

科技推广服务业对区域创新效率的影响

——以东部三大城市群为例

叶堂林 李璐 王雪莹¹

(首都经济贸易大学 城市经济与公共管理学院, 北京 100070)

【摘要】: 基于 2010-2019 年我国东部三大城市群面板数据, 运用面板回归、中介效应与门槛模型考察科技推广服务业对东部三大城市群创新效率的影响及作用机制。研究结果表明: 东部三大城市群创新效率呈逐年提升态势, 且京津冀城市群创新效率与长三角、珠三角城市群存在较大差距; 科技推广服务业不仅有助于直接提升东部三大城市群创新效率, 还能通过促进产业结构升级间接驱动区域创新效率提升; 科技推广服务业对东部三大城市群创新效率的影响存在区域异质性; 科技推广服务业对拥有不同创新能力或处于不同经济发展阶段的城市具有异质性作用。

【关键词】: 科技推广服务业 创新效率 东部城市群 产业结构 非线性影响

【中图分类号】: F207 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1001-7348(2022)17-0041-10

0 引言

创新是引领发展的第一动力, 科技创新在全面创新中发挥引领作用。科技是国之利器, 国家赖之以强, 企业赖之以赢, 人民生活赖之以好。科技创新不仅是大国战略博弈的重要战场, 更是引领我国经济高质量发展的核心驱动力。进入 21 世纪以来, 全球科技创新进入空前密集活跃期, 我国科技创新能力不断增强, 逐步实现由“跟并跑”到部分领域“领跑”的转变。2020 年 9 月, 世界知识产权组织发布的《2020 年全球创新指数报告》指出, 中国创新指数排名由 2010 年的第 21 位提升至 2020 年的第 14 位, 并且拥有 17 个全球领先的科技集群。我国科技实力正处于从量的积累向质的飞跃、点的突破向系统能力提升的重要时期, 在有限创新资源投入的基础上提高创新效率、提升创新产出数量与质量, 成为实现创新驱动发展的关键。东部三大城市群作为我国加快创新型国家建设和参与全球竞争的重要空间载体, 当前仍面临创新资源空间分布不均、供需信息渠道不畅通、创新成果转化不足、创新生态系统构建不完善等诸多问题, 制约了城市群创新效率提升, 也影响了我国创新驱动发展战略实施。促进科技服务业发展, 成为解决上述问题的重要路径。“十四五”规划强调, 要完善企业创新服务体系, 推进创新创业机构改革, 建设专业化市场化技术转移机构和技术经理人队伍。科技服务业为创新主体提供知识、技术及信息等服务, 助力其开展知识创造、产品创新和成果转化, 推动区域创新生态培育和打造。那么, 城市群创新效率是否会受到科技推广服务业发展的影响? 如果答案是肯定的, 其作用机制是怎样的? 对于拥有不同创新能力和处于不同经济发展阶段的地区创新效率是否具有异质性作用? 东部三大城市群不仅是我国经济发展的三大引擎, 且在我国众多城市群中, 其创新要素最为集聚、创新发展最为显著, 肩负着加快我国创新驱动发展的重要任务。因此, 以东部三大城市群为研究对象, 探讨科技推广服务业对区域创新效率的影响, 不仅有助于提升东部三大城市群及我国其它地区创新效率, 对高效整合利用我国科技创新资源、建设创新型国家亦具有重要现实意义。

作者简介: 叶堂林(1972-), 男, 江西上饶人, 博士, 首都经济贸易大学城市经济与公共管理学院副院长、教授, 研究方向为区域经济; 李璐(1997-), 女, 北京人, 首都经济贸易大学城市经济与公共管理学院硕士研究生, 研究方向为区域经济; 王雪莹(1988-), 女, 山东临沂人, 首都经济贸易大学城市经济与公共管理学院博士研究生, 研究方向为区域经济。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(17ZDA059); 北京市自然科学基金面上项目(9212002)

1 文献综述

本文将重点围绕创新效率内涵及影响因素,对已有文献进行系统梳理:一方面,为后续实证分析奠定理论基础;另一方面,对既有研究不足进行补充与丰富。

20 世纪 50 年代, Koopmans^[1]首次提出“技术效率”(Technical Efficiency)概念,即投入既定情况下实现产出最大化或产出既定情况下实现投入最小化的能力。Afriat^[2]认为,技术创新效率是在给定创新投入下创新产出与最大产出的距离。区域创新是指在特定区域范围内发生的所有创新活动,是具有区域性和社会性相互作用的过程。区域创新效率反映一个地区在创新活动中投入与产出间的转化关系,其数值可表征区域创新活动的集约化水平(李政,杨思莹,2018),科技创新效率则反映一个区域运用和整合科技创新资源的能力^[3]。城市群是创新发展的重要空间载体,近年来学术界对创新效率的研究逐渐转向城市群层面,包括测度和分析某城市群整体创新效率与城市群内各城市创新效率,以及多个城市群创新效率的测度与对比分析。

