

国际人才流入的空间技术溢出效应研究

——基于来华留学生的视角

韩卫辉, 韩丽丽

[摘要]随着经济全球化的不断深入, 国际人才已经成为世界各国助推经济与社会发展的重要力量。本文基于中国2004—2018年省级面板数据, 采用多种空间计量模型和构建多种空间权重矩阵的方法, 从来华留学生的视角研究了国际人才流入对我国技术创新能力的影响。在考虑了内生性并经过多种稳健性检验后, 得出以下结论: 第一, 国际人才流入对我国技术创新能力提升具有显著促进作用, 并表现出明显的空间技术溢出特征。第二, 相比于地理距离, 社会经济距离成为阻碍国际人才空间技术溢出的首要因素。第三, 国际人才流入主要通过人力资本效应、吸引外资效应以及贸易引致效应促进我国技术创新能力提升。因此, 应当加快建设世界重要人才中心和创新高地, 有效利用国际人才促进我国技术创新能力提升, 同时打破国际创新要素流动限制, 增强不同发展水平地区间的合作交流, 充分发挥国际人才流入的空间技术溢出效应。

[关键词]国际人才流入; 来华留学生; 技术溢出; 空间计量

一、引言

持续提升国家创新能力、实现新旧动能顺利转换是全面建成社会主义现代化强国的必由之路。人才是创新的根基, 创新驱动实质上是人才驱动, 如何用好人才、充分激发各类人才的创新活力和潜力是实施创新驱动发展战略的关键。党的二十大报告明确指出: “必须坚持科技是第一生产力、人才是第一资源、创新是第一动力”, “加强人才国际交流, 用好用活各类人才”, “把

[收稿日期] 2022-08-24

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“国际人才流入对中国区域与企业创新绩效的影响机制研究”(21BJL139)。

[作者简介] 韩卫辉, 北京师范大学经济与工商管理学院, 电子邮箱地址: weihui0204@163.com; 韩丽丽(通讯作者), 北京师范大学经济与工商管理学院, 电子邮箱地址: hanlili@bnu.edu.cn。

各方面优秀人才集聚到党和人民事业中来”。^①作为人才队伍的重要补充，国际人才能够有效释放国际技术溢出，为东道国的科技发展贡献聪明才智，已成为欧美发达国家技术创新的重要力量(崔益虎，2015)。随着中国在世界范围内经济地位不断提升、开放程度日益扩大以及制度体系更加完善，中国对国际人才的吸引与日俱增，已经实现从单方面人才流出向人才流入和流出并存格局的转变(魏浩和袁然，2018)，正逐渐成为世界重要人才中心和创新高地。那么，在新时代人才强国战略和加快新旧动能转换的背景下，国际人才流入能否有效提升中国技术创新能力？其作用机制是什么？亟须从理论和实证中加以研究。与此同时，中国目前仍存在区域发展不平衡、不充分问题，技术创新作为一项高成本经济行为，各地区接纳吸收人才的能力存在差异，国际人才呈现“空间集聚”的分布特征(周亮和张亚，2019)。那么，伴随而来的一个问题是：国际人才流入是否具有空间技术溢出效应？能否发挥北京、上海、广州和杭州等国际人才高地的“头雁效应”来提升中国整体技术创新能力？鉴于此，本文基于中国2004—2018年省级面板数据，通过采用多种空间计量模型和构建多种空间权重矩阵的方法，系统研究国际人才流入对中国技术创新能力提升的影响，并考察国际人才流入的空间技术溢出效应，以期为国家引才引智、深入实施新时代人才强国战略提供依据。

本文的边际贡献在于以下三点：第一，研究视角上，深刻理解中央人才工作会议精神，聚焦新时代人才强国战略，为加快建设世界重要人才中心和创新高地提供理论支撑。第二，研究内容上，区别于现有文献主要关注国际人才流入对贸易和投资等经济效应的影响，系统考察国际人才流入对技术创新能力的影响，并准确识别其空间技术溢出效应。第三，研究方法上，综合采用面板空间杜宾模型、动态面板空间杜宾模型以及三阶段空间杜宾中介效应模型等方法进行实证检验和机制分析，并从多种途径进行稳健性检验，保证研究结论的可信度。

