

“互联网+”、技术异质性与创新效率 ——基于省际工业企业面板数据研究

李 雷, 杨水利, 陈 娜

摘 要: 基于超效率共同边界函数测算了中国 30 个省(市)工业企业创新效率, 从线性与非线性双重视角探讨了“互联网+”对区域工业企业创新效率的影响机制。研究发现:“互联网+”显著提升了区域工业企业创新效率, 在缓解内生性问题之后, 结论依然成立, 同时这种影响具有显著的累积效应和滞后效应; 从区域异质性看,“互联网+”对西部与中部地区的促进效用更为显著。基于动态面板门槛模型的结果表明, 现阶段“互联网+”与区域工业企业创新效率存在边际效应递减的非线性关系。研究表明,“互联网+”不仅有助于提升区域工业企业创新效率, 而且还有助于缩小地区间的创新效率差距。研究结果可为有效推进创新驱动发展战略及“互联网+”战略提供启示。

关键词: “互联网+”; 异质性; 创新效率; 非线性; 动态面板门槛模型

中图分类号: F273.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2021)03-0125-17

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2021.03.010

一、引 言

改革开放以来, 中国工业长期依赖资源消耗、投资驱动的粗放式发展模式, 在取得快速增长的同时, 也出现了投入产出效率不高、产业结构失衡、内生动力不足等问题; 尤其在技术创新领域, 囿于自身基础研发能力薄弱、产业共性技术供给缺失、创新系统网络建设滞后等弊端^[1], 中国工业企业创新效率仍处于较低水平^[2], 已成为阻碍当前中国构建“双循环”新发展格局的重要梗阻^[3]。在此背景下, 转向创新驱动发展战略既是对过去传统工业发展模式的改进与优化, 也是深化供给侧结构性改革、加快形成“双循环”新发展格局、实现经济高质量发展的关键举措。在这一转变过程中, 由于经济发展逻辑与驱动方式发生深刻变化, 对技术创新也提出了更高的要求, 在高质量发展背景下如何有效提升区域工业企业创新效率成为促进创新驱动发展战略的有益切入点。

值得注意的是, 互联网作为一种新型基础设施和生产要素^[4], 已逐渐成为引发经济与产业变革的核心技术, 对人类经济社会产生深远且广泛的影响。在 2020 年爆发的全球新冠疫情中, 互联网充分体现了其在连接、共享、融合、协作等方面的优势, 在疫情部署防控、加快复工复产、统筹区域资源配置等方面发挥了重要作用。党的十九大报告也多次提及要加快建设创新型国家与网络强国, 推进互

基金项目: 国家社会科学基金项目“中美贸易关系新形势下我国先进制造业应对策略及转型升级路径研究”(19BJY096); 陕西省社科界重大理论与现实问题研究项目“陕西装备制造业高质量发展的路径与政策措施研究”(2019Z098)

作者简介: 李雷, 西安理工大学经济与管理学院博士研究生, lilei371302@163.com (陕西 西安 710054); 杨水利, 管理学博士, 西安理工大学经济与管理学院教授、博士生导师

联网、大数据、人工智能与实体经济深度融合^[5]。毋庸置疑,“互联网+”在创新型国家建设及工业创新体系建设中扮演了重要角色。据《中国互联网发展报告 2020》资料显示,截止 2020 年,中国已建成 5G 基站超过 48 万个,数字经济增加值规模达 35.8 万亿元,工业互联网产业总体规模超过 2 万亿元。那么,一个值得深思的问题是,“互联网+”模式的迅猛发展能否助力区域工业创新系统提升创新效率?如果答案是肯定的,“互联网+”改善工业创新效率又表现出何种特征规律?对不同地区创新效率的影响又存在哪些差异?回答上述问题,揭示“互联网+”对区域工业企业创新效率的影响,对当前有效实施“互联网+”战略、促进两业融合发展具有重要的理论与现实意义。

自互联网诞生以来,国内外学者围绕“互联网+”创新展开了大量研究。宏观层面,前期研究主要探讨了互联网发展如何影响经济效率。蔡跃洲和张钧南^[6]研究发现,互联网等信息通信技术(ICT)具有替代效应和渗透效应,成为促进区域创新发展的重要驱动力^[7],同时这种促进作用在发展中国家及经济落后地区更为显著^[8];郭家堂和骆品亮^[9]从互联网技术、互联网平台等四个维度进一步探讨了互联网对中国全要素生产率的促进作用,发现互联网对技术进步的推动作用更为显著;韩先锋^[10]等基于创新溢出效应视角,发现“互联网+”不仅可以直接推动区域创新效率的提升,还可以通过人力资本积累、金融发展等间接对区域创新效率产生促进作用。赵振^[11]提出“互联网+”的实质是通过实体经济与虚拟经济的融合实现“跨界经营”,进而推动商业模式创新与价值重塑^[12]。

产业层面,韩先锋等^[13]研究发现信息化技术对工业行业创新效率产生了显著的促进作用,李海舰等^[14]基于产业融合理论,认为互联网通过“连接一切”实现了产业的融合发展,提升了产业融合创新能力;黄群慧等^[15]进一步以制造业为例,重点探讨了互联网发展与制造业生产率提升的内在机制,发现创新投入具有显著的中介效应;唐晓华等^[16]则从阶段异质性特征出发,分析了“互联网+”对中国高技术制造业创新效率的影响,研究发现“互联网+”对于研发阶段的创新效率具有显著促进作用,但是对于转化阶段技术创新效率的影响并不明显。

微观企业层面,McGuire 等^[17]认为,“互联网+”的推广应用有助于企业开展原发性与先导性创新,增加了企业的创新主动性和可持续性^[18],Arthur^[19]从知识溢出效应出发,认为互联网的普及与应用推动了信息和知识在公众中的溢出与积累,为企业开展技术创新提供了知识来源,有助于企业学习新知识、了解新技术,进而促进了企业的产品创新与流程创新^[20]。杨德明等^[5]基于互联网的外部性特征解析了“互联网+”对企业创新能力的作用机理与提升路径,Li^[21]具体以供应链企业为样本,通过实证研究发现互联网提升了供应链的逆向整合能力,有效促进了供应链联盟的整体创新,进而提升供应链各节点企业的创新能力,王可等^[22]进一步以制造企业为例,结合世界银行的调查数据进行研究,发现互联网的应用显著提升了制造企业的创新能力,而 WU 等^[23]研究发现互联网应用与企业创新效率呈现“倒 U 形”关系,过度依赖互联网将会阻碍企业创新效率的持续提升。王春燕和张玉明^[24]以小微企业为例,从开放式创新视角实证检验了互联网对小微企业创新效率的影响,研究发现互联网通过整合性、灵活性、开放度对小微企业创新效率产生积极影响,Paunov 等^[25]则基于异质性视角,认为由于存在行业等异质性因素,互联网对各行业企业创新效率的促进作用存在显著差异。

既有文献从宏、中、微观等视角探讨了“互联网+”对不同主体创新能力及创新效率的影响,结论多为正向的、积极的,但是也忽视了以下三方面问题:首先,与本文研究最为紧密的文献多聚焦于企业层面,只有极少数文献探讨了互联网与区域创新效率的关系,而关于互联网是否影响了区域工业创新效率的研究尚属空白,缺乏关于“互联网+”对区域工业创新效率影响的系统研究。那么,“互联网+”对工业创新效率有作用吗?如果有,这些作用又呈现何种特征?上述问题目前仍缺乏明确答案;其次,现有关于创新效率评价的研究较少关注技术异质性问题,鲜有结合区域技术异质性视角探讨“互联网+”对创新效率的影响;再次,现有研究多从阶段异质性视角分析“互联

网+”与技术创新的关联,缺少基于线性与非线性视角的系统研究。

与以往研究相比,本文尝试从以下三方面做出改进:一是结合区域工业技术异质性特征,使用基于共同边界的SBM超效率模型对比分析不同区域的创新效率差异及变化趋势;二是将“互联网+”与区域工业企业创新效率纳入统一的分析框架,实证检验“互联网+”对区域工业创新效率的影响;三是基于线性、非线性双重视角对区域工业创新系统中是否已显现互联网“网络效应”,特别是“梅特卡夫”定律是否适用进行了讨论。