学术界多采用随机前沿模型、Tobit 模型、空间计量模型等方法对创新效率的影响因素进行研究,发现创新效率受外在环境和内在环境的双重影响,各类因素均以创新环境作为传递介质。其中,外在环境包括政策环境(财政分权、政府支持等)^[4]、市场环境(资源配置强度、企业规模、劳动者投入及素质等)、经济环境(对外开放程度、金融市场、创新水平、产业结构及产业布局差异等)和基础设施环境等^[4,5,6];创新内在环境包括创新联系^[7]、创新意识、创新基础及创新数量等^[8]。在研究创新效率影响因素的基础上,学者们还进一步探讨了影响因素的作用机制。如将互联网纳入区域创新效率提升分析框架,研究发现,互联网可通过加速人力资本积累、金融发展和产业升级间接对区域创新效率产生积极影响(韩先锋,宋文飞,李勃昕,2019)。科技服务业作为区域创新环境的重要构成部分,对创新的影响也备受学术界关注。有研究发现,科技服务业规模、服务水平及信息化程度对区域创新能力具有不同程度的正向影响(张振刚,李云建,陈志明,2013)。还有部分学者重点探究了科技服务业集聚对创新的影响。如朱文涛、顾乃华^[9]实证发现,科技服务业集聚通过知识、技术溢出以及竞争效应提升本地创新水平;曹允春、王尹君^[10]研究认为,科技服务业集聚与科技创新之间存在先抑后扬的“U”型关系;秦松松、董正英^[11]研究发现,科技服务业多样化集聚能显著提升东部、中部地区的创新水平,科技服务业专业化集聚更利于西部地区创新水平提升。针对创新效率的影响,当前研究多聚焦于科技服务业集聚对企业创新效率的作用分析^[12]。

通过对已有文献的梳理,本文可能存在的贡献如下:①当前有关科技服务业对创新影响的研究多集中于区域创新能力及水平提升方面,较少涉及区域创新效率,且尚未将科技推广及相关服务业单独纳入创新效率研究框架进行深入探究;②从线性、非线性机制两个层面全面探究科技推广服务业发展对区域创新效率的影响,找寻具有不同创新能力和处于不同经济发展阶段的城市创新效率提升路径,为东部三大城市群提升创新效率提供科学依据;③使用企业大数据作为统计数据的有效补充,将科技推广和应用服务业细分为技术推广服务业、知识产权服务业、其它科技推广服务业等进行更深入、细致的研究。

2 东部三大城市群创新效率测度分析

为探究科技推广服务业对区域创新效率的影响,首先对东部三大城市群创新效率进行测度分析。当前,创新效率的测度方法大体可分为非参数法和参数法两种,相较于非参数法,参数法即随机前沿方法(SFA)因建立在生产函数基础上,考虑了经济活动生产过程,并能够直接刻画外部因素对生产活动及其效率损失的影响(白俊红,卞红超,2016),从而被学者们广泛运用到行业技术创新效率^[13]、区域创新效率^[14]测算中。在此,本文选取随机前沿分析方法(SFA)对东部三大城市群整体创新效率及城市群内部各城市创新效率进行测度。

Battese & Coelli^[15]于 1992 年提出面板数据的随机前沿生产函数,该函数具有固定效应,假设其服从截断正态随机变量分布,允许随时间变化,因此该估计方法得到了国内外学者的广泛应用(韩先锋,宋文飞,李勃昕,2019;白俊红,江可申,李靖,2009)。鉴于此,本文采用 Battese & Coelli(1992)的估计方法对创新效率进行研究,模型的一般形式可表示为:

$$\ln Y_{it} = \ln f(X_{it}, \beta) + V_{it} - U_{it} \quad (i=1, 2, \dots, n; t=1, 2, \dots, T) \quad (1)$$

其中, $U_{it} = U_i \exp[-\eta(t-T)]$; i 表示决策单元, t 表示时期; Y_{it} 为实际产出, X_{it} 为投入向量。复合误差项为 $(V_{it} - U_{it})$, V_{it} 为随机扰动项, 表示随机因素对产出的影响, 假设 $V_{it} \sim N(0, \sigma^2 V)$; U_{it} 为技术无效率项, 表示技术无效率对产出的影响, 假设 $U_{it} \sim N(\mu, \sigma^2 U)$, 且假设 U_{it} 与 V_{it} 独立。待估参数 η 表示技术无效率项 U_{it} 随时间变化的特点, 若 $\eta > 0$, 则技术效率随时间变化而递增; 若 $\eta < 0$, 则技术效率随时间变化而递减; 若 $\eta = 0$, 则技术效率不随时间发生变化。

创新效率 (TE) 为实际产出期望与前沿面产出期望的比值:

$$TE_{it} = \frac{E[f(X_{it}) \exp(V_{it} - U_{it})]}{E[f(X_{it}) \exp(V_{it}) | U_{it} = 0] \exp(-U_{it})} \quad (2)$$

创新效率 (TE_{it}) 处于 $(0, 1]$ 内, 当 $U_{it} = 0$ 时, $TE_{it} = 1$, 表示决策单元处于生产前沿, 技术有效; 当 $U_{it} > 0$ 时, $TE_{it} < 1$, 技术无效。

采用随机前沿分析方法对城市创新效率进行测度, 需要建立科学的体系。在创新产出方面, 专利作为衡量区域创新活动产出水平的可靠指标 (韩先锋等人, 2019), 被广泛应用于区域创新效率测度, 包括申请专利授权、有效发明专利数等。此外, 新产品销售收入、技术市场成交额等也常被作为创新产出的考核指标^[16, 17], 但由于部分地级市未公布上述两个数据, 导致指标使用受限。因此, 本文选取专利授权数衡量创新产出。在创新投入方面, 一般包括人力和资本两类要素, 学者们普遍选取 R & D 人员折合全时当量^[18]、科技活动人员数^[19, 20]等衡量创新人员投入。相较于人员数, R & D 人员折合全时当量能有效反映区域创新系统中研发人员的实际劳动投入水平, 因此本文选取 R & D 人员折合全时当量衡量 R & D 人力投入; 关于 R & D 资本投入, 本文采用永续盘存法估算得出的 R & D 资本存量进行衡量。永续盘存法的计算公式为 $RDK_{i,t} = I_{i,t} + (1 - \delta) RDK_{i,t-1}$, 其中, $RDK_{i,t}$ 为 i 地区 t 时期的 R & D 资本存量, $I_{i,t}$ 为 i 地区 t 时期的 R & D 内部经费支出, δ 为 R & D 资本折旧率, 本文参照吴延兵^[21]、许福志、徐蔼婷^[22]的做法, 将 δ 取为 15%; 基期的 $RDK_{i,t}$ 由计算公式 $I_{i,0} / (\delta + g_i)$ 确定, 其中 g_i 为 i 地区 R & D 经费支出的年均增长率。选取 2010-2019 年我国东部三大城市群的 49 个城市作为研究对象, 数据主要来源于各地统计年鉴、统计公报、政府官方网站, 部分缺失数据采用线性插值等方法补齐。

