

技术扩散能否成为区域创新效率提升的新动能

——研发要素流动视角

郑万腾¹ 赵红岩¹ 陈羽洁¹ 谢敏²¹

(1. 东华大学 旭日工商管理学院, 上海 200051;

2. 浙江医药高等专科学校 商学院, 浙江 宁波 315100)

【摘要】: 基于研发要素流动视角, 利用我国内地 30 个省市 2002-2017 年面板统计数据, 通过空间杜宾模型和面板门槛回归模型, 对技术扩散影响区域创新效率提升情况进行探究。研究结果发现: 我国区域创新效率呈现波动收敛态势, 其中, 东部创新效率最高, 中西部创新效率次之, 且两者交替上探下潜; 技术扩散能够驱动区域创新效率提升, 其中, 本土技术扩散表现出显著的边际递减驱动力, 而国际技术扩散呈现出不显著的边际递增驱动力; 技术扩散能够引发研发要素流动, 其中, 研发资本流动能够积极改善区域创新效率, 而研发人员流动表现出抑制作用。

【关键词】: 技术扩散 区域创新效率 研发要素流动 空间杜宾模型 面板门槛模型

【中图分类号】: F061.5 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1001-7348(2020)21-0056-08

1 问题提出

坚持创新引领发展, 推动新旧动能转换是我国在后新冠疫情时期应对世界经济形势变化的重要抓手, 而效率提升是当前创新发展的主要着力点。当前, 随着我国区域市场逐步整合、创新合作项目不断落地, 区际创新要素在“择优性”、“趋利性”等特征的影响下出现流动扩散现象。据统计, 2018 年国内技术市场成交额达到 17697 亿元, 同比增长 31.83%, 国外技术引进达 331.34 亿美元, 相比 2002 年将近翻一番, 无论是国内技术扩散交易, 还是国外技术引进溢出, 都呈现出良好发展势头。另外, 世界知识产权组织发布的《全球创新指数报告》显示, 2018 年我国创新指数位居全球第 17 位, 连续 4 年攀升, 同时, 创新效率比达到 0.92, 位居全球第 3 位。据此可知, 我国技术扩散与整体创新效率同步提升、互动频繁。那么, 这种典型事实能否佐证技术扩散驱动创新效率提升? 事实上, 一方面, 我国幅员辽阔, 区际创新特点显著, 技术扩散效应驱动创新资源优化配置, 显然能够积极支持区域创新效率提升, 但另一方面, 扩散极易催生创新资源的区域极化和不平衡发展, 有可能会阻碍创新效率改善^[1]。因此, 技术扩散能否为区域创新效率提升提供持续的动力输出是一个值得探讨的问题。

关于技术扩散影响区域创新效率的研究结论尚未达成统一, 主要包括 3 种观点: 一是正向驱动。如 Lichtenberg & Potterie^[2]认为 OFDI 技术扩散能够正向提升母国创新能力; 彭峰和李燕萍^[3]发现本土技术转移扩散提升了高技术产业创新效率, 同时, FDI 存

¹作者简介: 郑万腾(1992-), 男, 江西上饶人, 东华大学旭日工商管理学院博士研究生, 研究方向为技术创新管理;

赵红岩(1963-), 女, 湖北黄陂人, 博士, 东华大学旭日工商管理学院教授、博士生导师, 研究方向为产业经济;

陈羽洁(1990-), 女, 山东烟台人, 东华大学旭日工商管理学院博士研究生, 研究方向为创意产业管理;

谢敏(1979-), 女, 浙江天台人, 博士, 浙江医药高等专科学校商学院教授, 研究方向为区域创新。

基金项目: 教育部人文社会科学基金青年项目(19YJC790155); 浙江省哲学社会科学规划项目(18NDJC285YB)。

在显著的正向外溢效应;李政等^[4]证实由 FDI 引发的技术扩散对区域创新效率具有显著正向影响。二是负向作用。Bitzer & Kerekes^[8]认为 OFDI 技术扩散对创新全要素生产率产生负面影响且存在区域差异;魏守华等^[6]发现在集聚环境的影响下技术扩散对长三角地区高技术产业创新绩效表现出弱负外部性;段庆锋和潘小换^[7]研究表明向外技术扩散会抑制组织利用式创新。三是有条件影响。邓路^[8]发现行业出口度与集中度上升能够促进 FDI 技术扩散,从而正向驱动内资企业创新效率上升;鲁钊阳和廖杉杉^[9]认为 FDI 技术扩散对本土技术创新存在知识产权保护双门槛效应;张涵和李晓澜^[10]证实 FDI 与 OFDI 技术扩散对高技术产业创新存在 R&D 人员双门槛效应。

