

数字经济对“一带一路”沿线国家 创新绩效的影响研究

李晓钟, 毛芳婷

(杭州电子科技大学经济学院, 浙江 杭州 310018)

摘要: 利用 2010—2018 年“一带一路”沿线 40 个样本国家的面板数据从整体层面和区域层面两个维度就数字经济对创新绩效的影响机制、空间溢出效应和非线性效应进行了实证检验。研究发现: (1) 数字经济能够显著提升“一带一路”沿线国家的创新绩效, 已成为目前“一带一路”沿线国家创新绩效提升的重要驱动力; (2) 数字经济能够通过促进产业结构升级间接提升“一带一路”沿线国家的创新绩效; (3) 数字经济的创新溢出效应具有正向且显著的“边际效应”递增的非线性特点, 并且产业结构升级还能够正向强化数字经济的非线性创新溢出; (4) 数字经济对“一带一路”沿线国家创新绩效的促进作用存在区域异质性, 对欧洲地区样本国家的促进作用明显高于亚洲、非洲地区的样本国家。基于实证结论, 提出推进“一带一路”沿线国家数字经济发展进程与创新绩效提升的对策建议。

关键词: “一带一路”; 数字经济; 创新绩效; 区域异质性; 空间溢出效应

中图分类号: F49 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2023)01-0040-11

Research on the impact of digital economy on the innovation performance of countries along “the Belt and Road”

LI Xiaozhong, MAO Fangting

(School of Economics, Hangzhou Dianzi University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Based on the panel data of 40 sample countries along “the Belt and Road” from 2010 to 2018, this paper conducts an empirical test on the influence mechanism and spatial spillovers and nonlinear effect of digital economy on innovation performance from the overall and regional dimensions. The results show that : (1) Digital economy can significantly improve the innovation performance of the countries along “the Belt and Road”, and has become an important driving force for the improvement of innovation performance of the countries along “the Belt and Road”. (2) Digital economy can indirectly improve the innovation performance of countries along “the Belt and Road” by accelerating the upgrading of industrial structure. (3) The innovation spillover effect of digital economy has the nonlinear characteristics of positive and significant increase of “marginal effect”, and the industrial structure upgrading as a mediating factor can also positively strengthen the nonlinear innovation spillover effect of digital economy. (4) There is regional heterogeneity in the promotion effect of digital economy on the innovation performance of countries along “the Belt and Road”, and the innovation dividend of digital economy in sample countries in Europe is obviously higher than that in

收稿日期: 2021-10-08 修回日期: 2022-11-27

基金项目: 国家社科基金重大项目“互联网融合产业经济理论与政策研究”(17ZDA054)。

作者简介: 李晓钟(1964—), 女, 江苏无锡人, 杭州电子科技大学经济学院院长、教授、博士生导师、智慧产业研究所所长, 研究方向为数字经济、国际贸易与产业发展。

sample countries in Asia and Africa. Based on the empirical conclusion, the paper puts forward some countermeasures and suggestions to promote the development process of digital economy and innovation performance of countries along “the Belt and Road”.

Key words: “the Belt and Road”; digital economy; innovation performance; regional heterogeneity; spatial spillover effects

当前,全球正面临新一轮的技术与产业变革,数字经济作为未来经济增长的新动力,正对“一带一路”沿线国家社会经济的创新驱动发展产生着重要影响。2019年4月,习近平总书记在第二届“一带一路”国际合作高峰论坛开幕式上指出,创新就是生产力,中国要与各国共建数字丝绸之路、创新丝绸之路,加强数字经济合作^[1]。2022年1月,国务院印发的《“十四五”数字经济发展规划》指出数字经济已经成为改变全球竞争格局的关键力量。根据《“一带一路”大数据报告(2017)》显示,“一带一路”沿线国家互联网基础设施建设呈高速增长态势,沿线国家移动电话平均普及率高达121.35%,电脑平均普及率达52.43%,并且数据表明信息化建设需求也呈现快速增长态势。因此,精准把握“一带一路”沿线国家数字经济与创新绩效的发展现状,深入研究数字经济对创新绩效的影响,对“一带一路”沿线国家相关政策的制定和执行,推进“一带一路”建设具有重要意义。

近年来,数字经济对创新绩效的影响已成为国内外学者研究的主题,与数字经济影响创新绩效比较密切的文献是信息化对创新绩效的影响和互联网对创新绩效的影响。①信息化对创新绩效的影响。许多文献证实了其对创新活动的积极影响。Forés等^[2]研究发现区域创新主体能够借助信息通信技术实现创新能力的提升。Cui等^[3]基于中国225家公司的数据,研究发现信息技术能够对企业创新绩效产生积极影响。董祺^[4]研究发现信息化投入对创新成果增长具有显著正向影响,而信息化与研发投入之间存在负的交互效应。②互联网对创新绩效的影响。学者们普遍认为互联网对创新绩效具有促进作用。Paunov等^[5]研究发现互联网对不同企业创新绩效的影响程度不同,效率较高、吸收能力较强的企业更容易从互联网中获得创新收益。李晓钟等^[6]、张旭亮等^[7]研

究发现互联网对中国创新能力的影响存在区域异质性,对东部地区的促进作用效应明显高于中西部地区。惠宁等^[8]、韩先锋等^[9]分析发现互联网对中国区域创新能力存在边际报酬递增的正向非线性影响的特征。③数字经济对创新绩效的影响。关于数字经济对创新绩效影响的直接研究较少,更多学者着重于研究数字经济与经济增长的关系。王开科等^[10]在理论分析的基础上,从实证层面探讨了数字经济对经济高质量增长的驱动作用。Lyytinen等^[11]探讨了产品创新数字化如何重塑创新网络中的知识创造和共享。汪亚楠等^[12]研究认为数字金融能够显著地促进中国城市创新,且促进作用存在区域异质性。李雪等^[13]研究发现数字经济能够通过直接效应和间接效应促进中国区域创新绩效的提升。温珺等^[14]研究发现数字经济对创新能力的促进作用具有非线性特点。

由此可见,已有文献为研究数字经济对“一带一路”沿线国家创新绩效的影响提供了一定的思路。但是,“一带一路”沿线国家数字经济对创新绩效影响的区域差异以及空间效应等尚待进一步深入研究。本文尝试在以下3个方面有所贡献:一是将数字经济与创新绩效相联系,探索数字经济影响创新绩效的内在机理,为探究创新绩效的提升路径提供一个新思路;二是构建创新产出模型和空间面板模型,定量分析数字经济对“一带一路”沿线国家创新绩效的直接效应、间接效应和空间溢出效应;三是构建门槛模型,揭示数字经济影响创新绩效的非线性效应,并探讨政策建议,以期推进“一带一路”沿线国家数字经济发展进程与提升创新绩效提供决策依据。