在随机前沿分析模型 (SFA) 中生产函数通常选择柯布-道格拉斯生产函数或超越对数生产函数, 可通过 γ 取值选择模型生产函数。 γ 越接近于 0, 说明生产函数更易受到随机误差的影响, 因此使用随机前沿模型是无效的; γ 越接近于 1, 说明生产函数更易受到技术无效率项的影响, 因此使用随机前沿模型是有效的。本文采用 Frontier4.1 软件, 分别对基于超越对数生产函数的随机前沿模型和基于柯布-道格拉斯生产函数的随机前沿模型进行测算。采用广义似然比统计量 LR 检验模型的适宜性, 超越对数生产函数无显著优势。同时, 对估计结果的系数和显著性进行观察, 考虑到投入变量只有经典的人力要素和资本要素两个指标, 故认为基于柯布-道格拉斯生产函数的随机前沿模型更适合我国东部三大城市群创新效率的测算。在柯布-道格拉斯生产函数形式下, 本文采用的随机前沿模型为:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + V_{it} - U_{it} \quad (i=1, 2, \dots, n; t=1, 2, \dots, T) \quad (3)$$

东部三大城市群整体创新效率的测度结果见表 1。结果表明, 2010-2019 年我国东部三大城市群的创新效率逐年提升。其中,

京津冀城市群创新效率由 0.13 提升至 0.49, 长三角城市群创新效率由 0.53 提升至 0.80, 珠三角城市群创新效率由 0.23 提升至 0.60。东部三大城市群中, 长三角城市群创新效率最高, 其次为珠三角城市群、京津冀城市群, 且京津冀城市群创新效率与长三角城市群、珠三角城市群存在较大差距。作为我国科技创新的核心空间载体, 如何提升城市群创新效率、“强强联合”建设创新型国家是新时代我国创新驱动发展的核心要义。

表 1 2010-2019 年东部三大城市群创新效率测度结果

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
京津冀	0.13	0.16	0.20	0.23	0.27	0.32	0.36	0.40	0.44	0.49
长三角	0.53	0.57	0.61	0.64	0.67	0.70	0.73	0.76	0.78	0.80
珠三角	0.23	0.27	0.31	0.36	0.40	0.44	0.48	0.52	0.56	0.60

3 研究设计

3.1 理论分析与研究假设

科技服务业具有加速科技信息传播、提供专业化增值服务、整合科技创新资源、加快技术转移、推动科技创新成果转化等功能, 在区域创新甚至国家创新系统中发挥重要作用。按照《国家科技服务业统计分类(2018)》, 科技推广及相关服务是科技服务业的七大组成部分之一, 涵盖技术推广服务、科技中介服务、创业空间服务、知识产权服务、科技法律服务、科技公证服务等。科技推广及相关服务发挥着联接科技创新活动和现实生产力的重要作用, 有助于促进科技服务业集聚发展, 是深化科技创新、加快创新成果转化的重要举措^[10]。本文将重点分析科技推广服务业发展对区域创新效率的作用机理, 并据此提出研究假设。

科技推广服务业促进创新效率提升的线性作用机制主要包括两方面:

一是直接机制, 即科技推广服务业对区域创新效率的直接影响。第一, 提供专业化服务, 降低科技创新生产和交易成本, 提高创新效率。科技推广服务业通过多样化的信息获取手段, 为创新主体提供专业化服务, 帮助其降低与外界的技术交易费用及信息搜寻成本, 降低创新活动中的不确定性, 以形成稳定的创新收益预期, 提高创新要素生产率。第二, 促进知识和技术的转移扩散, 改善区域创新环境。作为创新主体在自主创新过程中获取外部信息和技术的关键渠道, 科技推广服务业能够加速知识技术等创新资源跨区域流动, 增加区域知识积累、提高知识溢出水平。科技创新具有较高的互动性, 各创新主体在交流互动过程中会产生大量隐性知识, 随着科技推广服务业的集聚, 知识与信息的流动会更加便捷, 促进隐性知识显性化, 从而推动知识与技术的深度创新。第三, 促进区域科技创新企业培育与发展。科技推广服务业为创新主体提供所需的创新服务并营造良好的创新氛围, 不仅有助于现有科技创新企业发展与扩张, 还会提升区域对新设科技创新企业的吸引力, 具体见图 1。从具体行业看, 技术推广服务业有助于将新技术、新产品、新工艺直接推向市场, 加快科技创新成果转化, 进而提高区域创新效率; 而知识产权服务业通过保护具有非排他性知识免受模仿者侵害, 维护区域创新秩序, 有效激励创新, 从而有助于提升区域创新效率。

二是间接机制, 即科技推广服务业对区域创新效率的间接影响。在知识经济时代, 科技服务业担负着改造和优化生产力的重任, 是现代服务业的重要组成部分, 以及促进产业结构升级优化的关键行业。科技推广服务业有助于推动区域服务业高端化, 促进区域创新资源配置效率及知识积累水平提升, 增强区域科技创新能力, 并通过助力技术转移和成果转化向区域内导入新技术范式, 促进区域传统产业转型升级及新兴产业培育, 催生新模式、新产品和新业态, 推动产业链向中高端攀升。产业结构优化升级的本质是生产要素从低效率生产部门流向高效率生产部门, 在这个过程中创新资源的空间重置必然会对技术创新效率产生影