归纳起来,学者们主要从国际技术扩散影响本土技术创新的视角开展具体研究,但结论分歧较大。当前,在知识经济时代,技术要素主要以知识流动特征形成扩散趋势,而创新要素正是知识流动的有效载体,因此引发思考——技术扩散能否通过创新要素流动影响区域创新效率?除了国际技术扩散,本土不同省份是否存在同样的扩散效应?立足这样的思考,本文从研发要素流动视角,采用空间杜宾模型和面板门槛回归模型,研究我国内地 30 个省份的技术扩散能否成为区域创新效率提升的新动能问题,以期为区域创新提供政策启示。

2 影响机理

2.1 技术扩散与区域创新效率

FDI 技术扩散能够驱动外商企业参与本土企业的股权交易和技术工程承包,派驻技术团队指导本土企业开展技术创新活动,实现技术信息、技术知识向本土企业转移,从而影响区域创新环境,最终有利于创新效率提升。另外,由于受到技术势能差、扩散场等因素影响,本土企业需要构建常态化技术合作机制,驱动技术创新网络形成和区域分工协作,从而促进区域创新效率改善。因此,本文提出如下假设:

H₁:技术扩散正向影响区域创新效率。

2.2 技术扩散与研发要素流动

在自由的市场环境下,技术扩散具有一定方向性和动力机制,能够积极驱动研发资本向经济发展区域转移,以提升研发资本流通率和边际效益,而且在宏观政策调控下,技术扩散驱动研发资本向政策倾斜区流动,以进一步降低创新发展不稳定性,实现区域创新均衡发展。另外,技术扩散驱动了创新资源集聚,提升了区域创新能力和经济发展实力,形成了强大的劳动力吸引力,有利于研发人才集聚内化。因此,本文提出如下假设:

H₂:技术扩散正向影响研发资本和研发人员流动。

2.3 研发要素流动与区域创新效率

研发资本流动有利于区际创新合作开展,形成创新合作网络,有利于信息共享和地域分工,从而提高创新资源利用效率,同时,能够积极引导区域创新环境匹配优化,强化市场竞争态势,有利于创新资源优化配置。研发人员是知识的有效载体,通过区际流动,促进知识交流、溢出和扩散。不同创新主体积极整合异质性创新知识并消化吸收内化,带动知识转移,进而提升整个国家或地区的创新力^[11]。当然,研发人员流动可能会造成欠发达区域创新人才流失,同时造成发达区域创新人才过度集聚甚至拥挤,提高了企业人力资本成本,反而不利于区域创新效率提升。因此,本文提出如下假设:

H₃:研发资本流动正向影响区域创新效率,研发人员流动负向影响区域创新效率。

3 计量模型构建

区域创新效率反映创新资源投入与产出的比例关系。考虑到创新效率受到技术扩散、要素流动等多重因素影响,基于传统生产函数,本文设定基础模型如下:

$$ine_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \ln tmt_{i,t} + \beta_2 \ln fdi_{i,t} + \beta_3 \ln X_{control} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, i 表示省份, t 表示时间。 ine_{it} 表示区域创新效率; α_0 为常数项; $\ln tmt_{it}$ 表示本土各省份技术扩散; $\ln fdi_{it}$ 表示国际技术扩散; $\ln X_{control}$ 表示系列控制变量; β_i 是变量回归系数; ϵ_{it} 表示随机扰动项。

技术扩散并不是区域的独立行为,而是跨区域协作交流的过程,技术扩散不仅直接影响本地区创新效率,还可能间接影响其它区域创新效率。因此,本文采用空间杜宾模型(SDM)进行实证分析,具体模型设定如下:

$$ine_{i,t} = \alpha_0 + \tau ine_{i,t-1} + \rho Wine_{i,t} + \beta_1 \ln tmt_{i,t} + \beta_2 \ln fdi_{i,t} + \beta_3 \ln X_{control} + \delta_1 W \ln tmt_{i,t} + \delta_2 W \ln fdi_{i,t} + \delta_3 W \ln X_{control} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中, $\tau=0$ 表示静态面板, $\tau \neq 0$ 表示动态面板, ρ 为空间自相关系数; W 为空间权重矩阵,本文采用地理距离矩阵; δ_i 表示空间滞后项的回归系数;其它变量解释同式(1)。

为了继续探究技术扩散与区域创新效率的非线性特征,本文构建单一门槛、双重门槛和多重门槛面板模型,具体模型形式如下:

$$ine_{i,t} = \alpha + \beta_1 \ln tmed_{i,t} \cdot I(\ln tmed_{i,t} \leq \gamma_1) + \beta_2 \ln tmed_{i,t} \cdot I(\ln tmed_{i,t} > \gamma_1) + \beta_3 \ln X_{control} + \dots + \beta_n \ln tmed_{i,t} \cdot I(\ln tmed_{i,t} \leq \gamma_n) + \beta_{n+1} \ln tmed_{i,t} \cdot I(\ln tmed_{i,t} > \gamma_n) + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

式(3)中, $\ln tmed_{it}$ 表示本土(国际)技术扩散; γ 表示门槛变量对应的门槛值; n 表示门槛个数,本文 n 值取 3; $I(\cdot)$ 表示指示函数;其它变量解释同式(1)。