一、理论分析与研究假设

数字经济跨时空信息传播^[15]、数据共享等特征,不仅能对创新绩效产生直接影响,而且能通过“数字+”赋能创新要素,从而对创新绩效产生间

接影响。同时,考虑到互联网的“梅特卡夫法则”,即网络溢出具有边际效应递增的特征^[13],数字经济对创新绩效的影响也可能具有非线性特点和空间溢出效应。本文将主要从作用机制、非线性效应及空间溢出效应 3 个方面探讨数字经济对创新绩效的影响,提出研究假设。

(一)数字经济影响创新绩效的作用机制

数字经济对创新绩效提升具有直接传导机制,主要通过以下 3 个层面实现。一是数字技术是数字经济发展的基础,是新业态新模式迭代升级的驱动力,也会激发消费者对产品多样化的创新需求,传统的产品供给方单方向输出流动转变为产品供需双方的双向交换流动,从而促使产品产量的提升和种类的增加,并逐渐形成规模效应,规模报酬递增可以节约各类成本,进而提高创新主体的研发效率,最终提升整个地区的创新绩效。二是数字经济破除了时空的限制,实现了信息传播路径和范围的拓展,从而促进信息的溢出^[6],这使得创新主体和创新活动的参与者更为方便地获取外部信息,能够较容易地享受到高效的创新服务,获得更多的数字经济中的创新溢出红利。三是数字经济的发展会优化产品,促使产品品质的提升。一方面,产品规模的扩大与产品种类的增加使经济系统复杂性提高,带来新的匹配问题。而在这一过程中,数字经济提高了生产要素流动效率,加快了物流、资金流、商流、信息流的扩散,优化了要素使用环境,降低了要素流动成本,从而推动了各种生产要素的优化配置。此外,大数据、互联网、区块链等数字化技术的发展为经济市场中的匹配问题提供了解决方案。另一方面,数字经济使得市场更加透明,降低了创新要素供需双方的信息不对称,企业间竞争加剧,倒逼其创新能力的提高,生产更加优化的产品,进而提升创新绩效。

数字经济对创新绩效提升还存在间接传导机制。一方面,数字经济通过推动传统产业的优化升级,进而提升创新绩效。数字经济具有高渗透性和创造性的特征,数字技术、数字服务通过大数据、云计算、信息化等方式渗透到传统产业的各个

环节,改变了传统产业的生产方式和组织模式,激发了传统产业的创新能力,促进了各类传统产业生产要素的优化配置,推动了传统产业的产业链向中高端攀升,助力了传统产业向数字化、智能化方向变革,传统产业的产业生态得以重构,而传统产业的改造与优化进一步为产业创新绩效的提升提供了强大的驱动力。另一方面,数字经济通过促进新兴产业的形成,进而提升创新绩效。数字经济的高渗透性特征打破了产业间的边界,促进了信息通信技术与各领域的深度融合,加快了产业链上下游融合的速度,进而由数字产业化和产业数字化实现产品种类的增加和产品模式的创新,催生出网络化、智能化、协同化的产业新形态,不断推动产业结构的优化升级,产业结构升级又会倒逼数字经济进行技术革新和产品革新^[9],从而进一步推动创新绩效的提高。基于此,本文提出以下研究假设。

假设 H1:数字经济可以直接提升“一带一路”沿线国家创新绩效。

假设 H2:数字经济可以通过促进产业结构升级间接提升“一带一路”沿线国家创新绩效。

(二)数字经济对创新绩效影响的空间溢出效应

数字经济跨时空信息传播的特征,使得区域间信息活动的关联性在更广范围、更深层次上得以提升^[15]。

Yilmaz 等^[16]较早地发现了信息化带来的空间溢出效应。高杨等^[17]借助空间杜宾模型分析得出信息化对农业绿色全要素生产率具有显著的空间溢出效应。互联网发展对创新绩效的提升同样具有显著的促进效应与正向的空间溢出效应^[7]。由于数字经济包含互联网,因此其对创新绩效的影响也可能存在空间溢出效应。一方面,数字经济跨区域整合资源要素的特征增加了不同区域企业间交流协作的机会,使得创新型企业之间以及创新型企业与非创新型企业之间创新思维的碰撞几率不断增加,技术外溢的强度不断提升,创新活动的范围不断扩展,进而推动各类企业协同创新水平的不断提升。另一方面,数字经济的发展促进

了区域间创新主体的交流与联系,加速了知识、技术在各创新主体之间充分的交流与传播,创新主体能够借助数字经济有效地获取新知识、新技术并实现优化与沉淀,而区域间创新系统中知识存量、技术存量的快速积累会进一步推动人力资本积累和高级化的进程,人力资本水平的普遍提高又会进一步强化知识、技术的溢出效应,形成一种积极的正反馈循环,进而推动整体创新绩效的不断提升。基于此,本文提出以下研究假设。

假设 H3:数字经济对“一带一路”沿线国家创新绩效的影响存在空间溢出效应。

(三)数字经济对创新绩效影响的非线性溢出效应

数字经济打破了时空的限制,模糊了创新活动的边界,而数字经济的“梅特卡夫法则”也表明了数字经济对创新绩效的影响可能具有动态非线性特征。

一方面,数字经济发展初期信息通信基础设施还不完善,网络的覆盖范围较小,强度较低,信息获取成本较高。随着数字经济使用范围的扩大和发展水平的提升,信息的搜索和获取成本降低,边际成本下降,边际收益增加,开始产生创新收益。这会刺激消费者对创新主体提出更高的创新需求,而数字经济的开放共享使得创新主体能够更便捷地获取创新资源。当数字经济发展水平持续提升,信息的搜索、获取和吸收成本进一步降低,边际成本不断下降,边际收益不断增加,带来更多的创新溢出,在这种正反馈机制下,产生了各创新主体数字经济创新溢出的“边际递增效应”。

另一方面,数字经济发展初期数字技术水平较低,创新研发成本较高。随着数字经济基础设施的不断完善、数字技术的逐渐成熟和数字产业规模的不断扩大,创新研发的边际成本开始下降,边际收益开始增加。当数字经济规模持续扩大,创新主体会更容易搜索和获取新信息和新技术,创新研发的边际成本不断下降,边际收益不断增加,创新溢出也会不断增多;当规模达到一定程度时,整个社会效益呈指数级增长,从而实现规模经

