。数字金融提供的金融服务缓解了融资约束带来的创业困境,为区域创业活动提供资金保障。与传统的金融机构有较高的融资条件相比,数字金融的服务门槛较低,可以满足中小微企业和低收入人群的创业需求,提高居民家庭创业的可能性。特别是在新冠肺炎疫情的影响下,数字化金融与传统产业的融合已是推动经济稳定发展的重要途径。互联网与数字金融的互动性和交融性,为跨区域的信息交换、流通和技术传播提供基础条件。

数”2011年到2016年城市数据^①衡量地级市数字金融发展状况。该指数利用蚂蚁金服的数字普惠金融海量数据测算得出,总指数由数字金融覆盖广度、使用深度、数字化程度三个分项指数构成。

表5模型1报告了加入互联网发展与数字金融总指数交互项的估计结果,可以看出,互联网发展的系数仍显著为正,交互项的系数在1%的显著性水平为正,值为0.126,这说明,数字金融对互联网发展的创新绩效提升效应产生了显著的促进作用。对此可能的解释是:(1)数字金融与互联网的融合发展能降低金融服务成本,扩大金融服务覆盖领域,实现金融机构和客户协作共赢的局面,进而促进了区域创新活动的效率提升。(2)随着互联网技术的创新性发展,金融服务与日常生活紧密结合,不仅衍生出了支付宝、微信等支付

平台,涵盖了医疗、旅游、市政等生活和商业的生态圈,也为广大群众提供了支付、信贷、保险、基金等多种形式的金融服务,极大地促进了区域创新活动的开展,而数字普惠金融具备较强的地理穿透能力和宽泛的金融服务,利用“互联网+”普惠金融,落后地区或贫困人群将节约高额的时间成本和交通成本用以创新创业^②。(3)数字金融中广泛使用的人工智能能快速和高效地实现创新资金供需双方匹配,并通过用户社会网络关系设定信用评价等级,解决了信息不对称等问题,提高了创新融资的质量和服务水平。数字金融发展越好的地区会因为数字金融的普惠性和包容性等特点,能更好地促进互联网发展加深人才交流效应和吸收研发溢出效应,进而促进区域创新绩效的提升。

表5 数字金融发展的影响估计结果

解释变量	模型1	模型2	模型3	模型4
	数字金融总指数	数字金融覆盖广度 分项指数	数字金融使用深度 分项指数	数字金融数字化程度 分项指数
<i>INTE</i>	0.075** (2.58)	0.059** (1.99)	0.106*** (3.69)	0.134*** (4.63)
<i>INDEX</i>	0.084*** (7.63)	—	—	—
<i>INTE * INDEX</i>	0.126*** (17.36)	—	—	—
<i>COV</i>	—	0.082*** (7.06)	—	—
<i>INTE * COV</i>	—	0.147*** (17.35)	—	—
<i>USE</i>	—	—	0.069*** (6.58)	—
<i>INTE * USE</i>	—	—	0.123*** (16.45)	—
<i>DIG</i>	—	—	—	0.059*** (5.89)
<i>INTE * DIG</i>	—	—	—	0.101*** (15.64)
<i>AE</i>	-0.074* (-1.90)	-0.040 (-1.05)	-0.032 (-0.84)	-0.069* (-1.73)
<i>FDI</i>	0.015 (1.07)	0.012 (0.86)	0.009 (0.62)	0.011 (0.77)

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》,《经济学(季刊)》2020年第4期。

②焦瑾璞:《普惠金融体系建设的 key 问题》,《中国农村金融》2014年第16期。

续表 5

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	数字金融总指数	数字金融覆盖广度 分项指数	数字金融使用深度 分项指数	数字金融数字化程度 分项指数
<i>RAC</i>	-0.020 (-1.13)	-0.017 (-0.98)	-0.011 (-0.62)	-0.008 (-0.45)
<i>RD</i>	0.154*** (6.76)	0.166*** (7.20)	0.178*** (8.19)	0.202*** (9.34)
估计模型	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
城市固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
聚类到城市	是	是	是	是
观测值	1 500	1 500	1 500	1 500
<i>R</i> ² 值	0.373	0.363	0.361	0.345
Number of id	250	250	250	250

表 5 模型 2 至模型 4 报告了引入数字金融一级分项指数及其交互项的估计结果。从模型 2 可以看出,数字金融覆盖广度分项指数的系数显著为正,而且互联网发展与覆盖广度交互项的系数也在 1% 显著性水平下为正,值为 0.147。这表明数字金融的覆盖广度越广,越能更好地服务于更多的创新项目,进而能够更好地改善互联网发展对区域创新绩效的提升效应。这也说明数字金融的普惠性金融服务特点,能够有效地提升区域创新活动的效率。

模型 3 的估计结果显示,数字金融使用深度分项指数的系数显著为正,而且与互联网发展的交互项系数也在 1% 的显著性水平下为正,值为 0.123。这说明,数字金融的金融业务种类增加和高频率使用,能够更好地为创新活动提供高质量金融服务,这既能提高创新活动的效率,还能更好地促进互联网发展的研发溢出和交易成本下降,进而有助于改善互联网发展的创新绩效提升效应。