二、理论基础与研究假设

(一) 基础作用机制及研究假设

互联网所具有的开放、连接、共享、融合、协作等特征推动信息成为一种新型生产要素,在企业研发创新活动中通过替代效应、渗透效应、溢出效应、效率效应与配置效应,有效提升区域工业企业的创新效率:

1. 从替代效应视角看,促进创新要素的结构优化。互联网本身就是一种创新,其替代效应源于自身的技术进步,通过互联网产品与服务价格的持续下降及互联网资本积累加速实现,属于直接效应^[6]。互联网作为一种新型投入要素^[26],其广泛应用有效降低了企业研发创新过程中信息不确定性带来的经济成本、相关部门的协作交易成本,同时技术进步使得互联网相关产品单位性能价格出现显著下降,有效推动了互联网产品和技术对其他传统要素的持续替代,促进了互联网资源在组织创新活动中的普及与应用,增强了数据、信息等高级要素在企业研发活动中的贡献。因此,“互联网+”通过持续优化创新要素的结构配置、提升创新要素的供给质量,可以显著提高企业创新效率。

2. 从渗透效应视角看,提升产业融合创新水平。“互联网+”具有融合和渗透特征,其普及应用加速了工业化和信息化的融合进程,强化了信息技术在不同行业、不同领域之间的扩散与渗透,促进了工业内部各细分行业之间,工业与研发试验、产品设计、信息咨询等服务行业之间的相互融合与相互渗透^[27]。因此,“互联网+”的普及应用有助于制造业与服务业的双向融合,加速了从技术创新到市场创新再到产业创新的嬗变过程,进而有效促进工业企业创新效率的提升。

3. 从溢出效应视角看,促进知识溢出与信息扩散。与其他信息技术一样,“互联网+”存在网络外部性与溢出效应^[9]。“互联网+”有效推动了不同地区信息与技术的传播、扩散与协同,促进了跨地区的数据交互、信息共享与知识溢出^[17]。此外,“互联网+”的网络外部性特征改变了企业传统的研发模式,为企业构建创新网络、搭建创新平台、打造创新生态提供了技术支持,驱动企业的创新方式从“内部研发”向“开放式创新”转变^[28],显著拓宽了企业的创新边界,强化了企业之间的创新溢出,提升企业“跨界创新”的能力^[11]。

4. 从效率效应视角看,降低研发成本、提升研发效率。首先,互联网+等新一代信息技术具有高融合性,可作为先导技术直接融入工业企业研发创新环节,实现了研发设计的数字化与智能化。在“互联网+”技术支持下,通过产品在线数据模型,可直接实现产品研发设计的模拟仿真及优化改进,减少了企业在研发试验中的创新资源投入,提高了工业企业产品研发设计的效率^[29];其次,“互联网+”降低了企业在研发创新过程中的信息搜集、部门协调等交易成本^[14],借助互联网极低的边际成本优势,企业能够以较低的成本获取分享信息数据与知识经验;再次,“互联网+”的普及使得创新主体的信息更加公开透明,有助于形成以数据和信息为核心的组织治理体系^[30],缓解企业的委托代理问题,进而降低企业创新活动的代理成本。

5. 从配置效应视角看,缓解信息不对称与需求不确定难题。首先,“互联网+”显著缓解了企业研发活动的信息不对称问题^[31],减少创新活动的中间环节,提高了企业对于信息、技术、知识

等创新资源的整合能力和管理能力。其次，新产品需求的不确定性是企业进行研发创新活动的主要障碍，长尾理论表明互联网有效缓解了消费者和生产者之间供求不确定的问题^[14]，有助于企业快速捕获客户需求，精准把握市场对新产品、新服务的需求动态，因此可以有效增强企业研发创新的目的性、针对性与实效性，提升企业创新成果的市场转化与应用效率^[5]。此外，利用互联网的大数据分析技术，企业能够提升预测顾客需求、预判市场新动态的能力，有助于产生新的产品创意，激励企业提高创新速度，引导企业改进现有产品或开发新型产品，进而提升企业创新效率。基于上述五方面分析，本文提出如下假设：

假设 1：“互联网+”可以显著促进区域工业企业创新效率的提升，即“互联网+”对工业企业创新效率存在显著的正向影响。

（二）非线性作用机制及研究假设

互联网本身就是技术创新的结果，其自身的技术变革使得“互联网+”的应用效果并非一成不变，而是呈现显著的动态演化过程^[32]，因此“互联网+”对工业企业技术创新的驱动效应不仅在简单的线性关系，可能还存在非线性动态关系：

一方面，“梅特卡夫定律”认为网络的价值与节点数的平方相等，即随着互联网用户数目不断增加，整个网络的价值将快速扩张，表现出网络溢出的边际效应递增特征。梅特卡夫定律背后的理论是网络外部性的乘数效应^[33]。在“互联网+”发展初期，由于自身的技术、用户规模、应用领域等多方面限制，导致创新资源在“互联网+”环境下的替代、渗透、溢出效应尚不明显，此时工业企业应用“互联网+”获得的创新收益尚未凸显。随着互联网技术迅猛发展，其供给规模、应用范围、渗透领域、服务能力显著增强，极大缓解了信息不对称难题，企业研发部门可以更有效地获取应用部门及消费者反馈的信息，助力企业提升研发效率；同时借助“互联网+”的连接能力，企业之间可以结成创新联盟、构建创新网络，促进了创新资源、要素的高效共享与合理流动，加快了企业由“内部创新”向“开放式创新”转变，显著促进企业创新效率的提升。

另一方面，从理论层面看：边际递减效应法则表明，随着一种投入要素连续等量增加，在达到一定水平后，所提供的效用增量就会下降。本文认为，与资本、劳动力等传统投入要素一样，互联网同样适用边际效应递减法则，当“互联网+”应用对工业企业技术创新的促进效应达到“顶点”后，继续提升互联网领域的投入将会出现单位投资效用下降的情形。进一步地，从“互联网+”战略实施的效果看，由于建设“网络强国”已上升为国家战略，各地为抢抓政策红利、把握发展机遇，在财政补贴、行政审批及税收优惠等方面给予了互联网企业及相关项目更多支持。近年来区块链、移动互联网等“互联网+”应用项目遍地开花，由于政策刺激效应以及缺乏顶层设计与区域协调，难免出现“一哄而上”与重复建设现象，造成互联网资源的闲置与浪费；同时政府资源配给可能存在“劣币驱逐良币”效应，导致在资源配置上可能存在扭曲^[34]，“寻租”、“骗补”行为时常发生，也会对“互联网+”应用效率产生抑制作用。此外，互联网资源的持续投入可能会产生一定的路径依赖与“挤出效应”。随着互联网技术对于企业创新活动贡献水平的不断提升，可能出现企业对于互联网技术的过度依赖情形，容易导致企业在研发创新环节忽视对专业型人才的投入，形成了互联网资源对于人力资本、物质资本等其他资源的“挤出效应”，不利于企业创新效率的持续提升。综合上述两方面分析可知，在承认“互联网+”对工业企业创新效率具有促进效应的同时，也需考虑要素的边际递减效用以及资源扭曲、配置效率不高等现实因素。因此，现阶段“互联网+”对创新效率的促进效用可能呈现边际效应递减趋势。基于上述分析，本文提出：