4 变量选择与数据说明

4.1 区域创新效率

区域创新效率一般用来刻画区域创新资源投入产出转化率。目前,学术界主要采取不同阶段的 DEA 模型及索洛生产函数等系列方法测算区域创新效率。由于 DEA 模型是一种无参估计方法,操作简便,应用范围广,同时,超效率 DEA 模型(SE-DEA)可以解决 DMU 有效(效率值为 1)的相互对比问题,因此本文采用 SE-DEA 测算区域创新效率。首先,在创新投入指标选择上,参考余泳泽和刘大勇^[12]的做法,采用 R&D 内部经费支出和 R&D 人员全时当量测度;其次,在创新产出指标方面,由于专利的技术含量高,更能有效体

现创新知识产出,同时,新产品销售收入能够反映创新成果的商业价值,因此本文选择专利授权量和新产品销售收入作为创新产出指标。

4.2 技术扩散

技术要素通过渗透和扩散以实现知识溢出与创新资源流动,从而提升区域创新活力。目前,关于技术扩散的研究较为丰富,多数学者从 FDI 技术溢出视角探究国际技术要素向东道国的扩散程度^[13-14]。实际上,FDI 是外资参与本土创新活动、实现国际技术扩散的主要渠道。然而,鲜少学者关注本土技术要素的跨区域流动扩散,随着国内交通基础设施的不断完善和信息化水平的快速提升,跨区域创新合作不断深化,相比于国际扩散渠道,本土技术要素更容易趋利性扩散,其中,技术市场成交额是本土技术扩散的主要表征指标^[15]。因此,本文结合上述学者做法,采用 FDI 衡量国际技术扩散规模,采用技术市场成交额衡量本土技术扩散规模,并换算成 2002 年不变价实际值。

4.3 研发要素流动

研发活动是为了获取科技新知识而进行的创造性生产活动。根据生产函数定义,研发活动离不开资金的持续供给和充足的劳动力参与,因此资本和劳动力是研发活动的两大前提要素。本文参考白俊红等^[16]的做法,主要分析研发资本和研发人员两种核心要素的流动量。

4.3.1 研发人员流动量

研发人员是劳动力市场的重要组成部分,其流动与劳动力流动较相似。传统衡量研发人员流动的方法主要有人口净变动、从业劳动人员年均数、劳动力跨区流动度指数。后来有学者开始使用修正的经济引力模型^[17]测算研发人员流动量。引力模型最早来源于物理学中牛顿的万有引力模型,后来逐渐应用到经济学领域并不断拓展和延伸,进而形成经济引力模型,其主要描述两个经济体间交易量、作用力或者流动量与个体经济总量的正比关系,而与两者距离成反比关系。经过学者们的不断探究,经济引力模型在要素跨区域流动的测度上日益成熟。为此,本文利用经济引力模型测算研发人员流动量,其基本形式如下:

$$M_{ij} = K_{ij} \cdot P_i^{\alpha_i} \cdot P_j^{\alpha_j} \cdot R_{ij}^{-\phi} \quad (4)$$

式(4)中, M_{ij} 表示*i*地区和*j*地区经济吸引力; K_{ij} 表示*i*地区和*j*地区的引力系数,一般取 1; α_i 和 α_j 分别表示*i*地区与*j*地区的引力参数,一般取 1; R_{ij} 为两地距离,其中, ϕ 为距离摩擦系数,一般取 2,但考虑到我国交通日益便捷,将其设为 1^[18]。在现实情况下,某区域研发人员流出是本区域不利要素推动和其它区域有利要素吸引的综合结果,因此可以构建基于吸引力变量的双对数经济引力模型,而最为核心的问题就是筛选吸引力变量。本文认为研发人员工资越高,在一定程度上可以解决其它因素的困扰,因此借鉴王钺和刘秉镰^[19]的做法,构建基于工资吸引力变量修正的双对数经济引力模型测算研发人员的省际流动量。具体模型如下:

$$pef_{ij} = \ln pe_i \cdot \ln wage_j \cdot R_{ij}^{-1} \quad (5)$$

式(5)中, pef_{ij} 表示*i*省研发人员流动到*j*省的规模; pe_i 表示*i*省研发人员全时当量; $wage_j$ 表示*j*省城镇单位就业人员平均工资; R_{ij} 表示*i*省与*j*省省会城市的时间距离,本文认为相比于空间距离,时间距离更符合现实情况。在核算时间距离时,考虑到飞机成本高、准点率不稳定和汽车耗时长、舒适度低等因素,再加上我国高铁的日益普及,越来越多的人选择火车出行。因此,本文通过 12306 网站查询我国各省会城际火车(包括高铁和一般普快)运行的最短耗时,如果没有直达火车,则采用 12306 最多持续