从模型 4 可以看出,数字金融数字化程度分项指数的系数显著为正,与互联网发展的交互项系数在 1% 的显著性水平下为正,其值为 0.101。这说明,金融服务数字化程度提高带来的金融服务便利性以及金融服务的低门槛、低成本优势,能够更好地降低创新活动中的交易成本,这既提高了创新活动的资源配置效率,又改善了互联网发展的创新绩效提升效应。

综上所述,互联网发展对地级市创新绩效的提升效应会受到数字金融发展水平的影响,在数

字金融发展水平较高的地区,互联网发展的正向影响更大。而且数字金融覆盖广度、使用深度、数字化程度分项指数的提高,都增强了互联网发展对地方创新绩效的促进作用。

六 主要结论与政策启示

互联网发展如何影响区域创新绩效? 本文的实证结果支持理论分析的预期,即互联网发展显著地促进了地级市创新绩效的提升,这种提升效应存在明显的地区差异,互联网发展对中西部地区的提升效应更为明显,这可能说明互联网发展的创新绩效提升效应存在边际报酬递减规律。互联网发展对区域创新绩效的提升主要是通过人才交流、研发溢出和交易成本下降等途径和机制实现的,交易成本效应的贡献最大,人才交流效应次之,研发溢出效应的贡献最为有限。进一步研究发现,互联网发展对区域创新绩效的作用效果受到数字金融的影响,在数字金融发展水平较高的地区,互联网发展的正向影响更大。而且,数字金融覆盖广度、使用深度、数字化程度分项指数的提高,都增强了互联网发展对地方创新绩效的促进作用。

从政策层面来看,本文的研究结论具有如下启示意义:

第一,地方政府需制定相关措施大力发展互联网技术,并重视人才交流、研发溢出和交易成本下降的重要影响。具体来说,需要从硬件和软件两方面提高互联网发展水平。硬件方面,需要通过加快实施“宽带中国”战略、提升北斗卫星的全

球服务水平、实施云计算工程、构建国家新兴信息基础设施体系等方面推进。软件方面需要加强校企的应用合作,建设人才培养体系;将高校前沿的科技成果引入专业教学中,培养全球视角的“互联网+”高端人才。此外,促进不同地区和产业间人才交流,重视科研人员的创造价值,并通过平台规则内化交易成本,制定合理的制度降低创新活动的交易成本。

第二,政府的区域创新绩效促进措施需要针对地区差异有所侧重。互联网发展影响的地区差异对“互联网+”区域创新战略提出更高的要求 and 标准,需要充分发挥东部地区互联网发展的优势,并完善中西部的互联网资源和加强相应的政策偏向,将互联网发展要素积极流向和扩散到中西部地区,借此能有效解决经济较落后地区的网络发展短板问题。此外,中西部地区还需要加快完善网络等设施设备,有效利用好东部地区流入的互联网资源,利用后发优势把握住新时代、新机遇。

第三,地方政府需要根据本地数字金融发展的实际情况,充分发挥数字金融在互联网发展促进创新绩效中的重要作用。具体来说:需要制定金融与科技深度融合的政策措施,鼓励金融业态向多元化发展,为数字金融赋能企业创新提供良好的制度环境,不断提升数字金融的服务能力。需要促进传统金融机构与数字金融的深度融合,精准甄别和下放金融资源以促进高效率企业的创新发展,特别是在我国以银行为主导的金融结构背景下,鼓励互联网企业依法合规提供创新金融产品和服务,更好地满足中小微企业、创新型企业 and 个人的投融资需求,全面提升数字金融服务能力和普惠水平。需要积极引导风险投资基金、私募股权投资基金和产业投资基金投资数字金融企业。需要改进和完善金融监管,平衡金融风险与实体经济创新,构建科学合理的监管体系,有效防范数字金融风险及其外溢效应。

Internet Development and Improvement of Regional Innovation Performance

LUO Jun-han, ZHU Wei-jing & ZHANG Yu

(School of Economics, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou 310000, China)

Abstract: Based on theoretical analysis of the internal mechanism influenced by the development of the Internet on regional innovation performance, the theoretical expectations are verified through using panel data of China's prefecture-level cities. The study finds that the development of the Internet has significantly promoted the improvement of the innovation performance of China's prefecture-level cities. This improvement is mainly achieved through ways and mechanisms, such as talent exchange, R&D spillover, and transaction cost reduction. The development of the Internet has a greater impact on the central and western regions, which shows that the influence of the development of the Internet may have a law of diminishing marginal contributions. Further research also shows that the development of digital finance has enhanced the innovation performance improvement effect of Internet development. The research has clarified the role of Internet development in the improvement of regional innovation performance, deepened the understanding of the internal relationship between Internet development and innovation performance, and provided a useful reference for the improvement of regional innovation performance in China.

Key words: Internet development; digital finance; innovation performance

(责任校对 莫秀珍)