假设 2：现阶段“互联网+”对区域工业企业创新效率的促进作用将呈现边际效应递减的非线性特征。

(三) 异质性作用机制及研究假设

既有研究已经证实, 由于中国在经济水平、资源禀赋、产业结构、制度环境等方面存在显著的区域差异, 致使创新效率也呈现明显的区域异质性特征^[35]。鉴于此, “互联网+”在工业企业创新系统中的促进效应可能会受到技术异质性(这里“技术”是指将创新投入转化为产出的能力)属性的影响, 因此有必要结合区域技术属性对工业企业创新效率进行客观评价。从互联网综合发展水平看, 相比于中西部地区, 东部地区在互联网投资建设、普及应用等方面处于优势地位。与此同时根据现有文献的测算, 东部地区工业企业创新效率普遍高于中西部地区, 因此东部地区创新效率进一步提升的空间相对较小。中西部地区互联网发展虽处于落后位置, 但是其创新效率增长与改善的空间也相对较大, 因此当前难以直接判断不同区域“互联网+”对于创新效率促进作用的强弱。基于上述分析, 本文提出如下假设:

假设 3: “互联网+”对不同区域工业企业创新效率的影响将呈现一定的异质性特征。

三、区域创新效率评价

合理测度工业企业创新效率成为本研究的一项重要内容。本文使用基于共同前沿的 SBM 超效率模型进行效率测算。SBM 超效率模型作为非径向效率评价模型, 可以有效突破 BCC、CCR 等传统 DEA 模型只能同比例增减的约束, 在解决了投入产出松弛性问题的同时, 还能实现对有效决策单元的排序。模型具体形式如公式 (1) 所示, 其中 n 为决策单元的个数; λ_j 反映了生产单元线性组合的系数; θ 为缩减比例, 取值范围在 $0 \sim 1$ 之间, 当 θ 值为 1 时, 说明决策单元的效率值已为最优水平, 如 $\theta < 1$, 表明决策单元还存在进一步提升空间。

$$\begin{aligned} \min \theta &= \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \bar{x}_i / x_{i0}}{\frac{1}{s} \sum_{r=1}^s \bar{y}_r / y_{r0}} \\ s. t. \quad \bar{x} &\geq \sum_{j=1, \neq 0}^n \lambda_j x_j \\ \bar{y} &\leq \sum_{j=1, \neq 0}^n \lambda_j y_j \\ \sum_{j=1, \neq 0}^n \lambda_j &= 1 \\ \lambda &\geq 0, \bar{y} \geq 0 \end{aligned} \quad (1)$$

进一步地, 为避免使用单一前沿面测算效率所导致的缺陷, 本文借鉴 O’Donnell 等^[36]的处理方式, 按照决策单元所固有的异质性特征, 将其划分为不同的异质性组群以及以各组群边界包络所形成的共同前沿 (meta-frontier), 其具体可表示为: $T^{meta} = \{(x, y) \mid x \in R_+^M; x \text{ 可以生产 } y\}$, 同时生产可能性集 P^{meta} 为: $P^{meta}(x) = \{y: (x, y) \in T^{meta}\}$ 。因此, 基于距离函数的投入产出效率值可以表示为: $D^{meta}(x, y) = \inf_{\theta > 0: (y/\theta) \in P(x)} \theta = TE^{meta}(x, y)$ 。同时, 还可把所有决策单元按照固有特征分为 k 个组群, 组群的边界技术集可以表示为: $T^k = \{(x, y) \mid x \geq 0; y \geq 0; x \text{ 可以生产 } y\}$ 。此时, 生产可能性集 P^k 可以定义为: $P^k(x) = \{y: (x, y) \in T^k\}$, $k = 1, 2, \dots, K$ 。基于距离函数的效率值可表示为: $D^k(x, y) = \inf_{\theta > 0: (y/\theta) \in P^k(x)} \theta = TE^k(x, y)$, $k = 1, 2, \dots, K$ 。在投入既定的前提下, 决策单元基于共同边界所得出的效率值为 $TE^{meta}(x, y)$ 或 $D^{meta}(x, y)$, 基于组群边界所得出的效率值为 $TE^k(x, y)$ 或 $D^k(x, y)$, 其中 k 为组群的个数。两类效率的比值定义

为共同技术比率(MTR),具体如公式(2)所示。基于共同边界的效率值 $TE^{meta}(x, y)$ 可被分解为两部分的乘积,一部分为基于组群边界的效率值,另一部分则反映组群边界与共同边界之间的技术落差比率,即 $TE^{meta}(x, y) = TE^k(x, y) \times MTR^k(x, y)$ 。

$$MTR^k(x, y) = \frac{TE^{meta}(x, y)}{TE^k(x, y)} = \frac{D^{meta}(x, y)}{D^k(x, y)} \quad (2)$$

考虑到中国区域经济发展不平衡的现状,东、中、西部地区工业企业创新水平存在明显差异,因此,本文按照东、中、西部的区域划分法将决策单元划分为三个异质性组群,同时在研究中剔除西藏、香港、澳门、台湾等地区,最终保留 2011—2018 年 30 个省际地区作为研究对象。在创新资源投入方面,考虑到 R&D 存量指标需要主观设定折旧率进行测算,导致估计结果可能存在偏差,本文最终选取各省规模以上工业企业 R&D 经费内部支出额代表创新物质资本投入,选取各省规模以上工业企业 R&D 人员全时当量作为人力资本投入;产出方面,新产品销售收入可以较好地反映已被市场认同的创新价值,同时专利能够较好地体现工业企业创新活动的产出情况。鉴于此,本文选取各省工业企业专利申请授权量和新产品销售收入衡量创新产出。

表 1 给出了样本期内各省(市)创新效率的分布结果。从共同前沿效率值(GTE)看,东部地

表 1 各省份创新效率结果分布

地区	省份	共同效率均值 (GTE)	组群效率均值 (MTE)	共同技术比率 (MTR)	
东部	北京	0.77	0.98	0.79	
	天津	0.54	0.68	0.79	
	河北	0.40	0.50	0.80	
	辽宁	0.50	0.64	0.79	
	上海	0.82	0.92	0.89	
	江苏	0.76	0.78	0.97	
	浙江	0.78	0.89	0.88	
	福建	0.50	0.68	0.73	
	山东	0.58	0.62	0.94	
	广东	0.96	1.01	0.95	
	海南	0.52	0.92	0.57	
	均值	0.65	0.78	0.83	
	中部	山西	0.42	0.74	0.57
		吉林	0.69	0.89	0.77
黑龙江		0.33	0.48	0.69	
安徽		0.89	0.91	0.98	
江西		0.46	0.57	0.81	
河南		0.45	0.46	0.98	
湖北		0.59	0.61	0.97	
湖南		0.81	0.84	0.97	
均值		0.58	0.69	0.84	
西部		广西	0.66	0.69	0.95
	重庆	0.69	0.86	0.81	
	四川	0.64	0.84	0.76	
	贵州	0.56	0.75	0.75	
	云南	0.46	0.48	0.95	
	陕西	0.41	0.42	0.96	
	甘肃	0.43	0.46	0.94	
	青海	0.82	0.83	0.99	
	宁夏	0.50	0.52	0.96	
	新疆	0.64	0.66	0.96	
内蒙古	0.40	0.46	0.87		
均值	0.56	0.63	0.90		

区整体均值为 0.65,中部地区为 0.58,西部地区为 0.56,东部地区创新效率整体高于中西部地区;东部地区广东效率值最高,为 0.96;中部地区安徽效率值最高,为 0.89,西部地区青海效率值最高,为 0.82。进一步分析发现,共同前沿下的效率均值 (GTE) 低于组群前沿下的效率均值 (MTE),其中东部地区的 MTR 均值为 0.83,说明东部地区现有创新技术能够达到潜在共同边界技术水平的 83%,中部及西部地区的平均创新技术分别达到潜在共同技术边界的 84%和 90%。共同技术比率整体最高的为西部地区,由于西部地区组群效率均值 (MTE) 整体处于较低水平,导致共同技术比率值普遍较高,平均技术差距显著低于东部与中部地区。

进一步地,本文对 2011—2018 年全国及东、中、西部地区创新效率的变化趋势进行分析。图 1 显示,全国及东、中、西三大区域的效率均值 (GTE) 整体呈上升趋势,其中东部地区呈现先上升后下降趋势,在 2017 与 2018 年出现小幅下降。东部地区效率均值始终高于全国和中、西部地区创新效率的均值,表明三大区域创新效率的不平衡现象显著存在。