济,产生更多的创新收益。基于此,本文提出以下研究假设。

假设 H4:数字经济对“一带一路”沿线国家创新绩效的影响具有“边际效应”递增的非线性特征。

二、模型选择与数据说明

(一)模型选择

为了验证上述研究假设,本文利用生产函数来估算数字经济对创新绩效的影响机制。

$$Y_t = A \cdot K_t^\alpha \cdot L_t^\beta \quad (1)$$

式中, Y_t 表示第 t 年的创新产出; K_t 表示第 t 年的研发资本投入; L_t 表示第 t 年的研发人力资本投入; α 、 β 为系数, A 为广义的技术进步,表示影响创新产出的其余因素,包括外商直接投资、金融发展程度、城市化水平等影响因素。同时,为消除异方差的影响,对式(1)两边取对数处理,构建模型如式(2)所示。

$$\ln Gi_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Dig_{i,t} + \gamma_2 \ln K_{i,t} + \gamma_3 \ln L_{i,t} + \gamma_4 \ln Fdi_{i,t} + \gamma_5 \ln Fin_{i,t} + \gamma_6 \ln Urb_{i,t} + C_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式中, $Gi_{i,t}$ 为 i 国家第 t 年的创新绩效; $Dig_{i,t}$ 为 i 国家第 t 年的数字经济发展水平; $K_{i,t}$ 为 i 国家第 t 年的研发资本投入; $L_{i,t}$ 为 i 国家第 t 年的研发人力资本投入; $Fdi_{i,t}$ 为 i 国家第 t 年的外商直接投资水平; $Fin_{i,t}$ 为 i 国家第 t 年的金融发展程度; $Urb_{i,t}$ 为 i 国家第 t 年的城市化水平; γ_1 、 γ_2 、 γ_3 、 γ_4 、 γ_5 、 γ_6 为系数,其中 γ_1 反映的是数字经济对创新绩效的直接作用效应; $i=1,2,\dots,40$,分别表示“一带一路”沿线40个国家; $t=2010,2011,\dots,2018$; γ_0 为截距项; $\varepsilon_{i,t}$ 为扰动项; C_i 与 δ_t 分别为国家个体效应和时间效应。

为分析数字经济对创新绩效可能存在的间接作用机制,根据上文所述,将产业结构升级作为中介变量,并构建中介效应模型,如式(3)和式(4)所示。式中, ξ_1 、 ξ_2 、 ξ_3 、 ξ_4 、 ξ_5 、 ξ_6 为系数, ξ_1 反映的是数字经济对产业结构升级的作用效应; φ_1 、 φ_2 、 φ_3 、 φ_4 、 φ_5 、 φ_6 、 φ_7 为系数, φ_1 反映的是数字经济对创新绩效的作用效应; ξ_0 、 φ_0 为截距项;其他字母含义同上。

$$\ln Ind_{i,t} = \xi_0 + \xi_1 \ln Dig_{i,t} + \xi_2 \ln K_{i,t} + \xi_3 \ln L_{i,t} + \xi_4 \ln Fdi_{i,t} + \xi_5 \ln Fin_{i,t} + \xi_6 \ln Urb_{i,t} + C_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\ln Gii_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 \ln Dig_{i,t} + \varphi_2 \ln K_{i,t} + \varphi_3 \ln L_{i,t} + \varphi_4 \ln Fdi_{i,t} + \varphi_5 \ln Fin_{i,t} + \varphi_6 \ln Urb_{i,t} + \varphi_7 \ln Ind_{i,t} + C_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

由于“一带一路”沿线各个国家间数字经济的发展存在关联性,因此可能存在空间溢出效应,本文在式(2)的基础上进一步构建 SAR、SEM、SDM 3 种空间计量模型。

$$\text{SAR} : \ln Gii_{i,t} = \rho W \ln Gii_{i,t} + \gamma_1 \ln Dig_{i,t} + \gamma_2 \ln K_{i,t} + \gamma_3 \ln L_{i,t} + \gamma_4 \ln Fdi_{i,t} + \gamma_5 \ln Fin_{i,t} + \gamma_6 \ln Urb_{i,t} + C_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$\text{SEM} : \ln Gii_{i,t} = \gamma_1 \ln Dig_{i,t} + \gamma_2 \ln K_{i,t} + \gamma_3 \ln L_{i,t} + \gamma_4 \ln Fdi_{i,t} + \gamma_5 \ln Fin_{i,t} + \gamma_6 \ln Urb_{i,t} + C_i + \delta_t + \omega_{i,t} \\ \omega_{i,t} = \eta W \omega_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$\text{SDM} : \ln Gii_{i,t} = \rho W \ln Gii_{i,t} + \gamma_1 \ln Dig_{i,t} + \gamma_2 \ln K_{i,t} + \gamma_3 \ln L_{i,t} + \gamma_4 \ln Fdi_{i,t} + \gamma_5 \ln Fin_{i,t} + \gamma_6 \ln Urb_{i,t} + \nu_1 W \ln Dig_{i,t} + \nu_2 W \ln K_{i,t} + \nu_3 W \ln L_{i,t} + \nu_4 W \ln Fdi_{i,t} + \nu_5 W \ln Fin_{i,t} + \nu_6 W \ln Urb_{i,t} + C_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

式中, ρ 、 η 、 ν_1 、 ν_2 、 ν_3 、 ν_4 、 ν_5 、 ν_6 表示空间相关系数; W 表示空间权重矩阵;其他字母含义同上。

为了更准确地衡量创新活动空间关联潜在特征,本文构建了以下两种空间权重矩阵。一是地理空间权重矩阵 W_{ij}^G 。两个国家在地理上有共同边界时赋予权重值 1,否则为 0;二是经济特征空间权重矩阵 W_{ij}^E 。经济相似性空间权重矩阵使用国家 i 与国家 j 的人均 GDP 的相似度来测度,当 $i \neq j$ 时,经济相似性空间权重矩阵的权重系数为 $W_{ij}^E = 1/|d_i - d_j|$, d_i 与 d_j 分别表示国家 i 与国家 j 的人均 GDP,而当 $i = j$ 时, $W_{ij}^E = 0$ 。