响^[23]。此外，产业结构升级也会对创新部门提出更高要求，倒逼其进行技术革新，从而促进区域创新效率提升，具体见图 2。

基于上述分析，针对创新效率影响因素的作用机制，本文提出第一个研究假设。

H₁: 科技推广服务业发展不仅能直接提升我国东部三大城市群创新效率，还能通过促进产业结构升级间接驱动区域创新效率提升。

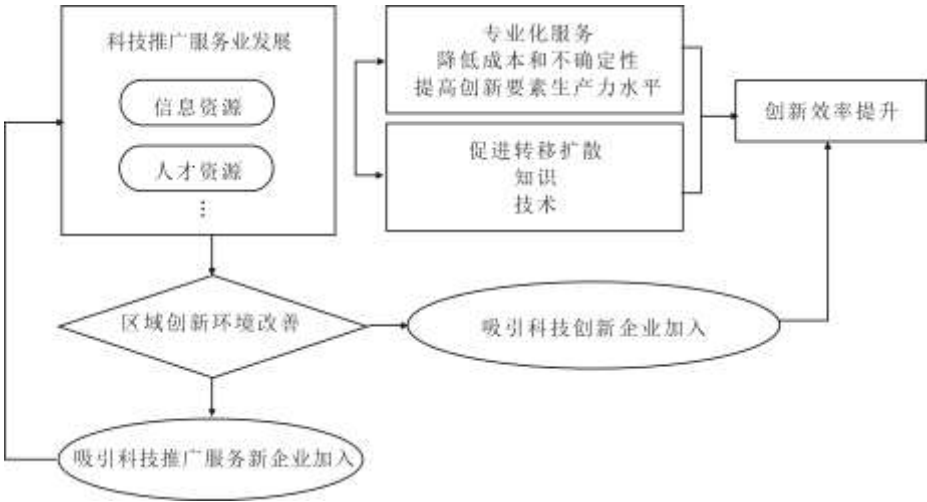


图 1 科技推广服务业对区域创新效率的直接影响机制



图 2 科技推广服务业对区域创新效率的间接影响机制

上文从线性影响视角分析了科技推广服务业促进创新效率提升的作用机理，那么科技推广服务业与创新效率间是否存在非线性作用机制？具有不同创新能力或处于不同经济发展阶段的地区，其科技推广服务业需求及作用潜力也会有所不同。高需求将刺激科技推广服务业不断提升服务能力，向区域提供更优质、便捷和高端的科技服务，从而促进区域创新发展，区域创新活动增多又会引致科技推广服务需求。科技推广服务业对区域创新效率的作用也会因自身发展规模不同而存在差异。具体表现为：当一个地区创新能力较弱时，其对科技服务业的引致需求较低，导致科技推广服务业发展受限、规模较小、信息获取成本较高、知识技术扩散范围较小，创新溢出效果不明显；当区域创新能力提升到一定水平后，对科技服务业的需求不断增大，推动科技推广服务业发展。随着科技推广服务业发展广度和深度不断拓展，信息技术交流、获取的交易成本逐渐降低，此时边际成本下降而边际效益增大，对创新效益的影响较显著。对于处于不同经济发展阶段的不同区域，科技推广服务业发展对区域创新效率的作用也存在差异。其中，处于较高经济发展阶段的地区，其科技服务业特别是科技推广服务业起步早、规模大，在科技信息传递、科技创新资源整合等方面的作用已发挥到极致，挖掘空间不大；而处于较低经济发展阶段的地区，其科技推广服务业发展尚不充分，存在较大发展空间，因此发展科技推广服务业对提升区域创新效率的影响更显著。

基于上述分析，本文针对创新效率影响因素的作用机制提出第二个假设。

H₂:科技推广服务业对具有不同创新能力或处于不同经济发展阶段的城市具有异质性作用,即当一个地区创新能力达到一定水平时,科技推广服务业才会对区域创新效率提升产生积极的促进作用;处于高经济发展阶段的地区,其科技推广服务业对区域创新效率提升的作用弱于低经济发展阶段地区。

3.2 模型设定

将科技推广服务业纳入区域创新效率影响因素分析框架中,构建基本计量模型。

$$\ln te_{i,t} = \beta_c + \beta_1 \ln ts_{i,t} + \beta_z \ln Z_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, i 表示地区, t 表示时期; $te_{i,t}$ 表示创新效率, $ts_{i,t}$ 表示科技推广服务业发展水平, 向量 Z 为影响创新效率的其它特征变量, μ_i 表示不可观测的个体固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。为消除异方差影响, 对各变量取对数。

为探究科技推广服务业中各细分行业对区域创新效率的影响, 计量模型拓展如下:

$$\ln te_{i,t} = \beta_c + \beta_2 \ln tp_{i,t} + \beta_3 \ln ip_{i,t} + \beta_4 \ln op_{i,t} + \beta_z \ln Z_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $tp_{i,t}$ 、 $ip_{i,t}$ 、 $op_{i,t}$ 表示技术推广服务业、知识产权服务业和其它科技服务业发展水平, 其它变量含义同式(4)。

基于科技推广服务业直接影响创新效率的分析, 进一步探讨是否存在间接影响机制, 引入中介变量——产业结构(str), 考虑到科技推广服务业对产业结构升级的影响可能存在一定滞后性, 故构建中介效应模型如下:

$$\begin{aligned} \ln te_{i,t} &= \beta_c + \beta_1 \ln ts_{i,t} + \beta_z \ln Z_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \\ \ln str_{i,t} &= \beta_c + \beta_2 \ln ts_{i,t-n} + \beta_z \ln Z_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (6) \\ \ln te_{i,t} &= \beta_c + \beta_3 \ln ts_{i,t} + \beta_7 \ln str_{i,t-n} + \beta_z \ln Z_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (7) \end{aligned}$$