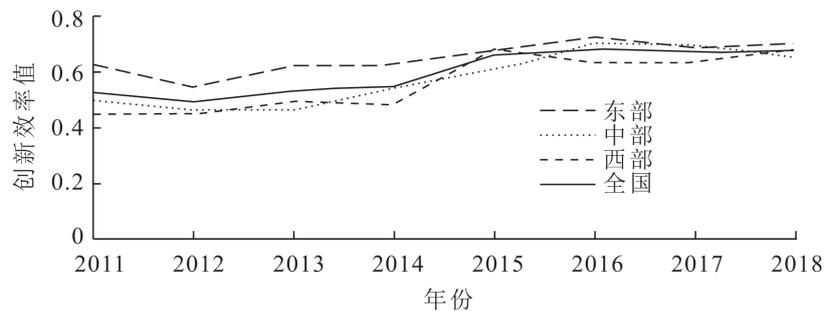


图 1 全国及三大区域创新效率均值

进一步地,本文对三大区域工业企业创新效率的收敛性进行判定。目前关于效率收敛性的研究主要包括 σ 收敛和 β 收敛, σ 收敛反映了不同地区的创新效率标准差是否会随时间缩小; β 收敛表示不同地区创新效率具有趋同的发展稳态,即考察是否存在追赶高创新效率地区的态势。由图 2 可知,全国及三大区域创新效率的 σ 值均呈下降态势,表明无论是全国层面还是三大区域内部,创新效率波动的幅度逐渐趋缓,反映了区域工业企业创新效率的差距有缩小趋势,其中东部地区 σ 值始终处于较低水平,说明样本期内东部地区创新效率波动程度较小。

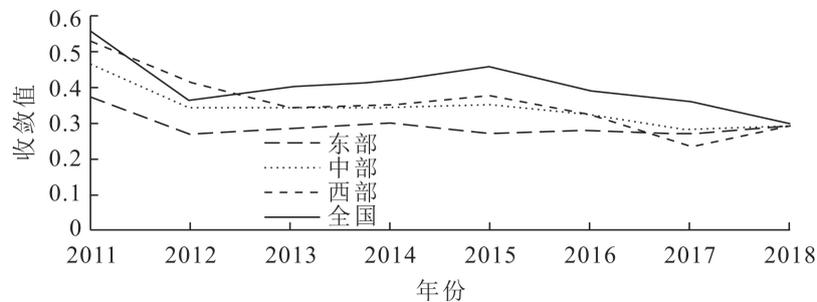


图 2 全国及三大区域创新效率 σ 收敛值

β 绝对收敛可表示为: $\ln GTE_{i,t+1} - \ln GTE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln GTE_{i,t} + \varepsilon_{it}$, 其中 $\ln GTE_{i,t+1}$ 以及 $\ln GTE_{i,t}$ 分别为 i 地区在 $t+1$ 期与 t 期的创新效率, β_1 为收敛系数, 系数 β_1 值为负, 表示呈现 β 收敛。从表 2 可知, 全国层面的系数显著为负, 表明样本期内中国工业企业创新效率整体呈现趋同发展态势, 即存在创新效率“追赶效应”; 东、中、西三个组群的回归系数全部显著为负, 表明在组群内部,

各省（市）的创新效率均呈现趋同发展态势。

表 2 全国及三大地区 GTE 值的绝对 β 收敛检验

	全国	东部	中部	西部
$L \ln GTE_{it}$	-0.808*** (-8.34)	-0.759*** (-15.79)	-0.792*** (-21.81)	-0.852*** (-4.50)
时间效应	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
N	210	77	56	77
R^2	0.493	0.577	0.479	0.501

注：*、**、*** 分别表示各变量的系数在 10%、5%、1% 的显著水平下通过了检验，括号内为 t 统计量。

四、研究设计

（一）模型设定

依据上述理论分析与假设，为检验“互联网+”对区域工业企业创新效率的影响，本文首先设定了如下基准模型：

$$TE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 INT_{it} + \alpha_i X_{it} + \lambda_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

公式（3）中， TE_{it} 表示 i 省（市）在 t 年的创新效率， INT_{it} 代表 i 省（市）在 t 年的“互联网+”综合发展水平， λ_i 表示 i 省（市）的个体效应， ϵ_{it} 为随机扰动项， α_1 为“互联网+”发展水平的估计值，向量 X 为控制变量，反映省际层面其他可能影响区域工业企业创新效率的相关变量。考虑到“互联网+”的创新溢出效应可能是动态变化的，在参考 Hansen^[37] 面板门槛模型基础上，本文构建动态面板门槛模型（单一门槛），如公式（4）所示：

$$TE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TE_{it-1} + \alpha_2 INT_{it} \cdot I(INT_{it} \leq \gamma) + \alpha_3 INT_{it} \cdot I(INT_{it} > \gamma) + \alpha_i X_{it} + \lambda_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式（4）中， TE_{it-1} 为 TE_{it} 滞后一期项，以控制创新效率的动态变化特征， INT_{it} 既是核心解释变量，也是门槛变量， γ 为待估的门槛值，将省际样本划成两个区间，两个样本区间的估计系数存在差异。 $I(\cdot)$ 为指示函数，在满足括号内条件的情形下，取值为 1，否则为 0。式（4）仅表示存在单一门槛值的情形，如果存在多个门槛值，则可将模型拓展如公式（5）：

$$TE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TE_{it-1} + \alpha_2 INT_{it} \cdot I(INT_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_3 INT_{it} \cdot I(INT_{it} > \gamma_1) + \dots + \alpha_{n+1} INT_{it} \cdot I(INT_{it} \leq \gamma_n) + \alpha_{n+2} INT_{it} \cdot I(INT_{it} > \gamma_n) + \alpha_i X_{it} + \lambda_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

（二）变量设定

1. 被解释变量：区域工业创新效率，使用前文第三部分基于共同前沿的创新效率值（GTE）予以表征，在稳健性检验中使用基于组群前沿的效率值（MTE）衡量。

2. 核心解释变量：本文的核心解释变量为地区“互联网+”发展水平，目前关于“互联网+”发展水平的衡量包括单指标法和综合指标法两类。借鉴黄群慧等^[15]、韩先锋^[32]的处理方法，本文基于综合指标法，从互联网普及、互联网应用、互联网基础设施、互联网商务服务四个维度，选取 11 项指标予以衡量，具体如表 3 所示。本文基于熵权法赋予不同指标权重，测算出“互联网+”综合发展指数。结果显示，全国“互联网+”发展水平稳步提升，均值从 2011 年的 0.196 逐步增长至 2018 年的 0.238；分地区看，东部地区均值最高，为 0.236，中部地区为 0.201，西部地区均值最低，为 0.198。

表3 “互联网+”综合发展水平评价指标体系

维度	一级指标	代理指标
互联网普及	互联网普及率（%）	每万人互联网用户数
	网民规模（万人）	网民总数量
	移动互联网用户（%）	移动电话用户数/人口数量
互联网应用	互联网接入水平（个/万人）	每万人宽带接入端口数
	企业互联网应用能力（个）	企业平均拥有的网站数
	互联网连接设备水平（个/万人）	每万人计算机拥有数
	互联网产业发展水平（%）	信息传输、计算机服务和软件业从业人员 占总单位从业人员比重
互联网基础设施建设	互联网站点数（个/万人）	每万人拥有的网站数
	光缆建设（公里）	长途光缆线路总长度
	互联网资源情况（个/万人）	每万人拥有的CN域名数
互联网商务服务	快递业务规模（件/人）	人均快递业务量