为了检验创新活动中是否存在数字经济的非线性影响效应,在式(2)的基础上进一步构建面板门槛模型,如式(8)和式(9)所示。

$$\ln Gii_{i,t} = \psi_0 + \psi_1 \ln Dig_{i,t} \cdot I(\ln Dig_{i,t} \leq Th) + \psi_2 \ln Dig_{i,t} \cdot I(\ln Dig_{i,t} > Th) + \psi_3 \ln K_{i,t} + \psi_4 \ln L_{i,t} + \psi_5 \ln Fdi_{i,t} + \psi_6 \ln Fin_{i,t} + \psi_7 \ln Urb_{i,t} + C_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$\ln Gii_{i,t} = \psi_0 + \psi_1 \ln Dig_{i,t} \cdot I(\ln Stu_{i,t} \leq Th) +$$

$$\psi_2 \ln Dig_{i,t} \cdot I(\ln Stu_{i,t} > Th) + \psi_3 \ln K_{i,t} + \psi_4 \ln L_{i,t} + \psi_5 \ln Fdi_{i,t} + \psi_6 \ln Fin_{i,t} + \psi_7 \ln Urb_{i,t} + C_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

式(8)中, $Dig_{i,t}$ 既是核心解释变量又是门槛变量; $I(\cdot)$ 为指示函数,当满足括号内条件时取值为 1,反之则取值为 0; Th 为待估计门槛值。式(9)中, $Stu_{i,t}$ 为二三产业之和占比,并作为门槛变量,其中 ψ_1 、 ψ_2 、 ψ_3 、 ψ_4 、 ψ_5 、 ψ_6 、 ψ_7 为系数, ψ_0 为截距项,其他字母含义同上。式(8)和式(9)为假设存在一个门槛的模型,具体可根据实际检验结果扩展为多门槛模型。

(二) 变量选取

1. 被解释变量。创新绩效 (Gii) 是本文的被解释变量。当前,对全球经济体创新能力的评估主要通过各类指标完成,由康奈尔大学、欧洲工商管理学院和世界知识产权组织 (WIPO) 合作构建的全球创新指数 (GII) 是目前公认的衡量创新能力的主要参考,其研究指标设计与其他评价指标相比更为完善。因此本文选取 GI 中创新产出指数作为创新绩效的评价指标。

2. 核心解释变量和门槛变量。本文选取数字经济发展水平 (Dig) 作为核心解释变量。借鉴相关学者的研究成果^[18-19],依据相关性、代表性以及可获得性等原则,构建数字经济发展水平评价指标体系,包括 4 个一级指标,即 ICT 基础设施、ICT 产业应用、ICT 产业发展、ICT 创新竞争力。其中,ICT 基础设施包含固定电话覆盖率、移动电话覆盖率、安全互联网服务器覆盖率 3 个二级指标。ICT 产业应用包含固定宽带使用率、移动宽带使用率、互联网用户率 3 个二级指标。ICT 产业发展包括高科技出口占比、ICT 产品出口占比 2 个二级指标。ICT 创新竞争力包括最新技术可用度、高等教育入学率、风险资本可用度 3 个二级指标。

利用上述 4 个一级指标、11 个二级指标构建“一带一路”沿线国家数字经济发展水平评价指标体系,采用熵值法对数据进行处理。具体估算方法如式(10)所示。

$$Dig_{i,t} = \sum_j w_j P_{i,t,j}$$

$$= \sum_j \left[\frac{\left(1 + \frac{1}{\ln(\ln)} \sum_i \sum_j P_{i,t,j} \ln(P_{i,t,j})\right)}{\sum_j \left(1 + \frac{1}{\ln(\ln)} \sum_i \sum_j P_{i,t,j} \ln(P_{i,t,j})\right)} \right] P_{i,t,j} \quad (10)$$

式中, n 为样本国家的个数; w_j 为第 j 项指标的权重; $p_{i,t,j}$ 为第 j 项指标下第 t 年国家 i 占该指标的比重; 其他字母含义同上。

另外, 本文选取数字经济发展水平 (Dig) 和二产业之和占比 (Stu) 作为门槛变量, 检验创新活动中数字经济的非线性影响效应。

3. 中介变量。产业结构升级 (Ind), 产业结构升级能够有效拉动微观主体需求, 催生新的经济增长点, 进而影响创新绩效。本文根据相关学者^[9,15]的标准选用第三产业和第二产业的产值之比来衡量。

4. 控制变量。参考已有文献^[12-14], 影响创新绩效的还有以下因素: 研发资本投入 (K), 用研发支出占 GDP 比重来表示; 研发人力资本投入 (L), 用高等教育入学率来表示; 外商直接投资水平

(Fdi), 用外商直接投资净流入额来表示, 并做标准化处理; 金融发展程度 (Fin), 用金融部门国内信贷占 GDP 比重来表示, 并做标准化处理; 城市化水平 (Urb), 用城市人口占总人口比重来表示。

(三) 数据说明

基于上文指标数据的可得性和完整性, 本文选取包括中国在内共 40 个“一带一路”沿线国家^① 2010—2018 年的相关数据。其中, 研发支出占 GDP 比重、高等教育入学率、外商直接投资净流入额、金融部门国内信贷占 GDP 的比重、城市人口占总人口比重、第三产业和第二产业的产值之比、二产业之和占比的数据来自世界银行数据库; 数字经济发展水平指数根据熵值法估算得到, 指标原始数据主要来自世界银行数据库、《全球信息技术报告》^②、国家统计局数据等; 创新产出指数来自《全球创新指数报告》^③。对个别原始数据缺失值, 通过对整体数据变化趋势的分析, 得到相应的数值。主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	符号表示	样本量	平均值	最小值	最大值	标准差
被解释变量	创新绩效	Gii	360	31.876 4	12.140 1	53.300 2	8.285 0
核心解释变量	数字经济发展水平	Dig	360	0.002 8	0.001 4	0.004 2	0.000 5
门槛变量	二三产业之和占比	Stu	360	87.733 3	59.401 7	104.246 7	8.348 1
中介变量	产业结构	Ind	360	2.095 1	0.053 9	7.672 7	1.136 9
控制变量	研发资本投入	K	360	0.761 7	0.050 0	4.950 0	0.780 5
	研发人力资本投入	L	360	50.313 3	8.000 0	142.850 7	23.056 9
	外商直接投资水平	Fdi	360	0.216 4	0.000 0	1.000 0	0.108 5
	金融发展程度	Fin	360	0.002 8	0.000 3	0.009 5	0.001 4
	城市化水平	Urb	360	60.464 2	16.770 0	99.139 7	18.701 6