换乘 1 次的最短耗时来表示。因此, i 省研发人员流动总量为 $pefi = \sum_{j=1}^n pef_{ij}$, 其中, n 为 30。

4.3.2 研发资本流动量

目前资本流动测算方法主要有储蓄—投资模型、永久收入法等。考虑到研发资本流动易受诸多外部因素影响, 采用单一指标描述研发资本流动显然不太准确。因此, 本文同样采用修正的经济引力模型衡量研发资本流动。事实上, 影响资本流动的主要力量是市场和政府^[20]。金融市场化程度越高, 投资环境越宽松, 资金进入壁垒则越低, 有助于直接驱动资本跨区域流动。同时, 金融市场化程度越高, 企业竞争越激烈, 将迫使企业不断优化资源配置, 降低成本, 从而利于企业利润提升, 间接影响资本跨区域流动。因此, 本文选择金融市场化指数作为吸引力变量, 构造双对数研发资本流动引力模型, 具体如下:

$$caf_{ij} = \ln ca_i \cdot \ln market_j \cdot R_{ij}^{-1} \quad (6)$$

式(6)中, caf_{ij} 表示 i 省研发资本流动到 j 省的规模; ca_i 表示 i 省研发资本存量; $market_j$ 表示 j 省的金融市场化指数, 本文采用非国有部门贷款比重表示^[21]; R_{ij} 表示 i 省与 j 省省会城市的时间距离。因此, i 省研发资本流动总量为 $caf_i = \sum_{j=1}^n caf_{ij}$, 其中, n 为 30。由于研发资本存量没有现成数据, 本文基于各省份研发经费内部支出, 采用永续盘存法进行核算, 具体公式如下:

$$ca_{it} = (1 - \delta) ca_{i(t-1)} + f_{i(t-1)} \quad (7)$$

式(7)中, ca_{it} 表示 i 省 t 年研发资本存量; $ca_{i(t-1)}$ 表示 i 省 t-1 年研发资本存量; $f_{i(t-1)}$ 表示 i 省 t-1 年实际研发经费内部支出, 本文构造以消费价格指数(权重 55%)和固定资产投资价格指数(权重 45%)加权形成的综合平减指数^[22], 将各省名义研发经费内部支出平减为 2002 年不变价实际值; δ 为折旧率, 本文将其设定为 15%^[23]。同时, 核算基期研发资本存量, 设定如下:

$$ca_{i0} = f_{i0} / (\delta + g) \quad (8)$$

式(8)中, ca_{i0} 表示 i 省基期研发资本存量; f_{i0} 表示 i 省基期实际研发经费内部支出; δ 为折旧率; g 为考察期内实际研发经费内部支出的年均增长率, 经过核算, 本文选取 16%。

4.4 控制变量

为了消除非研究变量对被解释变量的影响, 本文对系列变量予以控制: ①基础设施情况 (road), 采用人均公路里程数 (米/人) 表示; ②环境规制强度 (env), 采用工业污染治理完成投资 (万元) 衡量; ③人力资本水平 (edu), 采用每万人在校大学生数 (人) 反映; ④政府支持 (gov), 采用科技活动经费筹集中政府资金比例 (%) 刻画。由于自 2008 年后《中国科技统计年鉴》不再报告此项数据, 因此 2008 年后采用研发经费内部支出中政府资金比例 (%) 表示; ⑤金融发展 (fin), 采用存贷款余额与 GDP 的比值表征; ⑥城市化 (urb), 采用城镇化率 (%) 描述; ⑦产业升级 (ind), 采用产业结构升级指数 (第一产业比重*1+第二产业比重*2+第三产业比重*3) 衡量。

4.5 数据来源说明

本文研究样本是我国内地 30 个省(市), 由于西藏数据缺失严重, 未纳入考量。样本区间是 2002-2017 年, 样本数据来源于《中国科技统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国人口就业统计年鉴》、EPS 数据库、中国经济与社会发展统计数据库以及各省(市)统计年鉴和金融运行报告。

5 实证结果与分析

5.1 创效效率测算结果与分析

基于前文所述的指标体系和超效率模型, 本文采用 MyDEA1.0 软件测算 2002-2017 年我国内地 30 个省(市) (西藏因数据不全, 未纳入统计) 创新效率, 并刻画出全国及东中西部创新效率时序演变趋势, 具体如图 1 所示。