3. 门槛变量：本文选取的门槛变量与核心解释变量相同，均为“互联网+”发展水平，旨在探讨“互联网+”对区域工业创新效率是否存在动态变化的门槛特征。

4. 控制变量：外商直接投资水平，使用按当年美元与人民币中间价折算的FDI总额比同期GDP表征；研发投入强度，使用研发经费支出总额占GDP比重描述；知识产权保护程度，使用技术市场交易额与同期GDP之比反映；城镇化水平，使用城镇人口占地区人口总数比值衡量；政府干预程度，使用财政支出占同期GDP的比值表征；金融支持程度，采用金融机构年末贷款余额与GDP比值衡量；市场化程度，借助樊纲市场化指数衡量地区市场化水平，目前《中国分省份市场化指数报告》（2018）的数据仅更新至2016年，本文通过数据拟合，进一步外推至2018年。

5. 工具变量：区域工业企业创新效率的提升离不开“互联网+”的发展及应用，同时“互联网+”的发展也需要工业技术水平的支持，两者可能存在反向因果关系；为准确识别“互联网+”对区域创新效率影响的净效应，本文尝试使用工具变量法缓解相应的内生性问题。一方面，由于互联网的应用最早始于电话线拨号接入，因此“互联网+”发展与固定电话普及存在一定关联，即固定电话普及率较高的区域有可能是“互联网+”应用发展较好的区域。此外，邮局作为铺设固定电话的主管部门，区域邮局的数量与布局也将影响固定电话的分布，进而影响“互联网+”发展。另一方面，历史上固定电话数量及邮局数量对当前区域工业企业创新效率几乎没有影响，满足了排他性要求。基于上述分析，参考黄群慧等^[15]的处理方法，本文以各省（市）1984年每万人固定电话数及每百万人邮局数作为区域“互联网+”的工具变量，同时由于选取单年数据作为工具变量，会导致使用固定效应模型估计时出现无法衡量问题，本文进一步构造了各地区1984年每万人固定电话数（IV1）及每百万人邮局数（IV2）分别与上年度全国信息传输、计算机服务业全社会固定资产投资额的交互项，作为地区“互联网+”发展指数的工具变量。

（三）数据说明

本文选取中国30个省（市）（剔除了西藏、香港、澳门、台湾等样本），同时考虑到样本的可得性与连续性，最终确定研究时段为2011—2018年，基础数据主要来自历年的《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国互联网发展状况统计报告》《中国工业经济统计年鉴》《国研网统计数据库》及各省（市）的国民经济与社会发展统计公报等。为消除价格的影响，本文对所涉及货币计量的部分数据使用GDP平减指数，统一折算为2000年为基期的实际价格，为缓解异常值对估计结果的影响，对所选变量进行两侧1%的缩尾处理，对于个别年份个别省（市）的缺失值，使用均值法进行插补，各变量的描述性统计如表4所示。

表 4 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	符号	样本数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
被解释变量	共同前沿创新效率	<i>GTE</i>	240	0.599	0.543	0.222	0.260	1.166
	组群前沿创新效率	<i>MTE</i>	240	0.702	0.667	0.239	0.289	1.221
解释变量与门槛变量	“互联网+”发展水平	<i>Internet</i>	240	0.214	0.210	0.022	0.183	0.286
	金融支持程度	<i>Finan</i>	240	1.064	1.027	0.481	0.004	2.277
	外商直接投资水平	<i>Fdi</i>	240	0.022	0.019	0.018	0.001	0.077
	研发投入强度	<i>RD</i>	240	0.077	0.072	0.033	0.030	0.157
控制变量	知识产权保护程度	<i>Intell</i>	240	0.012	0.005	0.025	0.000	0.150
	城镇化水平	<i>Urban</i>	240	0.559	0.538	0.128	0.344	0.893
	政府干预程度	<i>Gov</i>	240	0.241	0.220	0.100	0.110	0.596
	市场化程度	<i>Market</i>	240	6.432	6.313	1.912	2.551	10.517

五、实证结果及分析

（一）基准回归结果分析

首先对模型进行方差膨胀因子检验，得到解释变量的 VIF 平均值为 2.37，小于 10，表明变量之间不存在严重的多重共线性问题。表 5 呈现了本文的基准回归结果，其中模型（1）使用普通最小二乘法（OLS）进行估计；模型（2）在模型（1）的基础上进一步加入影响区域工业企业创新效率的控制变量；模型（3）为使用固定效应模型的估计结果；模型（4）在模型（3）的基础上进一步加入“互联网+”发展水平的平方项，以考察“互联网+”与区域工业企业创新效率是否存在非线性关系；模型（5）为使用两阶段最小二乘法的估计结果。

模型（1）的结果显示，“互联网+”对区域工业企业创新效率具有显著的正向影响；模型（2）和（3）的结果显示，在加入控制变量及使用固定效应模型后结论依然成立。即从线性关系视角看，“互联网+”对区域工业企业创新效率具有明显的促进作用。此外从调整后的 R^2 可知，在加入相关控制变量后，方程的拟合程度进一步提升。模型（5）中，*K-P Wald F* 检验的结果表明不存在弱工具变量问题，*Sargan* 统计量的结果显示所选工具变量是合理的，估计系数为 9.051，在 1% 水平上显著为正，表明在使用工具变量法缓解内生性问题之后，回归结论仍然成立。“互联网+”综合发展指数提升 1%，区域工业企业创新效率平均提高 9.051%。模型（4）的结果显示，在加入“互联网+”平方项后，“互联网+”的一次项与二次项的估计系数分别为正号和负号，同时二次项系数不显著（*t* 值为 -1.45）。模型（4）的结果表明现阶段“互联网+”发展与创新效率不存在“倒 U 型”的非线性关系，但仍然不能判别是否存在边际效应递减的非线性关系，本文后续将结合动态面板门槛模型进行讨论。

综上所述，“互联网+”对区域工业企业创新效率具有显著的促进作用，证实了本文的假设 1。当前，我国已从工业化时代迈入后工业化时代，实现工业高质量发展是我国迈入工业化新阶段的必由之路。在此情形下，推动产业互联网发展、促进“互联网+”与工业深度融合、强化“互联网+”的创新溢出效应，成为工业企业提升创新能力与创新效率的重要途径。一方面，依托“互联网+”的深度应用与工业互联网的平台整合，可以有效实现企业之间创新资源的集聚共享与协作交互，推动企业从内部独立研发向开放式创新转型；另一方面，“互联网+”催生了新技术、新模式，可以通过数字孪生、虚拟仿真等先导技术直接融入工业企业研发设计环节，加速了企业由传统研发模式向数字化研发与智能化研发转型，显著提升了工业企业的竞争优势，推动了互联网技术赋能工业高质量发展。

表 5 “互联网+”与创新效率的基准回归

变量	OLS (1)	OLS (2)	FE (3)	FE (4)	IV (5)
<i>Internet</i>	4.042*** (7.88)	4.545** (2.08)	6.263*** (3.44)	12.049** (2.50)	9.051*** (2.99)
<i>Finan</i>		0.210*** (3.34)	0.135 (1.40)	0.173* (1.78)	0.157* (1.83)
<i>Fdi</i>		-0.915 (-1.06)	-1.153 (-0.83)	-1.120 (-0.80)	-1.614** (-2.13)
<i>RD</i>		0.223** (2.09)	1.392* (1.78)	1.504* (1.73)	1.703* (1.72)
<i>Intell</i>		-0.038 (-0.08)	-2.198 (-0.90)	-1.615 (-0.67)	-4.135** (-2.18)
<i>Urban</i>		0.001 (0.01)	0.107* (1.69)	0.090 (1.37)	0.112* (1.86)
<i>Gov</i>		2.024*** (8.13)	1.741** (2.52)	1.892** (2.69)	1.503*** (2.89)
<i>Market</i>		0.101*** (7.27)	0.027 (1.21)	0.026 (1.17)	0.020 (0.87)
<i>Internet</i> ²				-11.760 (-1.45)	
常数项	-0.292** (-2.52)	-0.895*** (-3.80)	-1.151*** (-3.35)	-1.820*** (-2.79)	
第一阶段回归结果					
IV1					0.005*** (6.83)
IV2					0.001** (2.58)
控制变量		控制	控制	控制	控制
个体效应			控制	控制	控制
<i>Cragg-Donald Wald</i>					
<i>F statistic</i>					54.36
<i>Kleibergen-Paap</i>					
<i>Wald rk F statistic</i>					58.77
<i>Sargan</i> 统计量					0.157
样本量	240	240	240	240	224
<i>R</i> ²	0.152	0.237	0.259	0.242	0.261