实证结果与分析

(一) 基准回归和空间效应分析

首先, 本文对面板模型 (2)、模型 (3) 和模型 (4) 进行 Hausman 检验。这 3 个模型的 P 值均接

近于 0, 因此本文选择固定效应模型进行估计, 实证结果如表 2 所示。

由表 2 中的直接效应结果可知, 核心解释变量数字经济对“一带一路”沿线国家创新产出的促进

① 资料来源: 本文根据人民网 (<http://ydy1.people.com.cn/n1/2017/0420/c411837-29225243.html>) 所列明的 65 个“一带一路”沿线国家。基于指标数据的可得性和完整性, 确定包括中国在内的 40 个“一带一路”沿线国家作为样本国家。样本国家按地区分类: 欧洲的 16 国 (阿尔巴尼亚、保加利亚、克罗地亚、捷克、爱沙尼亚、匈牙利、拉脱维亚、立陶宛、北马其顿、摩尔多瓦、波兰、罗马尼亚、俄罗斯、斯洛伐克、斯洛文尼亚、乌克兰); 亚非的 24 国 (中国、蒙古国、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、印度、斯里兰卡、格鲁吉亚、阿塞拜疆、亚美尼亚、印度尼西亚、马来西亚、越南、泰国、巴林、以色列、希腊、沙特阿拉伯、塞浦路斯、卡塔尔、约旦、阿曼、埃及、尼泊尔、巴基斯坦)。

② 资料来源: 世界经济论坛 (<https://cn.weforum.org/>)。

③ 资料来源: 世界知识产权组织数据库 (<http://www.wipo.int/wipogold/en/>)。

作用系数为 0.338,说明数字经济显著促进了“一带一路”沿线国家创新绩效的提升。由表 2 中的中介效应结果可知,数字经济对产业结构升级的促进作用系数为 0.863,验证了数字经济能够显著促进产业结构升级;加入中介变量产业结构升级之后,产业结构升级对创新产出的促进作用系数为 0.084,但数字经济对创新产出的促进作用系数为 0.266,低于基本回归模型数字经济对创新产出的促进作用系数。这说明数字经济可以通过促进产业结构升级间接推动创新绩效的提升,验证了本文的假设 H1 和假设 H2。

为了保证研究结论的稳健性,首先,本文采用 Sobel 检验方法对中介效应进行进一步检验。由表 2 最后一行的 Sobel 检验结果可知,Sobel Z 值在 10% 的统计水平上显著,说明产业结构升级的中介效应显著,进一步验证了假设 H2。

其次,本文采用莫兰指数法(Moran's I)对空间效应模型进行检验,“一带一路”沿线国家 2010—2018 年数字经济发展水平的全局莫兰指数如表 3 所示。由表 3 可知,地理空间权重矩阵和经济特征空间权重矩阵下,“一带一路”沿线国家各年度全局莫兰指数均通过了显著性检验,这说明

2010—2018 年“一带一路”沿线国家的数字经济发展水平呈现集聚特征,且存在显著且正向的空间相关性,即数字经济发展水平高的国家能够对周边国家产生正向影响。

表 2 数字经济影响创新绩效的估计结果

变量	直接效应	中介效应	
	lnGü	lnInd	lnGü
lnDig	0.338 ** (2.07)	0.863 ** (2.13)	0.266 * (1.65)
lnK	0.079 *** (3.17)	0.061 (0.99)	0.074 *** (3.02)
lnL	0.156 *** (3.12)	0.311 ** (2.50)	0.130 *** (2.62)
lnFdi	-0.069 (-1.12)	-0.169 (-1.10)	-0.055 (-0.91)
lnFin	-0.089 ** (-2.57)	-0.536 *** (-6.21)	-0.044 (-1.22)
lnUrb	-1.657 *** (-5.19)	-1.242 (-1.56)	-1.553 *** (-4.95)
lnInd	—	—	0.084 *** (3.72)
cons	10.880 *** (6.09)	1.253 (0.28)	10.412 *** (6.01)
观测值	360	360	360
R ²	0.287	0.261	0.318
Adj-R ²	0.164	0.133	0.197
F	8.800	7.706	9.480
Sobel Z	—	—	0.072 *

注: *、**、*** 代表在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 有统计学意义;括号内为变量的 T 值。

表 3 数字经济发展水平的全局莫兰指数

年份	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
地理空间权重矩阵	0.264 ** (2.167)	0.251 ** (2.073)	0.220 ** (1.841)	0.204 ** (1.721)	0.207 ** (1.745)	0.255 ** (2.109)	0.243 ** (2.020)	0.189 * (1.610)	0.203 ** (1.709)
经济特征空间权重矩阵	0.532 *** (5.488)	0.523 *** (7.034)	0.558 *** (6.404)	0.556 *** (6.599)	0.537 *** (6.697)	0.501 *** (6.389)	0.474 *** (5.276)	0.464 *** (6.842)	0.502 *** (5.236)

注: *、**、*** 代表在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 有统计学意义;括号内为 Z 值。

参考 Anselin 等^[20]的判断标准,本文采用 LM 检验来进行空间计量模型的选择。LM 检验结果显示,两种空间权重矩阵下创新产出指数模型的 LMLAG 较之 LMERR 在统计上更加显著,且部分 R-LMLAG 显著而 R-LMERR 不显著。因此,本文选择空间滞后模型(SAR)进行空间效应分析。同时,由 Hausman 检验结果可知,空间计量模型采用固定效应更为合适。回归结果如表 4 所示。

结合表 2 和表 4 的估计结果可以发现,无论是考虑数字经济发展水平的空间相关性,lnDig 系数估计值均显著为正,表明数字经济对“一带一路”沿线国家创新绩效的提升具有显著且正向的影响。其中,非空间面板 lnDig 系数估计值(0.338)

表 4 数字经济影响创新绩效空间计量模型的回归结果

变量	创新产出指数	
	地理空间权重矩阵	经济特征空间权重矩阵
lnDig	0.289 * (1.92)	0.419 *** (2.81)
lnK	0.073 *** (3.20)	0.074 *** (3.30)
lnL	0.153 *** (3.35)	0.156 *** (3.46)
lnFdi	-0.070 (-1.25)	-0.066 (-1.19)
lnFin	-0.076 ** (-2.37)	-0.089 *** (-2.84)
lnUrb	-1.582 *** (-5.40)	-1.566 *** (-5.41)
观测值	360	360
R ²	0.295	0.287
Log-likelihood	365.019	367.475