其中, $t-n$ 表示滞后 n 期, 其它变量定义同上。式(6)用于考察科技推广服务业对产业结构的作用, 式(7)将科技推广服务业与产业结构同时纳入模型, 考察其对创新效率的影响。

考虑到科技推广服务业对区域创新效率的影响可能会随着城市创新能力或经济发展水平处于不同阶段而呈现不同特点, 即变量间可能存在非线性关系, Hansen^[24]利用非动态平衡面板数据构建了个体固定效应的面板门限回归模型。该方法以“残差平方和最小化”为原则确定门限值, 同时, 对门限效应的显著性进行检验, 从而保证门限值的科学性和可靠性^[25]。鉴于此, 本文采用 Hansen(1999)提出的面板门槛回归模型对非线性机制进行检验, 构建面板门槛回归模型。

$$\ln te_{it} = \beta_c + \beta_s \ln ts_{it} \cdot I(\text{threshold}_{it} \leq \omega) + \beta_z \ln Z_{it} \cdot I(\text{threshold}_{it} > \omega) + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (8)$$

其中, threshold_{it} 是门槛变量, ω 为待估门槛值, 根据门槛值可将研究样本划分为多个区间, $I(\cdot)$ 为指示函数, 在满足条件的情形下取值为 1, 反之为 0。考虑到研究样本可能存在多个门槛值, 以两门槛值模型为例对模型进行拓展。

$$\ln te_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln ts_{it} \cdot I(\text{threshold}_{it} \leq \omega_1) + \beta_2 \ln ts_{it} \cdot I(\omega_1 < \text{threshold}_{it} \leq \omega_2) + \beta_3 \ln ts_{it} \cdot I(\text{threshold}_{it} > \omega_2) + \beta_4 \ln Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, $\omega_1 < \omega_2$, 两门槛模型的计算过程与单门槛类似。

3.3 变量说明与数据来源

被解释变量为创新效率 (te), 本文应用 SFA 方法对我国东部三大城市群创新效率进行测算。

核心解释变量为科技推广服务业发展水平 (ts)。由于各地统计口径不一致, 既有研究往往采用各类替代指标衡量科技服务业发展水平, 如采用技术转移成交额和研发经费支出作为科技服务业增加值的替代指标^[26], 还有学者采用信息传输计算机服务和软件业、租赁和商务服务业、科学研究技术服务和地质勘查业等行业增加值衡量科技服务业产业规模(张振刚等, 2013)。本文采用科技推广及应用服务业在营企业注册资本反映地区科技推广服务业发展水平, 并将科技推广及应用服务业细分为技术推广服务 (tp)、知识产权服务 (ip)、其它科技服务 (op)。相较于以往指标, 该指标具有统计口径一致、数据齐全, 并可进行行业细分等优点。

中介变量为产业结构 (str)。产业结构表示地区产业构成, 由于各地区比较优势和规模效应不同, 产业结构亦存在差异。参考刘湘云和周钰翔^[27]的做法, 选取第三产业增加值占地区生产总值的比重反映各地区产业结构。

借鉴范德成、谷晓梅^[28]的研究, 选取 4 个控制变量: 对外开放 (ope)、政府科技投入 (sci)、政府教育投入 (edu)、经济发展水平 (pci)。其中, 选取实际利用外资金额表征对外开放水平, 选取城镇居民人均可支配收入表征经济发展水平, 选取财政科学技术支出占 GDP 的比重表征政府科技投入, 选取财政教育支出占 GDP 的比重表征政府教育投入。同时, 为保证数据有效性, 对实际利用外资金额、城镇居民人均可支配收入两项指标进行平减处理。指标数据主要来源于龙信企业数据平台、各地统计年鉴、统计公报、政府官方网站, 缺失数据采用线性插值等方法补齐。

4 实证结果分析

4.1 基准回归分析

在回归分析前, 运用方差膨胀因子法进行多重共线性检验。检验结果显示, 所有变量中 VIF 均小于经验法则所要求的临界值 10, 因此解释变量不存在多重共线性问题。对于采用何种估计方式, 经 F 检验、LM 检验和 Hansman 检验发现, 基于固定效应模型进行估计最为科学。其中, 模型 1 为科技推广服务业对东部三大城市群创新效率的影响, 模型 2 为科技推广服务业的 3 个细分行业(技术推广服务、知识产权服务、其它科技服务)对我国东部三大城市群创新效率的影响。

根据模型 1, 在 1% 的显著性水平上科技推广服务业对东部三大城市群的创新效率具有正向影响, 且系数为 0.117, 即科技推广服务业对东部三大城市群创新效率提升具有显著促进作用。模型 2 表明, 技术推广服务业和其它科技服务业对东部三大城市群的创新效率不存在显著影响, 而在 10% 的显著性水平上知识产权服务业对东部三大城市群创新效率的提升具有积极影响。可能的原因是受资源禀赋及发展规模影响, 东部三大城市群技术推广服务业、知识产权服务业和其它科技服务业发展对创新效率提升的作用存在较大差异, 影响了其整体对创新效率作用的结论。为验证该结论的合理性, 本文从区域异质性视角展开进一步分析。