注：*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 的显著水平下通过了检验，括号内为 t 统计量，以下各表同。

(二) 时空效应分析

表 6 模型 (1)—模型 (3) 的结果显示，“互联网+”滞后 1—3 期估计系数全部在 1% 水平显著为正，同时从估计系数看，滞后 1—3 期的估计系数分别为 7.823、6.354 和 7.543，全部大于当期的估计值 (6.263)，表明“互联网+”对区域工业企业创新效率的影响不仅反映在当期，还存在明显的滞后和累积效应。模型 (4)—模型 (6) 显示：东部、中部和西部地区“互联网+”的估计系数均显著为正，表明“互联网+”的发展应用显著促进了三大地区工业创新效率水平提升，进一步佐证了本文的假设 1；同时“互联网+”对创新效率的促进作用存在显著的区域差异，西部地区和中东部地区高于全国平均水平，东部地区低于全国平均水平，表现为“西部>中部>东部”分布形

式，证实了本文的假设 3。那么，为什么会出现“西高东低”的现象呢？可能的原因在于：东部地区“互联网+”开展较早、发展水平相对较高，“互联网+”对工业创新的溢出红利已提前释放，致使创新效率提升对“互联网+”发展水平提出更高的要求，而西部地区由于互联网发展相对滞后，整体仍处于较低水平，“互联网+”对创新效率的边际效应仍然保持较高水平。区域异质性分析的结论有助于解释为什么近年来全国及区域层面的创新效率呈现 σ 收敛和绝对 β 收敛态势。实证结果显示，“互联网+”对西部与中部地区创新效率的提升作用更为显著，有助于缩小东部与中西部地区间的创新效率差距，促进创新效率整体呈现收敛趋势。从现实情形看，近年来得益于西部大开发战略与中部崛起战略的有序推进，中西部地区加大了基础设施领域的投资建设，在弥补网络基础设施发展短板的同时，也提高了区域网络资源的配置水平，实现了与东部地区网络基础设施的有效衔接。借助“互联网+”的网络效应与溢出效应，中西部地区逐渐缩小了与东部地区之间的创新效率差距，有效推动区域创新系统形成“创新追赶效应”。

表 6 区域异质性及滞后效应分析

	滞后效应分析			区域异质性分析		
	滞后 1 期 (1)	滞后 2 期 (2)	滞后 3 期 (3)	东部 (4)	中部 (5)	西部 (6)
<i>Internet</i>				2.871* (1.89)	10.153*** (4.31)	14.095*** (4.56)
<i>L. Internet</i>	7.823*** (3.39)					
<i>L2. Internet</i>		6.354*** (3.60)				
<i>L3. Internet</i>			7.543*** (3.76)			
常数项	-1.342*** (-3.31)	-1.109*** (-2.78)	-1.279*** (-3.75)	-0.200 (-1.01)	-1.175** (-2.46)	-2.919*** (-4.47)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	210	180	150	88	64	88
R^2	0.278	0.255	0.281	0.139	0.343	0.467

互联网形成的“追赶效应”对于破解中国区域发展不平衡问题具有重要的启发意义。当前中国区域经济发展不平衡的问题依然突出，严重阻碍了各地区之间劳动力、资本等要素的交换，是导致内循环效率不高的重要原因^[38]。“互联网+”开放、共享、协作的特征可以有效促进区域间信息、技术、知识、经验等资源要素的共享与交互，因此有助于提升落后地区的资源引进能力与吸收能力。现阶段，我国正加快构建“以国内大循环为主体、国内国际双循环”相互促进的新发展格局。在此背景下，实施“互联网+”行动计划不仅有助于促进区域创新系统协同发展，还可以提高资源要素的流通效率，从而有效破解制约“双循环”要素流通的障碍，夯实“双循环”的发展基础。

（三）进一步讨论

根据前文理论分析，“互联网+”与工业企业创新效率之间可能存在非线性关系，为进一步验证两者之间的内在关联，本文尝试使用局部加权回归散点图修匀法 (*Lowess*) 对“互联网+”与区域工业企业创新效率进行曲线拟合。图 3 给出的拟合结果显示：“互联网+”与区域工业企业创新效率的 *Lowess* 曲线呈现边际效应递减的非线性趋势，表明“互联网+”与区域工业企业创新效率之间可能存在门槛效应，需要进一步通过面板门槛模型进行验证。

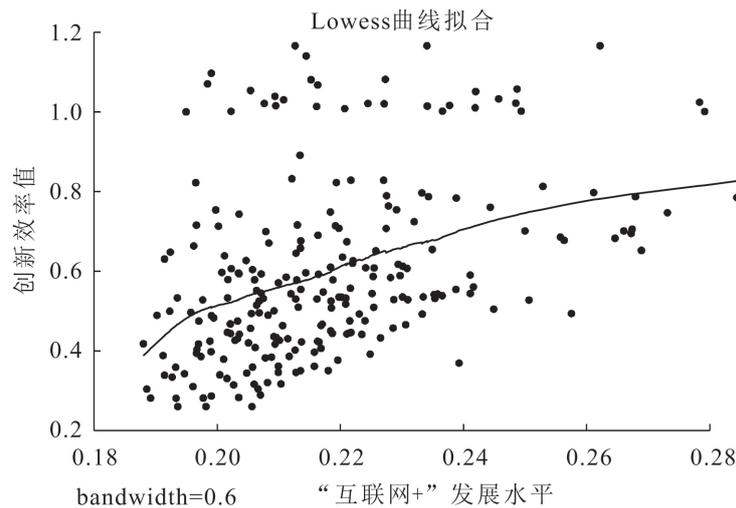


图3 “互联网+”与区域工业企业创新效率的曲线拟合

由于 Hansen^[37] 提出的门槛面板技术仅适用于静态面板模型，未能反映研究对象之间的动态关联，也忽视了对内生变量的处理。基于此，本文参考陈恒等^[39] 的处理方式，将“互联网+”发展水平设定为门槛变量，基于静态面板门槛模型估算门槛值，随后将被解释变量滞后一期纳入方程，依据不同的门槛值使用系统 GMM 方法对分区间参数进行动态估计。使用自举法 (Bootstrap) 500 次，估计 F 统计量及门槛变量的临界值。静态面板估计结果显示：门槛变量在 5% 的水平上通过了单一门槛检验 (F 值为 8.916, P 值为 0.025)，拒绝了存在双重门槛和三重门槛的假设，门槛值为 0.256。根据上述划分的不同区间，采用系统 GMM 模型分析不同“互联网+”发展水平下的动态门槛效应。

表 7 给出了动态面板门槛模型的估计结果，由模型 (1) 可知，*L.GTE* 在 1% 水平上显著为正，估计系数为 0.522，表明滞后期的创新效率对当期效率值有显著的正向影响，同时也说明了控制创新效率的动态变化是必要的。“互联网+”与区域工业企业创新效率之间存在单一门槛，当“互联网+”水平 \leq 门槛值 0.256 时，“互联网+”发展对区域工业企业创新效率的作用在 5% 水平上显著为正，系数为 4.123；当“互联网+”水平超过门槛值 0.256 时，其对创新效率的作用在 10% 的水平上显著为正，同时估计系数下降至 3.893。动态面板门槛分析的结论表明随着“互联网+”发展水平的提升，其对创新效率的溢出效应存在递减趋势，这一结论佐证了本文的假设 2，即随着“互联网+”发展水平的不断提高，其对创新效率的影响未满足“边际效应递增”的动态关系。

进一步考察各省 (市) “互联网+”发展指数与门槛值的关系后可知，样本期内仅有北京、上海两市的“互联网+”综合发展指数高于门槛值，剩余 28 省 (市) 均低于门槛值，表明当前中国“互联网+”发展水平较低且分布不均衡。根据中国互联网协会发布的《中国互联网发展报告 2020》数据显示，北京、广东、上海、江苏、浙江等东部五省 (市) 分列 2020 年中国互联网发展