本文余下的内容安排为：第二部分是文献综述与研究假说；第三部分是实证研究策略；第四部分是实证结果与机制分析；第五部分是研究结论和政策启示。

^① 习近平：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，2022年，第33、36页。

二、文献综述与研究假说

早期关于国际技术溢出的研究主要从国际贸易、国际投资和国际专利的申请与引用三个方面展开,并已形成系统的分析框架(李平和许家云,2011)。随着经济全球化的深入发展,世界各国由最初的贸易、投资合作向更深层次的科技、文化领域延伸,国际人才流入的技术溢出效应引起学界关注(OECD,2008)。

目前关于国际人才流入技术溢出的研究主要从国际智力回流和海外人才流入两个方面展开,均发现国际人才流入有助于东道国创新能力提升。一些文献认为国际智力回流对母国企业研发和技术进步具有积极影响。如 Park(2004)和 Le(2010)分别基于 21 个 OECD 国家和 76 个发展中国家的样本,通过实证研究发现了国际智力回流对母国技术进步的促进作用。另有一些国内学者利用中国省级面板数据,同样发现海归具有显著的技术溢出效应,且这一溢出效应存在区域性差异(蓝庆新等,2019)。此外,另有一些文献则从海外智力流入的角度研究发现国际人才流入对发达国家和发展中国家均存在显著的技术溢出效应。如 Khanna 和 Lee(2018)通过研究发现,国际人才流入对美国的创新具有显著的技术溢出效应,有利于促进包括专利产出、新产品推出以及旧产品退出等。Fassio 等(2019)基于法国、英国和德国的样本研究证实国际人才流入能够促进相关行业创新能力提升。魏浩和袁然(2018)则参考 OECD 等国际组织的普遍做法,以学生类国际人才为代理变量,得出国际人才流入显著促进中国企业研发投入的结论。曲如晓等(2021)采用境外来中国大陆工作专家作为国际人才流入的代理变量,研究发现了国际人才流入对企业创新能力的积极影响。据此,本文提出如下研究假说:

假说 1: 国际人才流入存在显著的技术溢出效应,有助于提升中国技术创新能力。

技术溢出作为创新的一个重要特征,使得创新收益能够流向其他非创新主体(余泳泽和刘大勇,2013),最终实现整体创新能力提升。随着空间经济学的发展,有关技术溢出的研究开始更加关注空间技术溢出效应,探讨创新的空间外部性。已有研究发现,技术溢出对区域创新的影响会随着空间距离的增加而衰减,某一区域的技术溢出对其他地区的创新能力提升会产生促进作用(Keller,2002)。白俊红和蒋伏心(2015)以及焦敬娟等(2017)通过引入空间邻近因素考察中国区域创新的空间溢出效应,证实了区域创新的空间关

联。黄金玲(2021)则通过研究发现人力资本积聚对城市创新存在显著的空间溢出效应。因此,国际人才作为技术溢出的载体,除能够直接对流入地区的创新能力产生影响外,还可能通过人才高地的辐射作用对周边地区创新能力产生积极影响。据此,本文提出如下研究假说:

假说2:国际人才流入的技术溢出效应存在显著的空间溢出特征。

国际人才流入除能够直接充裕当地人力资本存量进而提升技术创新能力外,还具有促进外商直接投资及国际贸易发展的重要作用(Cheung and Ping, 2004; Murat, 2014)。而大量研究均已证实国际投资和国际贸易对东道国具有显著的技术溢出效应(鲁钊阳和廖杉杉, 2012; Ho et al., 2018)。因此,本文将国际人才流入促进技术创新能力提升的作用机制归纳为国际人才流入的人力资本效应、吸引外资效应和贸易引致效应。