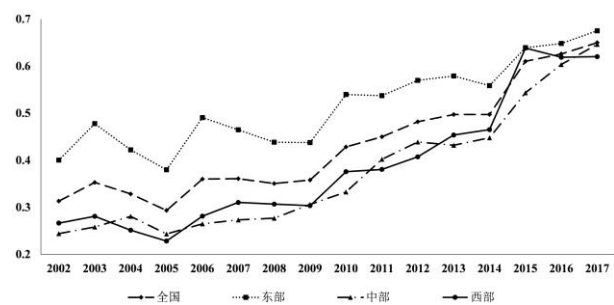


图 1 2002-2017 年全国及东中西部创新效率时序演变

由图 1 所示, 从时序演变趋势来看, 2002-2017 年全国及东中西三大区域创新效率呈现波动收敛态势, 其中, 2005 年是分水岭, 2005 年之前各区域创新效率呈波动下降态势, 之后出现逆转性波动上升态势, 可能是 2005 年中国股市创历史大低、创新投资环境面临巨大危机等诸多因素影响的结果。同时, 中部创新效率波动振幅最为剧烈, 达到了 0.402。从横向对比来看, 东部区域整体创新效率最高, 全国整体创新效率介于东部和中西部之间, 中西部创新效率最低, 且两者交替上探下潜, 主要原因在于东部省份经济发展水平较高, 创新要素投入充沛, 知识转化和创新经济产出能力较强, 两者形成良好的耦合互动, 因此整体创新效率处于领头羊地位, 而中西部经济实力相对较弱、创新资源匮乏, 创新发展较为缓慢。

5.2 基准估计分析

采用空间杜宾模型(SDM)之前需要对被解释变量的空间依赖性进行判断, 常用手段是分析被解释变量的 Moran 指数。本文核算出 2002-2017 年我国区域创新效率的 Moran 指数, 具体结果如表 1 所示。

由表 1 可知, 2002-2017 年我国区域创新效率的 Moran 指数都为正数, 且绝大部分年份通过了显著性检验, 说明我国区域创新效率存在空间正相关性, 相邻省份创新效率在空间上趋于集中分布, 具有一定空间依赖性, 随着时间推移, 这种空间依赖性越来越强, 因此采用 SDM 是合适的。经过分析和判断, 选择个体固定 SDM 对技术扩散影响区域创新效率的情况开展实证检验较为科学。具体结果如表 2 所示。

表 1 2002-2017 年区域创新效率 Moran 指数

年份	Moran' I	Z 值	P 值	年份	Moran' I	Z 值	P 值
----	----------	-----	-----	----	----------	-----	-----

2002	0.127*	1.778	0.075	2010	0.209***	2.676	0.007
2003	0.162**	2.333	0.020	2011	0.279***	3.467	0.001
2004	0.131*	1.813	0.070	2012	0.321***	4.030	0.000
2005	0.125*	1.747	0.081	2013	0.242***	3.101	0.002
2006	0.083*	1.693	0.090	2014	0.312***	3.826	0.000
2007	0.212***	2.720	0.007	2015	0.274***	3.395	0.001
2008	0.083	1.282	0.200	2016	0.212***	2.708	0.007
2009	0.014	0.536	0.592	2017	0.121*	1.694	0.090

由表 2 可知,主要核心变量在静态(动态)SDM 中的回归系数方向一致,说明结果稳定。空间系数和被解释变量的滞后一期都通过 1%的显著性概率检验,其中,动态 SDM 的空间系数值较小,主要是因为解释变量中加入由被解释变量滞后一期构成的动态 SDM 可以弥补遗漏变量对被解释变量的影响,从而纠正静态 SDM 的估计偏差,因此本文采用动态 SDM 估计结果进行分析。首先,本土和国际技术扩散都促进区域创新效率提升,验证了假设 H₁,其中,国际技术扩散作用不显著,可能原因在于技术扩散能够为先进知识、工艺流程和研发要素跨区域流动提供有效路径,从而有利于企业在技术消化吸收过程中进行模仿创新,为区域创新效率提升奠定基础,而由 FDI 输入带来的正向技术扩散可能会挤占本土创新资源的市场空间,进而影响本土企业创新的边际价值,因此国际技术扩散对区域创新效率的正向驱动作用有限。

表 2 基准回归估计结果

解释变量	静态 SDM		动态 SDM	
	模型①	模型②	模型③	模型④
LLRIE			0.553*** (14.825)	0.498*** (12.438)
ln ₁ mt	0.056** (6.253)	0.035* (3.971)	0.024*** (3.140)	0.018** (2.327)
ln ₁ di	0.024** (2.245)	0.019* (1.790)	0.014 (1.596)	0.014 (1.525)
控制变量	NO	YES	NO	YES
空间系数	0.300*** (4.215)	0.211* (2.829)	0.281*** (3.973)	0.196*** (2.606)
R ²	0.503	0.593	0.664	0.695
Log—L	375.726	418.712	468.621	487.348
观测值	480	480	480	480

注:L1.表示滞后 1 期;括号内为 Z 统计值;下同

5.3 非线性效应考量

上述线性回归结果证实了技术扩散能够正向影响区域创新效率,由此引发思考——这种正向影响程度是否存在典型的边际变化趋势?本文通过面板门槛模型进行深入考察。首先,根据 Hansen 检验确定门槛个数及相应门槛值,具体结果如表 3 所示。

由表 3 可知,在 300 次自举法实验过程中,本土和国际技术扩散的单一门槛分别通过 5%、10%的显著性概率检验,而双重门槛和三重门槛都未通过 10%的显著性概率检验,可知本土和国际技术扩散对区域创新效率存在单一门槛作用效应,因此采用单一面板门槛模型进行回归估计,具体结果见表 4。