表 2 东部三大城市群创新效率影响因素的面板回归结果

变量	模型 1(fe)	模型 2(fe)	模型 3(re)	模型 4(re)	模型 5(re)	模型 6(re)	模型 7(re)	模型 8(re)
ln _{ts}	0.117***		0.150***	0.054	0.076**			
	(0.028)		(0.056)	(0.040)	(0.031)			
ln _{tp}		0.056				0.215***	0.013	0.002
		(0.034)				(0.027)	(0.032)	(0.059)
ln _{ip}		0.023*				0.006*	0.049**	0.017
		(0.012)				(0.033)	(0.020)	(0.010)
ln _{op}		0.039				-0.027*	0.013	0.067
		(0.031)				(0.057)	(0.034)	(0.034)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.686	0.694	0.868	0.601	0.602	0.890	0.644	0.614

为深入探讨科技推广服务业及其细分行业对区域创新效率的多元化影响，本文进一步探究京津冀、长三角和珠三角城市群科技推广服务业及其细分行业对创新效率的异质性影响。表 2 中，模型 3-5 分别表示京津冀、长三角和珠三角城市群科技推广服务业对创新效率的影响；模型 6-8 则分别表示三大城市群科技推广服务业细分行业对创新效率的影响。

模型 3-5 表明，京津冀、珠三角城市群的科技推广服务业对创新效率均具有显著正向影响，在一定程度上验证了科技推广服务业对创新效率的积极影响具有稳健性；从作用强度看，在 1% 的显著性水平上京津冀城市群的相关系数为 0.150，在 5% 的显著性水平上珠三角城市群的相关系数为 0.076，而长三角城市群的科技推广服务业发展对创新效率不存在显著影响，表明科技推广服务业对创新效率的影响存在区域异质性。从科技推广服务业细分行业看，模型 6 表明，京津冀城市群的技术推广服务业、知识产权服务业和其它科技服务业均会对区域创新效率产生显著影响。其中，在 1% 的显著性水平上技术推广服务业显著为正，且相关系数为 0.215；在 10% 的显著性水平上知识产权服务业显著为正，且系数为 0.006，而其它科技服务业显著为负，且系数为 -0.027。原因在于，京津冀城市群的市场化程度较低，科技推广服务业的发展空间及作用红利较大，技术推广服务业和知识产权服务业的发展均能够显著促进创新效率提升，而其它科技服务业对创新效率的促进作用尚未显现。根据模型 7，在 5% 的显著性水平上长三角城市群的知识产权服务业发展对其创新效率具有显著促进作用，而技术推广服务业和其它科技服务业对长三角城市群创新效率无显著影响。根据模型 8，珠三角城市群技术推广服务业、知识产权服务业和其它科技服务业 3 个细分行业的发展对其创新效率的影响均不显著。因此，作为市场化程度最高的城市群，只有协同发展科技推广服务业才能促进创新效率提升。

4.2 作用机制检验

本文将产业结构(str)纳入实证模型，检验科技推广服务业是否通过产业结构影响创新效率。其中，模型 9 为基准回归模型，模型 10 和模型 12 分别为当期、滞后一期的科技推广服务业对产业结构的影响，模型 11 和模型 13 分别为以当期、滞后一期产业结构为中介变量的估计结果。采用温忠麟、叶宝娟(2014)在修订 Baron & Kenny(1986)的逐步检验法基础上提出的中介效应检验方法进行检验。

模型 9-13 表明,科技推广服务业可通过对产业结构的积极影响间接提升区域创新效率。模型 9 的估计结果显示,科技推广服务业对我国东部三大城市群的创新效率存在显著影响;根据模型 10 和模型 11,科技推广服务业对产业结构的作用显著,在 1% 的显著性水平上系数为 0.065,同时,中介变量也在 1% 的显著性水平上系数为 0.292,说明间接效应显著。模型 11 的估计结果显示,科技推广服务业对我国东部三大城市群的创新效率存在显著影响,在 1% 的显著性水平上系数调整为 0.098,说明直接效应显著,并非只存在中介效应。上述检验结果证明,产业结构存在部分中介效应,由科技推广服务业引致的产业结构升级的中介效应占总效应的比值为 16.14%。根据模型 12,滞后一期的科技推广服务业对产业结构的作用显著,表明科技推广服务业对产业结构升级的影响具有一定延续性。根据模型 13,滞后一期的产业结构也在 5% 的显著性水平上系数为 0.167,说明间接效应显著,检验结果证明滞后一期的产业结构同样存在部分中介效应。

上述分析结果验证了假设 H₁,即科技推广服务业不仅能直接提升我国东部三大城市群创新效率,还能通过促进产业结构升级间接驱动区域创新效率提升。

4.3 门槛效应检验

首先,选取创新能力作为门槛变量,分析科技推广服务业对区域创新效率是否存在非线性影响。专利授权数是衡量创新能力的重要指标,本文采用每万人专利授权数表征创新能力,能够有效降低城市规模对创新产出的影响,更加准确地衡量城市创新能力。为克服人为划分样本区间造成的主观偏差,科学确定门槛变量的门槛数和门槛值,采用 Bootstrap 反复抽样 400 次计算 F 值、P 值。结果表明,创新能力门槛变量显著通过单一门槛检验,门槛值为 0.812,说明科技推广服务业对我国东部三大城市群创新效率的影响存在创新能力的单一门槛效应。

门槛回归结果见表 4。根据表 4,当创新能力 $inno \leq 0.812$ 时,即每万人专利授权数低于 0.812 件,在 10% 的显著性水平上科技推广服务业对区域创新效率产生负向影响;当创新能力 $inno > 0.812$ 时,即每万人专利授权数高于 0.812 件,在 1% 的显著性水平上科技推广服务业对区域创新效率具有显著正向影响,且相关系数为 0.106,表明科技推广服务业对区域创新效率的影响需基于一定创新能力。当一个地区的创新能力较弱时,如 2010-2012 年部分年份的邯郸、邢台、张家口、承德、安庆等地创新需求较低,地区发展主要依靠传统要素驱动,当地的科技推广服务业发展不仅不会对区域创新效率产生积极影响,还存在抑制作用,只有当创新能力超过一定门槛值后,科技推广服务业才能提升区域创新效率。此外,为避免内生性问题,借鉴 Lucchetti & Palomba^[29]、韩先锋等(2019)将面板门槛数据模型调整为滞后期的做法,估计结果表明,考虑内生性问题后的估计结果与前文无明显差别。