人力资本效应。首先,国际人才流入有利于知识和技术突破地理空间上的限制,直接为东道国各地区带来一定的隐性知识(Gagliardi, 2015)或通过人际网络形成“示范—模仿”效应,并通过“竞争效应”间接促使本国人员追求更高的受教育水平以及更多的国际交流机会(Ozgen et al., 2014),使得东道国的人力资本水平得到提升,从而有利于技术创新能力提升。其次,不同文化背景的国际人才流入可以丰富当地民族和文化多样性,在开放式创新的背景下,通过交流学术思想、启发研究思路,激发本土智力人员的创造能力,以达到提高区域人力资本水平的效果(Parrotta et al., 2014),进而间接促进技术创新能力提升。因此,国际人才流入能够通过提高人力资本水平的渠道促进技术创新能力提升。

吸引外资效应。国际人才流入有利于多样化社会网络关系的形成,进而通过降低信息搜寻成本以及减少信息不对称来引致国际投资的技术溢出效应(Pholphirul and Rukumnuaykit, 2017)。且这一促进作用在高技术移民群体,尤其是具有较高学历水平或专业技能的国际人才中表现得最为突出(Aleksynska and Peri, 2014)。跨国公司进入一个全新的海外市场时,东道国的政治制度、市场特征和文化差异等均会增加企业面临的不确定性,提高企业的跨国投资风险。国际人才流入不但能够将东道国市场特征等商业信息传递回母国,降低跨国公司的信息搜寻成本,同时还可以有效增进国家间的文化交融,降低彼此的文化壁垒,进而提高国际投资效率(Portes and Rey, 2005)。因此,国际人才流入能够通过促进外商直接投资的渠道促进技术创新能力提升。

贸易引致效应。已有大量文献证明国际人才流动对进出口具有显著的促进作用(Artal-Tur et al., 2012; Murat, 2014),且这一促进作用在包含信

息与技术商品贸易以及具有不同文化特征和发展水平的国家中更为显著,国际移民数量每增加10%将促进双边贸易增长1%—2%(Genc et al., 2012)。魏浩和袁然(2017)则采用中国来华留学生数据研究发现,相比于劳动密集型商品贸易,国际人才流入对资本技术密集型商品贸易的促进作用更为显著。而贸易作为国际知识流动的一个重要渠道,具有显著的技术溢出效应(Ho et al., 2018)。其中,进口贸易中的技术溢出主要来自于中间投入品、装备制造和制成品等,出口贸易中技术溢出则来自于技术学习效应和技术竞争效应(魏守华, 2018)。因此,国际人才流入能够通过引致国际贸易发展的渠道促进技术创新能力提升。据此,本文提出如下研究假说:

假说3:国际人才流入能够通过人力资本效应、吸引外资效应及贸易引致效应促进中国技术创新能力提升。

三、实证研究策略

(一)模型构建

前文的理论分析表明,在研究国际人才流入对技术创新能力的影响时,忽略区域技术创新能力与国际人才流入的空间相关性很可能造成模型误设,从而导致研究结果的可信度下降。鉴于此,本文参考传统的国际贸易技术溢出模型(Coe and Helpman, 1993)来设定实证研究的基准模型,并在此基础上引入空间因素,构建空间计量模型。同时,为充分考虑不同空间计量模型所揭示经济含义的差异以及可能对结果产生的影响,本文进一步借鉴韩峰和谢锐(2017)的做法,构造一般嵌套模型(GNS)。

$$\begin{aligned} inno_{it} = & \alpha + \rho Winno_{it} + \beta talent_{it} + \gamma Wtalent_{it} + \varphi X_{control} + \theta WX_{control} + \\ & \nu_i + \eta_t + \mu_{it} = \lambda W\mu_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $inno_{it}$ 为 i 省份 t 年的技术创新能力; $talent_{it}$ 为 i 省份 t 年的国际人才流入数量; $X_{control}$ 为一组可能会影响到技术创新能力的控制变量,包括人力资本水平(edu_{it})、外商直接投资水平(fdi_{it})、产业结构水平(ind_{it})、国际贸易水平($trade_{it}$)、研发投入水平($r\&d_{it}$)和经济发展水平($econ_{it}$); α 、 β 、 γ 、 φ 、 ρ 、 θ 和 λ 为待估计参数,其中 ρ 和 λ 分别表示空间自回归系数和空间自相关系数; ν_i 和 η_t 为空间效应和时间效应; μ_{it} 和 ϵ_{it} 为扰动项; W 为空间权重矩阵。