表 3 面板门槛 Hansen 检验结果

解释变量	Lntmt			lnfdi		
	单一门槛	双重门槛	三重门槛	单一门槛	双重门槛	三重门槛
F 统计值	33.420	12.700	6.490	23.730	11.990	4.810
门槛值	9.389	/	/	15.142	/	/
10%临界值	22.168	18.248	21.340	21.355	18.430	14.612
5%临界值	27.435	23.478	24.660	25.132	22.646	18.383
1%临界值	38.297	31.543	35.439	35.166	31.736	22.302
BS 次数	300	300	300	300	300	300

由表 4 可知,本土技术扩散与区域创新效率存在强显性非线性关系,当本土技术扩散对数取值小于等于 9.389 时,估计系数为 0.084,说明本土技术扩散显著正向影响区域创新效率,而当其对数值大于 9.389 时,估计系数下降至 0.066,说明本土技术扩散强度下降但显著性保持不变。国际技术扩散与区域创新效率存在弱显性非线性关系,当国际技术扩散对数值小于等于 15.142 时,估计系数为 0.017,说明国际技术扩散正向影响区域创新效率的作用力有限,而当其对数值大于 15.142 时,估计系数上升至 0.022,说明国际技术扩散强度有所提升但依然不显著。归纳起来,本土技术扩散与区域创新效率表现出边际递减的非线性特征,而国际技术扩散呈现出边际递增的非线性特征。

表 4 面板门槛模型估计结果

解释变量	门槛变量	
	Gntmt	lnldi
Lntmt≤9.389	0.084*** (6.227)	
Lntmt>9.389	0.066*** (5.774)	
lnldi≤15.142	0.017 (1.224)	
lnldi>15.142	0.022 (1.586)	
控制变量	YES	YES
R ²	0.609	0.597
观测值	480	480

5.4 传导机制探究

上述分析发现技术扩散成为区域创新效率提升的强引擎,而区域创新效率改善的本质是创新要素获得有效配置。在趋利特征和技术资源势能差等诸多因素影响下,研发资本和研发人员可能发生跨区域流动,流向资源充沛、边际效益更高的区域进行重组优化,那么技术扩散能否驱动研发资本和研发人员流动,从而提升区域创新效率?该问题有待进一步考量,本文对此进行检验以分析传导机制的实质。

由表 5 可知,模型①和模型②的估计结果显示,技术扩散能够正向驱动研发要素流动,验证了假设 H₀,其中,本土技术扩散对研发资本流动的正向影响更显著,而国际技术扩散更有利于研发人员流动。模型③、模型④和模型⑤的估计结果显示,研发资本流动促进了区域创新效率提升,而研发人员流动表现出抑制作用,验证了假设 H₁,原因可能在于研发资本流动健全了区域创新交流合作机制,优化了区域创新投资环境,加剧了资本市场竞争程度,更容易体现资本价值,倒逼创新要素获得最大程度利用,从而优化了创新资源配置效率,而研发人员的趋利性流动具有一定盲目性,有可能引发区域研发人力过度集聚,造成资源拥挤,反而不利于区域创新效率改善。在考虑研发要素流动因素后,本土技术扩散强度有所下降,而国际技术扩散强度有所上升,但总体的正向影响方向保持不变。因此,技术扩散能够引发研发资本和研发人员的跨区域流动,研发资本流动有利于区域创新效率改善,而研发人员流动负向影响了区域创新效率。

表 5 传导机制估计结果

解释变量	研发要素流动			区域创新效率	
	模型①	模型②	模型③	模型④	模型⑤
Intmt	0.014*** (5.721)	0.013*** (4.641)	0.052*** (5.762)		0.045*** (4.960)
lnfdi	0.008*** (2.621)	0.014*** (3.986)	0.027** (2.344)		0.029** (2.555)
Incaf				1.588*** (5.947)	1.405*** (5.351)
lnpef				-0.855*** (-3.684)	-0.952*** (-4.184)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.924	0.895	0.563	0.562	0.589
观测值	480	480	480	480	480

注:模型①被解释变量为研发资本流动量,模型②被解释变量为研发人员流动量

5.5 内生性检验

由于可能存在数据遗漏和反向因果关系,造成变量内生性,导致估计结果有偏,因此需要进一步检验。本文采用动态 SDM 进行估计分析,结果显示,被解释变量滞后一期估计系数和本土技术扩散系数显著为正,而国际技术扩散估计系数不显著但影响方向保持一致,在一定程度上可以缓解因遗漏变量造成的内生性,更真实地反映影响效果。为进一步解决内生性问题,本文采用系统广义矩估计方法(SYS-GMM)开展检验,SYS-GMM 能够解决一般工具变量的弱显性问题,结果更为稳定。

由表 6 可知,Sargan 检验 P 值大于 0.1,说明所有工具变量都有效。AR(1)和 AR(2)检验 P 值结果证实,残差序列存在 1 阶序列相关,但不存在 2 阶序列相关,说明在 SYS-GMM 中通过了自相关检验,结果有效。从核心解释变量的估计系数看,无论假设是 Intmt 还是 lnfdi,或者两者都是内生变量,虽然显著性发生变化,但系数方向均保持一致,说明在考虑内生性的前提下,核心解释变量的解释方向是一致无偏的。