注: *、**、*** 代表在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 有统计学意义;括号内为变量的 T 值。

介于地理空间权重矩阵(0.289)和经济特征空间权重矩阵(0.419)之间,表明如果忽略各变量地理空间相关性会高估数字经济对创新绩效的影响,如果忽略经济特征空间相关性会低估数字经济对创新绩效的影响。基于地理空间权重矩阵和经济特征空间权重矩阵估计结果可以发现,研发资本投入和研发人员投入的促进作用系数均在1%水平上显著为正,说明研发资本投入和研发人员投入对提高创新绩效起着显著的促进作用。外商直接投资水平的促进作用系数为负,但不显著,这可能是因为外来投资在给当地带来资本的同时也对当地的技术造成挤占,反而会不利于当地创新绩效的提升,这与赵涛等^[15]的研究结果相一致。城市化水平的促进作用系数为负,可能是因为“一带一路”沿线国家城市化规模虽然达到一定程度,但其发展质量尚有待提高,故城市化反而会阻碍创新绩效的提升,这与聂萼辉^[21]的研究结果相一致。

金融发展水平的促进作用系数为负,可能的原因在于“一带一路”沿线许多国家金融市场发展水平不一,2018年样本国家中金融部门国内信贷占比最高的国家是中国(218.31%),占比最低的国家是阿塞拜疆(13.13%),金融信贷规模不高,难以以为技术创新提供有效支撑,这也与李雪等^[13]的研究结果相一致。这一估计结果反映出当前“一带一路”沿线国家各创新主体间存在较强的空间相关性,数字经济已经成为“一带一路”沿线国家创新绩效提升的重要驱动力,验证了本文的假设1和假设3。

(二)非线性效应分析

考虑到数字经济的“梅特卡夫法则”,本文利用Hansen^[22]的方法,对面板门槛存在性进行检验,经过“自抽样法”(bootstrap)反复抽样300次后,结果如表5所示。由表5可知,数字经济发展水平和二三产业之和占比均存在单一门槛。

表5 数字经济和二三产业之和占比对创新绩效的门槛效果检验

门槛变量	因变量	解释变量	模型	F 值	P 值	10%	5%	1%
数字经济 发展水平	ln <i>Gii</i>	ln <i>Dig</i>	单一门槛	50.46	0.006 7	28.080 1	34.104 8	44.756 7
			双重门槛	15.53	0.276 7	23.569 1	26.798 2	46.519 1
	估计值					置信区间		
	单一门槛值		-6.400 0			[-6.433 4, -6.379 8]		
二三产业 之和占比	ln <i>Gii</i>	ln <i>Dig</i>	单一门槛	36.73	0.010 0	22.729 8	26.262 5	36.427 8
			双重门槛	15.16	0.236 7	20.480 9	25.113 5	41.476 6
	估计值					置信区间		
	单一门槛值		4.122 4			[4.110 3,4.134 9]		

门槛模型的回归结果如表6所示。由表6可知,“一带一路”沿线国家数字经济发展水平对创新绩效的影响具有显著的非线性特征,即创新系统中出现了数字经济的溢出效应。具体来看,当 $\ln Dig \leq -6.400 0$,即 $Dig \leq 0.001 7$ 时,数字经济对创新产出的促进作用系数为0.412;当 $\ln Dig > -6.400 0$,即 $Dig > 0.001 7$ 时,数字经济对创新产出的促进作用系数为0.471。这说明数字经济的创新溢出效应具有正向且显著的“边际效应”递增的非线性特点,证实了本文提出的假设H4。同时,由表6中以二三产业之和占比作为门槛变量的估计结果可知,当 $\ln Stu \leq 4.122 4$,即 $Stu \leq 61.707 2\%$ 时,数字经济对创新产出的促进作用系数为0.268;当 $\ln Stu > 4.122 4$,即 $Stu > 61.707 2\%$ 时,数字经济对创新产出的促进作用系数为0.330。这说明数字经济对创新绩效正向且“边际效应”递增的影响依然存在,再次证实了本文提出的假设3。

表6 数字经济影响创新绩效门槛模型的回归结果

变量	创新产出指数	
门槛变量	lnDig	lnStu
门槛值(Th)	-6.400 0	4.122 4
$\ln Dig \cdot I$ ($Adj \leq Th$)	0.412 *** (2.69)	0.268 * (1.83)
$\ln Dig \cdot I$ ($Adj > Th$)	0.471 *** (3.06)	0.330 ** (2.24)
lnK	0.056 ** (2.40)	0.064 *** (2.60)
lnL	0.100 ** (2.09)	0.080 (1.60)
lnFdi	-0.063 (-1.10)	-0.072 (-1.18)
lnFin	-0.088 *** (-2.72)	-0.106 *** (-3.12)
lnUrb	-1.083 *** (-3.48)	-1.164 *** (-3.52)
cons	9.538 *** (5.66)	8.787 *** (4.98)
观测值	360	360
R ²	0.377	0.297
Adj-R ²	0.266	0.183
F	12.290	11.863

注: *、**、*** 代表在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 有统计学意义;括号内为变量的T值。

由表 7 可知,在以数字经济发展水平为门槛变量时,在 2010 年,样本国家中仅尼泊尔和巴基斯坦 2 个国家未达到数字经济发展水平门槛值(0.001 7),到 2018 年,所有样本国家均达到数字经济发展水平门槛值。在以二三产业之和占比为门槛变量时,在 2010 年,样本国家中仅尼泊尔未达到门槛值(61.707 2%),到 2018 年,所有样本国家均达到二三产业之和占比门槛值。

表 7 门槛回归的样本空间分布(2010 年和 2018 年)