表 3 东部三大城市群创新效率影响因素的中介效应估计结果

被解释变量	ln _{te}	ln _{str}	ln _{te}	ln _{str}	ln _{te}
	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13
ln _{ts}	0.117***	0.065***	0.098***		0.102***
	(0.014)	(0.008)	(0.016)		(0.014)
ln _{str}			0.292***		
			(0.083)		
1.ln _{ts}				0.065***	
				(0.009)	

l. lnstr					0.167**
					(0.082)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.686	0.667	0.695	0.657	0.686

表 4 创新能力为门槛变量的门槛估计结果

变量	系数估计值	t 值	P 值	95%置信区间
lnope	0.012	0.77	0.444	(-0.01890.0430)
lnsci	-0.084	-3.21	0.001	(-0.1347-0.0324)
lnedu	0.398	8.04	0.000	(0.30040.4947)
lnpci	0.244	3.21	0.001	(0.09450.3939)
lnts_1(inno≤0.812)	-0.041	-1.74	0.083	(-0.08750.0053)
lnts_2(inno>0.812)	0.106	8.21	0.000	(0.08050.1311)
_cons	-1.865	-23.82	0.000	(-2.0187-1.7109)

其次,选取经济发展阶段作为门槛变量,分析科技推广服务业对区域创新效率是否存在非线性影响。人均地区生产总值(pgdp)在很大程度上反映了一个国家或地区的财富水平,能够有效、准确地反映经济发展阶段的基本特征^[30],且考虑到数据有效性,本文采用经平减处理后的人均地区生产总值反映地区经济发展所处阶段。门槛效应检验结果表明,经济发展阶段门槛变量显著通过了单一门槛检验,门槛值为 39764,说明科技推广服务业对我国东部三大城市群创新效率的影响存在经济发展阶段的单一门槛效应。

门槛回归结果见表 5。根据表 5,当经济发展水平 $pgdp \leq 39764$ 时,即一个地区人均地区生产总值低于 39764 元,在 1%的显著性水平上该地区科技推广服务业对区域创新效率具有显著正向影响,且相关系数为 0.128;当经济发展水平 $pgdp > 39764$ 时,即一个地区人均地区生产总值高于 39764 元,在 1%的显著性水平上科技推广服务业对区域创新效率仍具有显著促进作用,且相关系数为 0.049,表明高经济发展水平地区的科技推广服务业对区域创新效率的提升作用弱于低经济发展水平地区。原因在于,经济发展水平提升能有效促进区域创新要素集聚及创新生态打造,助力各类创新主体不断增强科技创新能力;同时,高经济发展水平地区的科技推广服务业发展更充分,而当科技推广服务业发展到一定水平后,其对创新效率的影响存在规模报酬递减效应。

表 5 经济发展阶段为门槛变量的门槛估计结果

变量	系数估计值	t 值	P 值	95%置信区间
lnope	-0.007	-0.43	0.664	(-0.03800.0242)

lnsci	-0.079	-3.05	0.002	(-0.1295-0.0279)
lnedu	0.359	7.27	0.000	(0.26180.4557)
lnpci	0.421	5.37	0.000	(0.26720.5754)
lnts_1 (pgdp≤39764)	0.128	10.02	0.000	(0.10280.1530)
lnts_2 (pgdp>39764)	0.049	3.28	0.001	(0.01980.0788)
_cons	-1.827	-23.33	0.000	(-1.9810-1.6731)

上述分析结果验证了假设 H₆, 即科技推广服务业对不同创新能力或不同经济发展水平的城市具有异质性作用, 即当一个地区创新能力达到一定水平时, 科技推广服务业才会对区域创新效率提升产生积极作用; 处于高水平经济发展阶段地区的科技推广服务业发展对区域创新效率提升的作用弱于低水平经济发展阶段地区。

5 结论与政策启示

基于对东部三大城市群创新效率的测度分析, 本文从线性作用和非线性作用两方面探讨了科技推广服务业对创新效率的影响, 得出如下研究结论: ①东部三大城市群的创新效率均呈逐年提升态势, 但是京津冀城市群的创新效率与长三角、珠三角城市群仍存在较大差距; ②科技推广服务业不仅能直接提升我国东部三大城市群创新效率, 还能通过促进产业结构升级间接驱动区域创新效率提升; ③科技推广服务业对京津冀、长三角和珠三角城市群创新效率的影响存在区域异质性; ④科技推广服务业对不同创新能力或处于不同经济发展阶段的城市具有异质性作用, 具体表现为科技推广服务业对区域创新效率的影响需基于区域创新能力达到一定水平, 高经济发展水平地区的科技推广服务业对区域创新效率的提升作用弱于低经济发展水平地区。

基于上述研究结论, 得出以下政策启示:

(1) 大力发展科技推广服务业, 提升区域创新效率。围绕前沿科技领域, 加大科技服务业投入强度和规模, 提升知识产权、科技金融、检验检测、科技咨询、技术转移等科技服务业发展水平, 提高科技服务业整体服务质量, 为区域创新提供良好的知识产权保护、便捷的技术推广转化。低经济发展水平地区可通过培育、发展科技推广服务业, 形成后发优势, 获取更多创新红利。

(2) 因地制宜实施差异化区域创新发展策略, 综合提升城市及城市群创新效率。京津冀城市群应重点加强科技推广服务业发展, 完善创新生态系统, 进一步促进技术推广服务业、知识产权服务业发展, 在北京周边合理布局创新要素, 突破创新源与创新腹地间创新要素及创新成果流动的隐形壁垒, 提升创新源的辐射带动作用; 长三角城市群应重点强化作为创新源的上海在创新要素方面的集聚效应, 通过创新要素向核心城市、节点城市集聚以及加大创新腹地的科技创新投入等方式形成完善的多中心创新网络; 珠三角城市群应综合发展科技推广服务业, 重点强化自身的创新源建设。

(3) 着眼全局, 推动创新链与产业链深度融合, 构建创新与产业互促共进的新发展格局。应充分考虑产业结构对创新的影响, 加强传统产业升级改造, 推动产业的“强链”“补链”“延链”, 促进区域创新效率提升。

参考文献:

[1] KOOPMANS T. Activity analysis of production and allocation[M]. Wiley, 1951.