表 7 动态面板门槛模型回归结果

变量	GTE (1)
<i>L.GTE</i>	0.522*** (4.27)
<i>Internet</i>	4.123** (2.17) <i>Internet</i> \leq 0.256 3.893* (1.87) <i>Internet</i> $>$ 0.256
常数项	-0.859** (-2.44)
控制变量	控制
个体效应	控制
AR (1)	0.001
AR (2)	0.727
Hansen J	0.814
样本量	210

指数综合排名前五位，与本文测算的“互联网+”综合发展指数排名基本一致。中西部地区受制于产业基础薄弱、基础设施建设滞后、经济发展水平落后等多重因素的制约，“互联网+”发展整体处于落后位置。未来中西部地区应积极把握“互联网+”战略与“网络强国”战略的建设机遇，持续增加信息网络等新型基础设施的投资建设，争取从“互联网+”发展建设中获取更多的溢出红利。

（四）稳健性检验

上文通过东、中、西部分区域回归已初步表明，本文的基本结论具有稳健性。为进一步检验研究结论的可靠性，本文还尝试从以下五个方面进行稳健性测试：

1. 更换被解释变量。考虑到在基准回归中采用共同前沿效率值（*GTE*）作为被解释变量，因此，在稳健性检验中本文使用组群前沿效率值（*MTE*）进行替换，仍然使用固定效应模型进行估计，回归结果如表8模型（1）所示。模型（1）中 *Internet* 回归系数为 3.668，在 5% 的水平显著为正。

表8 稳健性检验结果

变 量	<i>FE</i>	<i>FE</i>	<i>FE</i>	<i>Tobit</i>	<i>PQR</i>	<i>PQR</i>	<i>PQR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	Q=0.1 (5)	Q=0.5 (6)	Q=0.9 (7)
<i>Internet</i>	3.668** (2.09)		7.635*** (3.01)	2.580** (1.97)	6.120** (2.45)	4.079** (2.49)	1.051* (1.77)
<i>IPR</i>		0.011*** (3.07)					
<i>Finan</i>	0.079 (1.03)	0.138* (1.76)	0.040 (0.30)	0.210*** (3.43)	0.201 (1.41)	0.136* (1.83)	0.062 (0.45)
<i>Fdi</i>	-2.390* (-1.72)	-1.045 (-0.85)	-1.357 (-1.14)	-0.915 (-1.04)	-2.502 (-1.26)	-1.174 (-1.13)	0.327 (0.17)
<i>RD</i>	1.246* (1.88)	1.184* (1.81)	2.606** (2.52)	0.223* (1.85)	1.880 (1.00)	1.399* (1.84)	0.856 (0.48)
<i>Intell</i>	-3.688* (-1.68)	-0.543 (-0.28)	-3.653 (-1.21)	-0.038 (-0.07)	-0.937 (-0.18)	-2.178 (-0.79)	-3.581 (-0.71)
<i>Urban</i>	0.129* (1.71)	0.010 (0.13)	0.058 (0.83)	0.001 (0.01)	0.215* (1.72)	0.143* (1.75)	0.037 (0.19)
<i>Gov</i>	1.838*** (3.38)	1.875*** (3.10)	1.393* (1.78)	2.024*** (7.61)	2.268** (2.22)	1.910*** (3.00)	1.379 (0.93)
<i>Market</i>	0.017 (0.73)	0.028 (1.18)	0.025 (0.71)	0.101*** (6.23)	0.013 (0.34)	0.017 (0.67)	0.022 (0.39)
常数项	-0.469* (-1.67)	-0.279** (-2.11)	-0.959** (-2.05)	-0.895*** (-3.68)			
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.164	0.272	0.118	0.171			
样本量	240	240	150	240	240	240	240

2. 更换核心解释变量。基准回归使用综合指数法衡量区域“互联网+”发展水平。鉴于此，借鉴韩先锋等^[10]处理方式，使用各省互联网普及率（*IPR*）表示“互联网+”的发展水平。表8模型（2）的结果显示，*IPR*估计系数为 0.011，在 1% 水平上显著。

3. 更换估计时间。删除前三年的样本数据，使用 2014—2018 年数据，借助固定效应模型进行估计；模型（3）结果表明，在删除部分年份数据后，回归结果依然稳健。

4. 更换估计方法。由于被解释变量创新效率为大于 0 的受限变量，本文进一步使用 Tobit 回归进行估计。模型（4）的结果表明，采用 Tobit 回归后，估计系数为 2.580，在 5% 的水平上显著为正。

5. 非线性关系检验。采用面板分位数回归模型 (PQR) 进行估计, 选取 0.1、0.5、0.9 作为分位点, 考察“互联网+”在不同分位点上对于创新效率的边际效应。模型 (5)—模型 (7) 为使用面板分位数回归的估计结果。可以发现, 随着区域工业企业创新效率的不断提升, “互联网+”对区域工业企业创新效率的促进作用呈下降趋势, 佐证了前文边际效用递减关系的结论。

六、结论与启示

理论方面, 本文基于基础作用机制、非线性作用机制、异质性作用机制三个维度, 阐述了“互联网+”与区域工业企业创新效率的内在关联; 实证方面, 本文基于 2011—2018 年省际面板数据, 从线性与非线性双重视角考察了“互联网+”对区域工业企业创新效率的影响, 从而为深入实施“互联网+”行动计划奠定了事实基础。具体而言, 结论有以下几点:

1. 从区域创新效率评价看, 东部地区工业企业创新效率显著高于中西部地区; 从共同技术比率看, 西部地区组群创新水平与共同前沿创新水平的差距最小; 从效率收敛程度看, 无论是全国层面还是区域层面, 创新效率均存在 σ 收敛和绝对 β 收敛, 表明现阶段全国及各区域内部创新效率的差距均呈现收缩趋势。

2. “互联网+”对区域工业企业创新效率具有显著的促进效应, 在使用历史数据作为工具变量缓解内生性问题以后, 结论依然成立; 从时间维度看, “互联网+”的创新溢出存在显著的滞后效应与累积效应; 从区域异质性视角看, “互联网+”对西部地区促进作用最为显著。

3. “互联网+”与区域工业企业创新效率之间存在边际效应递减的非线性关系, 表明现阶段“互联网+”的梅特卡夫定律和网络效应在提升区域工业企业创新效率中的作用尚未突显。根据本文的研究结论, 可以得到如下政策启示:

1. 加大互联网应用普及与建设力度, 缩小区域间的信息落差与数字鸿沟。现阶段, 中国的互联网发展整体水平较低、分布不均且具有较大的提升空间。鉴于此, 在实施“互联网+”行动计划过程中需要重点做好以下两方面工作: 第一, 主动把握全球新一轮科技革命与产业革命的发展机遇, 加大新一代信息技术领域的投资建设, 特别是在工业互联网、区域链等高价值领域, 要充分发挥新型举国体制优势, 加快推动新一代互联网基础设施的投资建设与应用普及。第二, 以推进“网络强国”战略为契机, 加快制定“互联网+”行动计划的顶层设计, 做好区域互联网基础设施建设的统筹规划与协调推进, 避免出现“一哄而上”与重复建设现象。与此同时, 要强化政府的政策引导与区域协调能力, 促进区域互联网资源的互联互通与高效衔接, 最大化发挥互联网的网络效应与积累效应。通过顶层设计与政策引导, 有效打破区域间的数字鸿沟, 保障“互联网+”行动计划的实践效果。