门槛变量	门槛值	2010	2018
数字经济发展水平	$Dig \leq 0.001\ 7$	尼泊尔、巴基斯坦	无
	$Dig > 0.001\ 7$	中国、蒙古国、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、印度、斯里兰卡、乌克兰、格鲁吉亚、俄罗斯、阿塞拜疆、摩尔多瓦、亚美尼亚、印度尼西亚、马来西亚、越南、泰国、巴林、以色列、希腊、沙特阿拉伯、塞浦路斯、卡塔尔、约旦、阿曼、埃及、爱沙尼亚、斯洛文尼亚、拉脱维亚、匈牙利、立陶宛、克罗地亚、北马其顿、波兰、保加利亚、罗马尼亚、捷克、斯洛伐克、阿尔巴尼亚	中国、蒙古国、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、印度、斯里兰卡、乌克兰、格鲁吉亚、俄罗斯、阿塞拜疆、摩尔多瓦、亚美尼亚、印度尼西亚、马来西亚、越南、泰国、巴林、以色列、希腊、沙特阿拉伯、塞浦路斯、卡塔尔、约旦、阿曼、埃及、爱沙尼亚、斯洛文尼亚、拉脱维亚、匈牙利、立陶宛、克罗地亚、北马其顿、波兰、保加利亚、罗马尼亚、捷克、斯洛伐克、阿尔巴尼亚、尼泊尔、巴基斯坦
二三产业之和占比	$Stu \leq 61.707\ 2\%$	尼泊尔	无
	$Stu > 61.707\ 2\%$	中国、蒙古国、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、印度、斯里兰卡、乌克兰、格鲁吉亚、俄罗斯、阿塞拜疆、摩尔多瓦、亚美尼亚、印度尼西亚、马来西亚、越南、泰国、巴林、以色列、希腊、沙特阿拉伯、塞浦路斯、卡塔尔、约旦、阿曼、埃及、爱沙尼亚、斯洛文尼亚、拉脱维亚、匈牙利、立陶宛、克罗地亚、北马其顿、波兰、保加利亚、罗马尼亚、捷克、斯洛伐克、阿尔巴尼亚、巴基斯坦	中国、蒙古国、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、印度、斯里兰卡、乌克兰、格鲁吉亚、俄罗斯、阿塞拜疆、摩尔多瓦、亚美尼亚、印度尼西亚、马来西亚、越南、泰国、巴林、以色列、希腊、沙特阿拉伯、塞浦路斯、卡塔尔、约旦、阿曼、埃及、爱沙尼亚、斯洛文尼亚、拉脱维亚、匈牙利、立陶宛、克罗地亚、北马其顿、波兰、保加利亚、罗马尼亚、捷克、斯洛伐克、阿尔巴尼亚、尼泊尔、巴基斯坦

(三) 区域异质性分析

由于“一带一路”沿线不同地区、不同国家的社会经济发展程度、资源禀赋、数字经济发展水平、创新产出水平等存在差异,故数字经济对创新绩效的影响也存在区域异质性。因此,本文将样本国家分为欧洲地区(包括 16 个国家)和亚非洲地区(包括 24 个国家),并进行比较分析。在分类回归的检验之前,首先对不同区域的数字经济发展水平和创新产出差异进行描述性统计分析。由表 8 可知,欧洲地区的样本国家数字经济发展水平和创新产出均领先于亚非洲地区的样本国家,两类区域间的均值分别相差近 0.000 3 和 5.863 9。

表 8 不同区域的数字经济发展水平和创新产出差异

变量	数字经济发展水平(<i>Dig</i>)				创新产出指数(<i>Gii</i>)			
区域	样本数	均值	中位数	标准差	样本数	均值	中位数	标准差
欧洲	144	0.003 0	0.003 0	0.000 4	144	35.394 7	34.850 0	6.747 2
亚非洲	216	0.002 7	0.002 6	0.000 6	216	29.530 8	27.985 0	8.365 4

本文以欧洲地区的样本国家为对照组,设置区域虚拟变量,将数字经济发展水平与虚拟变量进行交互项处理,再进行回归分析,区域异质性估计结果如表 9 所示。

由表 9 可知,作为对照组的欧洲地区的样本国家,其数字经济对创新产出的促进作用系数为 0.744,在 1% 水平上显著;亚非洲地区的样本国家数字经济对创新产出的促进作用系数为 0.116(0.744-0.628),在 1% 水平上显著。由此可见,数字经济对样本国家中的欧洲地区和亚非洲地区的创新绩效均具有显著的促进作用,且对欧洲地区的样本国家促进作用大于亚非洲地区的样本国家。这表明数字经济对“一带一路”沿线国家创新绩效的促进作用存在显著的区域异质性,欧洲地区的样本国家数字经济对创新绩效的促进作用更强,究其原因可能主要是欧洲地区的样本国家数字经济发展较早,相关基础设施相对完善,因此数字经济的创新红利能够更充分地释放。

表9 数字经济影响创新绩效的区域异质性分析

变量	创新产出指数
$\ln Dig$	0.744 *** (3.37)
$\ln K$	0.083 *** (3.37)
$\ln L$	0.163 *** (3.29)
$\ln Fdi$	-0.066 (-1.09)
$\ln Fin$	-0.060 * (-1.65)
$\ln Urb$	-1.355 *** (-4.05)
亚非洲 $\times \ln Dig$	-0.628 *** (-2.70)
$cons$	9.961 *** (5.53)
观测值	360
R^2	0.304
$Adj-R^2$	0.180
F	8.866

注: *、*** 代表在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.01$ 有统计学意义;括号内为变量的 T 值。

(四) 稳健性检验

上文通过对样本国家中的欧洲地区和亚非洲地区的回归分析,证明本文的结论具有一定的稳健性。为进一步增强研究结论的可靠性,本文从以下3个方面进行稳健性检验:①增加控制变量。创新要素流动受政府经济政策导向的影响,因此,增加政府干预(Gov)为控制变量,选用财政支出占GDP的比重衡量政府干预程度,再进行回归,结果如表10第(1)列所示;②对样本的时间范围进行缩减处理。将2010年和2018年的全部样本剔除,仅利用2011年至2017年的面板数据进行回归,结果如表10第(2)列所示;③对模型可能存在的内生性问题进行处理。将数字经济的滞后一期作为当期数字经济的工具变量,并基于固定效应的2SLS模型进行回归,结果如表10第(3)列所示。由表10可知,相关变量的系数结果与上文研究结果基本保持一致,说明上文得出的主要结论稳健,再次证明了本文的研究假设。

四、结论与对策建议

本文基于2010—2018年“一带一路”沿线40个样本国家的数据,利用面板固定效应模型、中介效应模型、门槛模型和空间计量模型,从作用机制、空间溢出效应和非线性效应3个方面分析了数字经济对“一带一路”沿线国家创新绩效的影响。