-
- [2]AFRAIT S N.Efficiency estimation of production functions[J].International Economic Review,1972,13(3):568-598.
- [3]许建红,梁玲,孔令丞.东部 12 省市科技创新效率的 DEA 测评与上海科创策略研究[J].上海对外经贸大学学报,2019,26(2):59-68.
- [4]盛彦文,骆华松,宋金平,等.中国东部沿海五大城市群创新效率、影响因素及空间溢出效应[J].地理研究,2020,39(2):257-271.
- [5]杨力,刘敦虎,魏奇锋.城市群技术创新与经济增长效率的时空分异研究——以成都城市群为例[J].经济体制改革,2020,38(1):43-52.
- [6]兰海霞,赵雪雁.中国区域创新效率的时空演变及创新环境影响因素[J].经济地理,2020,40(2):97-107.
- [7]盛彦文,苟倩,宋金平.城市群创新联系网络结构与创新效率研究——以京津冀、长三角、珠三角城市群为例[J].地理科学,2020,40(11):1831-1839.
- [8]李秦阳.基于随机前沿方法的区域创新效率影响因素分析[J].统计与决策,2019,35(14):108-111.
- [9]朱文涛,顾乃华.科技服务业集聚是否促进了地区创新——本地效应与省际影响[J].中国科技论坛,2017,33(11):83-92,98.
- [10]曹允春,王尹君.科技服务业集聚对科技创新的非线性影响研究——基于门槛特征和空间溢出视角[J].华东经济管理,2020,34(10):31-39.
- [11]秦松松,董正英.科技服务业集聚对区域创新产出的空间溢出效应研究——基于本地溢出效应和跨区域溢出效应的分析[J].管理现代化,2019,39(2):40-44.
- [12]李晓龙,冉光和,郑威.科技服务业空间集聚与企业创新效率提升——来自中国高技术产业的经验证据[J].研究与发展管理,2017,29(4):1-10.
- [13]肖文,林高榜.政府支持、研发管理与技术创新效率——基于中国工业行业的实证分析[J].管理世界,2014,30(4):71-80.
- [14]陆远权,秦佳佳.中国城市规模分布对区域创新效率的影响研究[J].经济经纬,2018,35(6):1-7.
- [15]BATTESE G E,COELLI T J.Frontier production functions,technical efficiency and panel data:with application to paddy farmers in India[J].Journal of Productivity Analysis,1992,3(1/2):153-169.
- [16]王聪,朱先奇,刘玎琳,等.京津冀协同发展中科技资源配置效率研究——基于超效率 DEA-面板 Tobit 两阶段法[J].科技进步与对策,2017,34(19):47-52.
- [17]席增雷,袁青川,徐伟.基于 Malmquist-TFP 模型的京津冀地区科技创新经济效率评价[J].宏观经济研究,

2018, 40(7):132-140.

[18]赵增耀, 章小波, 沈能. 区域协同创新效率的多维溢出效应[J]. 中国工业经济, 2015, 32(1):32-44.

[19]张继良, 张君华, 丁子和. 技术创新效率与差异变动分析——基于江苏实证[J]. 南京财经大学学报, 2012, 30(1):13-20.

[20]刘钊, 邓明亮. 国家高新区对外贸易、高新技术企业占比影响创新效率的实证研究[J]. 科技进步与对策, 2019, 36(24):37-44.

[21]吴延兵. R & D 存量、知识函数与生产效率[J]. 经济学(季刊), 2006, 6(3):1129-1156.

[22]许福志, 徐蔼婷. 中国创新两阶段效率及影响因素——基于社会资本理论视角[J]. 经济学家, 2019, 31(4):71-79.

[23]赵庆. 产业结构优化升级能否促进技术创新效率[J]. 科学学研究, 2018, 36(2):239-248.

[24]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2):315-368.

[25]王燕, 徐妍. 中国制造业空间集聚对全要素生产率的影响机理研究——基于双门限回归模型的实证分析[J]. 财经研究, 2012, 38(3):135-144.

[26]王智毓, 冯华. 科技服务业发展对中国经济增长的影响研究[J]. 宏观经济研究, 2020(6):102-113, 121.

[27]刘湘云, 周铨翔. 粤港澳大湾区技术创新效率评价研究——基于面板 SFA 随机前沿模型实证[J]. 科技管理研究, 2020, 40(7):67-74.

[28]范德成, 谷晓梅. 高技术产业技术创新效率关键影响因素分析——基于 DEA-Malmquist 和 BMA 方法的实证研究[J]. 科研管理, 2022, 43(1):70-78.

[29]LUCCHETTI R, G PALOMBA. Nonlinear adjustment in US bond yields: an empirical model with conditional heteroscedasticity[J]. Economic Modelling, 2009, 26(3):659-667.

[30]齐元静, 杨宇, 金凤君. 中国经济发展阶段及其时空格局演变特征[J]. 地理学报, 2013, 68(4):517-531.