2. 优化区域互联网资源配置, 实施差异化的“互联网+”区域创新发展策略。现阶段, 东部地区工业企业创新效率已处于较高水平, 其创新效率的提升对互联网技术有着更高的要求。因此, 东部各省市应更加关注互联网基础设施的技术升级与应用互联, 特别是加强 5G 网络、工业互联网等前沿技术领域的投资建设, 进一步提高“互联网+”对东部地区工业企业的创新溢出效应。中西部地区各省市互联网综合发展水平远低于门槛值, 因此可适度推动相关政策、资源向中西部地区倾斜, 弥补中西部地区信息基础设施的发展短板。与此同时, 中西部地区应该积极把握新一代信息技术所提供的“弯道超车”机遇, 加快实现区域互联网的全域覆盖与功能共享, 尤其是提升中西部地区在信息与技术等领域的“资源链接”能力, 强化“互联网+”对中西部区域工业企业创新效率的提升作用。通过实施差异化的“互联网+”区域创新策略, 在提升东部地区创新效率增长潜力的同时, 还可以有效挖掘中西部地区创新效率的提升空间, 从而促进区域工业创新系统协同发展。

3. 以互联网为载体重塑区域工业创新系统, 推动“互联网+工业创新系统”的深度融合。一方面, 应充分发挥互联网资源共享、高效便捷、开放协作的优势, 加快构建以“互联网+”为载体的协同创新平台, 推动企业与高校、科研院所、政府等组建开放式创新网络, 从而促进知识、信息、人才、技术等创新要素在不同区域、不同主体间的高效共享与合理流动, 加快形成跨主体、跨领域、跨环节的区域一体化创新系统。另一方面, 持续推动互联网与工业创新系统的深度融合, 积极引导云计算、大数据、数字孪生等新兴网络技术在工业企业创新领域的应用与普及, 通过新技术、新模式的全面推广与深度应用, 综合提升工业企业的创新效率, 为区域工业网络化、数字化创新发展提供新动能。

参考文献

- [1] 白俊红, 蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J]. 经济研究, 2015(7).
- [2] 牛泽东, 张倩肖. 中国装备制造业的技术创新效率[J]. 数量经济技术经济研究, 2012(11).
- [3] 王一鸣. 百年大变局、高质量发展与构建新发展格局[J]. 管理世界, 2020(12).
- [4] 王文娜, 刘戒骄, 张祝恺. 研发互联网化、融资约束与制造业企业技术创新[J]. 经济管理, 2020(9).
- [5] 杨德明, 刘泳文. “互联网+”为什么加出了业绩[J]. 中国工业经济, 2018(5).
- [6] 蔡跃洲, 张钧南. 信息通信技术对中国经济增长的替代效应与渗透效应[J]. 经济研究, 2015(12).
- [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(12).
- [8] Thompson, H. G., C. Garbacz. Mobile, fixed line and Internet service effects on global productive efficiency [J]. *Information Economics and Policy*, 2007(2).
- [9] 郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗? [J]. 管理世界, 2016(10).
- [10] 韩先锋, 宋文飞, 李勤昕. 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).
- [11] 赵振. “互联网+”跨界经营: 创造性破坏视角[J]. 中国工业经济, 2015(10).
- [12] 罗珉, 李亮宇. 互联网时代的商业模式创新: 价值创造视角[J]. 中国工业经济, 2015(1).
- [13] 韩先锋, 惠宁, 宋文飞. 信息化能提高中国工业部门技术创新效率吗[J]. 中国工业经济, 2014(12).
- [14] 李海舰, 田跃新, 李文杰. 互联网思维与传统企业再造[J]. 中国工业经济, 2014(10).
- [15] 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[J]. 中国工业经济, 2019(8).
- [16] 唐晓华, 刘蕊, 丁琦, 等. 我国高技术制造业技术创新效率研究——基于“互联网+”视角[J]. 辽宁大学学报(哲学社会科学版), 2020(2).
- [17] Mcguire, T., J. Manyika, M. Chui. Why big data is the new competitive advantage[J]. *Ivey Business Journal*, 2012(4).
- [18] Glavas, C., S. Mathews. How international entrepreneurship characteristics influence Internet capabilities for the international business processes of the firm[J]. *International Business Review*, 2014(1).
- [19] Arthur, W. B. The structure of invention[J]. *Research Policy*, 2006(2).
- [20] Conley, T. G., C. R. Udry. Learning about a new technology: Pineapple in Ghana[J]. *The American Economic Review*, 2010(1).
- [21] Li, L. The effects of information technology implementation on supply chain collaboration[J]. *International Journal of Internet and Enterprise Management*, 2006(2).
- [22] 王可, 李连燕. “互联网+”对中国制造业发展影响的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018(6).
- [23] Wu, J., Z. Wu., S. Si. The influences of Internet-based collaboration and intimate interactions in buyer-supplier relationship on product innovation[J]. *Journal of Business Research*, 2016(9).
- [24] 王春燕, 张玉明. 开放式创新下互联网应用对小微企业创新绩效的影响[J]. 东北大学学报(社会科学版), 2018(1).
- [25] Paunov, C., V. Rollo. Has the internet fostered inclusive innovation in the developing world? [J]. *World De-*

- velopment, 2016(2).
- [26]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(10).
- [27]原毅军,郭然. 生产性服务业集聚、制造业集聚与技术创新——基于省级面板数据的实证研究[J]. 经济学家, 2018(5).
- [28]平新乔. “互联网+”与制造业创新驱动发展[J]. 学术研究, 2019(3).
- [29]李琳,罗瑶. 中国产业融合对制造业创新效率的影响研究[J]. 区域经济评论, 2019(1).
- [30]赵璨,曹伟,姚振晔,等. “互联网+”有利于降低企业成本粘性吗?[J]. 财经研究, 2020(4).
- [31]Hendriks, P. Why share knowledge? The influence of ICT on the motivation for knowledge sharing[J]. *Knowledge and Process Management*, 1999(2).
- [32]韩先锋,刘娟,李勃昕. “互联网+”驱动区域创新效率的异质动态效应研究[J]. 管理学报, 2020(5).
- [33]乔海曙,吕慧敏. 中国互联网金融理论研究最新进展[J]. 金融论坛, 2014(7).
- [34]申宇,黄昊,赵玲. 地方政府“创新崇拜”与企业专利泡沫[J]. 科研管理, 2018(4).
- [35]魏守华,吴贵生,吕新雷. 区域创新能力的影响因素——兼评我国创新能力的地区差距[J]. 中国软科学, 2010(9).
- [36]O'Donnell, C. J., D. S. P. Rao, G. E. Battese. Metafrontier frameworks for the study of firm-level efficiencies and technology ratios[J]. *Empirical Economics*, 2008(2).
- [37]Hansen, B. E. Sample splitting and threshold estimation[J]. *Econometrica*, 2000(3).
- [38]郭晴. “双循环”新发展格局的现实逻辑与实现路径[J]. 求索, 2020(6).
- [39]陈恒,侯建. 自主研发创新、知识积累与科技绩效——基于高技术产业数据的动态门槛机理研究[J]. 科学学研究, 2016(9).

“Internet+”, Technological Heterogeneity and Innovation Efficiency

— Research Based on Panel Data of Provincial Industrial Enterprises

LI Lei, YANG Shui-li, CHEN Na

Abstract: Based on the super-efficiency common boundary function, this paper calculates the innovation efficiency of industrial enterprises in 30 provinces (cities) in China, and discusses the influence mechanism of “internet+” on the innovation efficiency of regional industrial enterprises from linear and nonlinear perspectives. The study finds that: “internet+” significantly promotes the innovation efficiency of regional industrial enterprises. The conclusion is still valid after the alleviation of the endogenous problem. At the same time, the impact has obvious cumulative effect and lag effect. From the perspective of regional heterogeneity, “internet+” has a more significant promotion effect on the western and central regions. The results based on dynamic panel threshold model show that there is a nonlinear relationship with diminishing marginal effect between “internet+” and the innovation efficiency of regional industrial enterprises. The research shows that “internet+” not only helps to improve the innovation efficiency of regional industrial enterprises, but also helps to narrow the gap of innovation efficiency between regions. The research results can provide enlightenment for the effective promotion of the “innovation-driven development” strategy and the “internet+” strategy.

Key words: “internet+”; heterogeneity; innovation efficiency; nonlinear; dynamic panel threshold model

(责任编辑 周振新)