表10 稳健性检验结果

被解释变量	创新产出指数		
变量	(1)	(2)	(3)
$\ln Dig$	0.337 ** (2.06)	0.534 *** (2.63)	0.513 * (1.91)
$\ln K$	0.079 *** (3.16)	0.061 ** (2.21)	0.050 ** (2.04)
$\ln L$	0.156 *** (3.10)	0.146 ** (2.42)	0.164 *** (3.15)
$\ln Fdi$	-0.069 (-1.12)	-0.101 (-1.39)	-0.050 (-0.84)
$\ln Fin$	-0.090 ** (-2.45)	-0.031 (-0.77)	-0.073 ** (-2.19)
$\ln Urb$	-1.663 *** (-5.02)	-1.969 *** (-4.61)	-1.497 *** (-4.24)
$\ln Gov$	0.006 (0.08)	—	—
$cons$	10.870 *** (6.07)	13.610 *** (6.03)	—
观测值	360	280	320
R^2	0.287	0.312	0.330
$Adj-R^2$	0.161	0.159	0.197
F	8.187	8.632	9.627

注: *、**、*** 代表在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 有统计学意义;括号内为变量的 T 值。

实证结果表明:①数字经济能够显著提升“一带一路”沿线国家的创新绩效,已成为目前“一带一路”沿线国家创新绩效提升的重要驱动力。②数字经济能够通过促进产业结构升级间接提升“一带一路”沿线国家的创新绩效。③数字经济的创新溢出效应具有正向且显著的“边际效应”递增的非线性特点,并且产业结构升级这一中介因素还能够正向强化数字经济的非线性创新溢出,数字经济发展水平和产业结构升级水平越高,数字经济对创新绩效的作用效应越强。④数字经济对“一带一路”沿线国家创新绩效的促进作用存在显著的区域异质性,这种促进作用在数字经济发展水平较高的欧洲地区的样本国家更强,究其原因可能主要是欧洲地区的样本国家数字经济发展较早,相关基础设施相对完善,因此数字经济的创新红利能够更充分地释放。

根据研究结论,提出如下政策建议:①加大数字经济建设力度,提升创新绩效。数字经济对“一带一路”沿线国家创新绩效的提升具有显著的促进作用,但“一带一路”沿线国家数字经济发展水平不一,尚有较大的提升空间。政府应不断完善促进数字经济发展的政策措施,加大对区块链、5G、大数据、人工智能等数字技术的研发投入,完善数字经济基础设施建设,保障数字经济发展核

心环节和关键领域的资金需要,不断推动数字经济发展进程。②实施动态化、差异化的数字经济发展战略,缩小“数字鸿沟”。由于“一带一路”沿线国家资源禀赋、区位优势及其经济发展程度不同,因此数字经济发展战略要因“国”而异。欧洲地区数字经济相关基础设施相对完善,应着重加强数字化专业人才的培养,不断优化数字经济的创新环境,强化数字经济的创新溢出效应;亚非地区应加强数字化相关基础设施建设,提升数字经济发展水平,力争打破数字经济发展空间的桎梏,从数字经济发展中获得更多创新溢出红利。③推进数字经济与传统产业的融合,不断提升产业发展水平。加快数字产业化和产业数字化进程,鼓励技术创新,推进数字技术的推广和应用,促进产业结构升级和资源配置效率提高,进而推动创新绩效的提升。

参考文献:

- [1] 新华网. 播撒合作的种子 收获发展的果实——解读习近平主席在第二届“一带一路”国际合作高峰论坛开幕式上的主旨演讲[EB/OL]. (2019-04-27) [2021-9-24]. http://www.xinhuanet.com/world/2019-04/27/c_1124422850.htm.
- [2] FORÉS B, CAMISÓN C. Does incremental and radical innovation performance depend on different types of knowledge accumulation capabilities and organizational size [J]. *Journal of business research*, 2016, 69(2): 831-848.
- [3] CUI T, YE H, TEO H H, et al. Information technology and open innovation: a strategic alignment perspective [J]. *Information & management*, 2015, 52(3): 348-358.
- [4] 董祺. 中国企业信息化创新之路有多远?——基于电子信息企业面板数据的实证研究[J]. *管理世界*, 2013(7): 123-129.
- [5] PAUNOV C, ROLLO V. Has the internet fostered inclusive innovation in the developing world [J]. *World development*, 2016(78): 587-609.
- [6] 李晓钟,王欢. 互联网对我国经济发展影响的区域差异比较研究[J]. *中国软科学*, 2020(12): 22-32.
- [7] 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[J]. *经济地理*, 2017, 37(12): 129-137.
- [8] 惠宁,刘鑫鑫. 互联网发展与区域创新能力非线性关系研究[J]. *科技进步与对策*, 2020, 37(12): 28-35.
- [9] 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.
- [10] 王开科,吴国兵,章贵军. 数字经济发展改善了生产效率吗[J]. *经济学家*, 2020(10): 24-34.
- [11] LYYTINEN K, YOO Y, RICHARD J, et al. Digital product innovation within four classes of innovation networks [J]. *Information systems journal*, 2016, 26(1): 47-75.
- [12] 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.
- [13] 李雪,吴福象,竺李乐. 数字经济与区域创新绩效[J]. *山西财经大学学报*, 2021, 43(5): 17-30.
- [14] 温珺,阎志军,程愚. 数字经济与区域创新能力的提升[J]. *经济问题探索*, 2019(11): 112-124.
- [15] 赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. *管理世界*, 2020, 36(10): 65-76.
- [16] YILMAZ S, HAYNES K E, DINC M. Geographic and network neighbors: spillover effects of telecommunications infrastructure[J]. *Journal of regional science*, 2002, 42(2): 339-360.
- [17] 高杨,牛子恒. 农业信息化、空间溢出效应与农业绿色全要素生产率——基于 SBM-ML 指数法和空间杜宾模型[J]. *统计与信息论坛*, 2018, 33(10): 66-75.
- [18] 张伯超,沈开艳. “一带一路”沿线国家数字经济发展就绪度定量评估与特征分析[J]. *上海经济研究*, 2018(1): 94-103.
- [19] 张雪玲,焦月霞. 中国数字经济发展指数及其应用初探[J]. *浙江社会科学*, 2017(4): 32-40.
- [20] ANSELIN L, FLORAX R, RAY S J. *Advances in spatial econometrics: methodology, tools and applications* [M]. Berlin: Springer Verlag, 2004: 29-63.
- [21] 聂萼辉. 城镇化对区域创新能力的影响——基于中国七大区域的实证研究[J]. *科技经济市场*, 2013(10): 30-32.
- [22] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. *Journal of econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.

(本文责编:王延芳)