5.6 稳健性分析

本文采用两种方法进行稳健性检验。一是变换空间权重矩阵,采用经济地理权重;二是将研究时间跨度划分成两个阶段,即 2002-2009 年和 2010-2017 年。结果显示:虽然核心解释变量估计系数的显著性水平发生变化,但作用方向始终保持一致,说明结果具有较好稳健性。

6 结论与政策建议

6.1 主要结论

本文立足于研发要素流动视角,基于 2002-2017 年我国内地 30 个省市面板统计数据,采用 SDM 和面板门槛模型对技术扩散如何影响区域创新效率的问题开展实证检验,主要结论如下:首先,2002-2017 年我国整体及东中西三大区域创新效率呈现波动性收敛态势,其中,东部经济发展水平较高,不仅创新要素充沛,而且知识转化和商业产出能力较强,因此创新效率最高。另外,全国整体的创新效率值介于东部和中西部之间,而中西部受限于欠发展的创新环境和匮乏的创新资源,创新效率偏低,同时表现出交替上探下潜的状态;其次,本土(国际)技术扩散驱动知识溢出和模仿创新,都能够正向影响区域创新效率提升。本土技术扩散红利更利于自主创新能力提升,但始终面临降本增效困境,持续力不足,因此驱动力表现出显著的边际递减效应,而国际技术扩散可能会挤占本土创新资源市场空间,降低创新的边际价值,导致驱动力更多地呈现出不显著的边际递增性;最后,技术扩散能够引发研发要素流动,其中,研发资本流动优化了创新投资环境,提高了资本价值,从而有利于改善区域创新效率,而研发人员流动具有一定盲目性,易造成资源拥挤,反而表现出抑制效应。

表 6 SYS-GMM 估计结果

解释变量	假设内生变量		
	Intmt	Infdi	Intmt 和 Infdi
L1. RIE	0.538*** (9.611)	0.467** (8.127)	0.560*** (9.544)
Intmt	0.016 (1.491)		0.008 (0.703)
Infdi		0.043*** (3.936)	0.025 (1.093)
控制变量	YES	YES	YES
Sargan 检验	1.000	1.000	1.000
AR (1)	0.086	0.083	0.098
AR (2)	0.169	0.171	0.183
观测值	450	450	450

注:Sargan 检验、AR (1) 和 AR (2) 分别提供检验 P 值

表 7 稳健性分析结果

解释变量	经济地理权重	分时间阶段	
		2002—2009	2010—2017
L1. RIE	0.495*** (12.173)	0.067 (0.958)	0.354*** (6.305)
Intmt	0.015* (1.942)	0.026** (2.109)	0.020 (1.492)
Infdi	0.014 (1.478)	0.018 (0.932)	0.038*** (2.620)
控制变量	YES	YES	YES
空间系数	0.262*** (2.960)	-0.032 (-0.264)	0.123 (1.132)
R ²	0.693	0.218	0.646
Log-L	487.137	268.211	301.758
观测值	480	240	240

6.2 理论贡献

现有文献主要从技术类型、扩散度量、扩散渠道、吸收能力和影响因素等方面对技术扩散与区域创新的逻辑关系开展理论阐述。事实上,技术扩散是一个较为复杂的过程,具备网络化影响、时空传导和要素流动等特征。因此,本文立足于研发要素流动视角,从本土(国际)技术扩散两条路径出发,重构技术扩散驱动区域创新效率提升的综合分析框架,是对现有研究理论的一种重要补充。

6.3 政策建议

(1) 强化本土(国际)技术扩散驱动力。

技术扩散能够积极驱动区域创新效率提升,但作用效度存有差异。首先,政府需要优化外商直接投资环境,积极拓宽国际技术扩散渠道,优化扩散结构;其次,充分考虑地缘因素,引导集群企业构建技术交流平台,建立适当的技术依赖和信用制度;最后,不能忽视本土自主创新能力培育,应构建技术引进与自主创新双轨交流协作机制,共同促进区域创新效率稳步提升。

(2) 引导研发资本跨区域流动。

技术扩散驱动研发资本流动,研发资本流动促进区域创新效率提升。因此,需要优化资本市场竞争结构,积极营造市场导向的营商环境,构建资源共享平台,强化信息交流机制,破除区域资本市场壁垒,深化科技金融制度改革。金融监管部门应该对研发投资风险进行适度评估和预警,进而为研发资金的安全性和稳定性保驾护航。其实施系列措施的核心目的是充分引导研发资本跨区域流动,发挥对区域创新效率的正向驱动力。

(3) 有效规避研发人员的盲目流动。

技术扩散促进研发人员流动,但研发人员流动会反向抑制区域创新效率提升,因此需要充分鼓励科研机构、大中院校和高技术企业适度引进研发人才,杜绝因过度、盲目引进而导致资源拥挤,同时,进一步发挥研发人才的科研能力,促进其业务知识和专业技术高效转化为企业核心竞争力。另外,政府需要进一步完善户籍制度,为研发人员落户开辟绿色通道,保障研发人员的就业环境和生活待遇。同时,偏远落后地区需要向研发人员提供倾斜政策和待遇,这样不仅能够吸引研发人才回流,更能确保研发人才工作的稳定性。

6.4 研究不足与展望

本文虽然立足研发要素流动视角,采用空间杜宾模型和面板门槛模型对技术扩散如何驱动区域创新效率提升问题开展了有益研究,但尚存不足之处:第一,在技术扩散的度量上,更多强调本土技术转移和外商直接投资的技术溢出,而忽视了我国对外投资可能存在的逆向技术扩散;第二,对研发要素流动的方向未作划分,未深入探究研发人员流动对区域创新效率的抑制原因;第三,未针对技术扩散驱动区域创新效率提升的异质特征展开讨论。本文认为未来可就逆向技术扩散如何影响区域创新效率以及该影响效应的异质特征展开探讨。

参考文献:

[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[J]. 中国科技论坛, 2015(12):27-32.

[2] LICHTENBERG F R, POTTERIE B P. Does foreign direct investment transfer technology across borders [J]. The Review of Economics and Statistics, 2001, 83(3):490-497.

-
- [3] 彭峰, 李燕萍. 本土技术转移对高技术产业创新效率的影响[J]. 科技进步与对策, 2015, 32(23):125-128.
- [4] 李政, 杨思莹, 何彬. FDI 抑制还是提升了中国区域创新效率——基于省际空间面板模型的分析[J]. 经济管理, 2017, 39(4):6-19.
- [5] BITZER J, KEREKES M. Does foreign direct investment transfer technology across borders? new evidence[J]. Economics Letters, 2008, 100(3):355-358.
- [6] 魏守华, 姜宁, 吴贵生. 内生创新努力、本土技术溢出与长三角高技术产业创新绩效[J]. 中国工业经济, 2009(2):25-34.
- [7] 段庆锋, 潘小换. 组织间技术扩散网络对双元创新的影响研究[J]. 研究与发展管理, 2018, 30(5):27-37.
- [8] 邓路. FDI 溢出效应与自主技术创新效率:一个高技术产业特征的视角[J]. 财经论丛, 2010(1):12-18.
- [9] 鲁钊阳, 廖杉杉. FDI 技术溢出与区域创新能力差异的双门槛效应[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, 29(5):75-88.
- [10] 张涵, 李晓澜. FDI 与 OFDI 溢出对高技术产业区域创新的门槛效应研究[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(2):74-81.
- [11] KAISER U, KONGSTED H C, RONDE T. Does the mobility of R&D labor increase innovation[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2015, 110(1):91-105.
- [12] 余泳泽, 刘大勇. 我国区域创新效率的空间外溢效应与价值链外溢效应——创新价值链视角下的多维空间面板模型研究[J]. 管理世界, 2013(7):6-20.
- [13] 杨丽彬, 李虹含, 蔡东方. 外商直接投资技术溢出渠道差异性研究——基于 2002-2014 年中国数据的实证检验[J]. 科技进步与对策, 2016, 33(4):12-17.
- [14] 杨朝均, 刘冰, 毕克新. FDI 技术溢出对工业企业绿色创新路径演化的影响研究——基于演化博弈模型[J]. 管理评论, 2019, 31(12):1-10.
- [15] 张彩江, 覃婧, 周宇亮. 技术扩散效应下产业集聚对区域创新的影响研究——基于两阶段价值链视角[J]. 科学学与科学技术管理, 2017, 38(12):124-132.
- [16] 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[J]. 经济研究, 2017, 52(7):109-123.
- [17] 李婧, 产海兰. 空间相关视角下研发人员流动对区域创新绩效的影响[J]. 管理学报, 2018, 15(3):399-409.
- [18] 胡科林, 郑新奇. 中国省域人口迁移模型构建[J]. 测绘科学, 2015, 40(6):61-66.
- [19] 王钺, 刘秉镰. 创新要素的流动为何如此重要——基于全要素生产率的视角[J]. 中国软科学, 2017(8):91-101.
- [20] 蔡翼飞, 刘春雨, 马佳丽. 区域资本流动估算及其影响因素分析[J]. 劳动经济研究, 2017, 5(4):83-110.

[21]李梅. 金融发展、对外直接投资与母国生产率增长[J]. 中国软科学, 2014(11):170-182.

[22]朱平芳, 徐伟民. 政府的科技激励政策对大中型工业企业研发投入及其专利产出的影响—上海市的实证研究[J]. 经济研究, 2003(6):45-53.

[23]吴延兵. 研发存量、知识函数与生产效率[J]. 经济学(季刊), 2006(3):1129-1156.