关于空间权重矩阵,本文主要基于包含地理特征的邻接权重矩阵和地理距离权重矩阵进行空间计量分析。其中,邻接权重矩阵(W_1)的标准为若两个省份具有共同边界则矩阵元素取值为1,否则取值为0,矩阵的斜对角线上元

素均取值为0；地理距离权重矩阵(W_2)可设定为 $W_2 = \frac{1}{d_{ij}^2}$, $i \neq j$, d_{ij} 为两个省份之间的距离,使用两省份省会城市的经纬度坐标进行计算；当 $i = j$ 时, $W_2 = 0$ 。

(二) 指标说明与数据来源

1. 技术创新能力

利用全要素生产率(TFP)来衡量技术创新能力。目前衡量创新能力的指标主要有三种：全要素生产率、研发投入和创新产出。其中,全要素生产率的使用最为广泛,其作为技术进步的一种常用指标,用来衡量除劳动和资本这两种要素投入外,剩余能够促使经济增长的部分。本文参考大多数文献的做法,利用全要素生产率作为技术创新能力的代理指标。

通过梳理现有的研究可以发现,TFP的核算方法主要有三种：增长核算法、非参数方法以及参数方法。近些年研究TFP的文献则主要采用了基于数据包络分析(DEA)的非参数方法和通过设定具体函数形式来估计TFP的参数方法。相较于参数方法,DEA方法虽然具有灵活处理多投入和多产出变量后直接由数学规划模型根据实际数据生成相应权重来计算的优点,但其假设不存在非投入的影响因素以及无法对模型适用性进行检验的局限降低了估计结果的准确性(余永泽,2015)。有鉴于此,本文主要采用参数方法测算省级全要素生产率,并在后文利用DEA方法测算的结果进行稳健性检验。在具体测算中,借鉴鲁晓东和连玉君(2012)的做法,采用双向固定效应模型来估算TFP。利用时空双向固定效应模型对地区生产总值(省级GDP)、固定资产投资和从业人员总数的对数值进行回归,得到的残差值即为TFP。其中,省级GDP采用地区生产总值指数折算为以2004年为基期的实际值,并借鉴单豪杰(2008)的估计方法,采用永续盘存法估算省级资本存量。

2. 国际人才流入

既有研究在界定国际人才概念时,通常将学历作为重要参考标准,国际留学生大多具有本科及以上学历,满足国际人才划分的学历标准(Artal-Turet al., 2012)。同时,国际留学生的流入与其他国际人才的流入存在着紧密联系,有利于带动其他类型人才的流入,能够反映国际人才流入情况的整体特征。此外,国际留学生作为国际人才的重要组成部分,其规模和占全部流入人才的比例正在逐年增加,利用国际留学生作为国际人才的代理变量具有较强的代表性和普遍性。与此同时,中国目前吸收接纳的国际人才主要包括来华留学生、来华专家以及海外移民,相对于来华留学生的数量,来华专家和海外移民的规模较小,数据代表性较差,存在较大的变量测量误差问题。

鉴于此,本文参考 OECD 等国际组织以及大量文献的普遍做法(Chellaraj et al., 2008; Stuen et al., 2012; 魏浩和袁然, 2018), 主要从国际留学生的视角来衡量国际人才流入状况, 利用各省份所吸引的来华留学生数量衡量国际人才流入水平, 并对变量进行取自然对数处理。

3. 控制变量

结合已有研究, 为尽可能缓解遗漏变量导致的结果偏误问题, 本文控制了可能影响技术创新能力的如下变量:

人力资本水平(edu_{it}), 借鉴于斌斌等(2019)的做法, 利用各省份就业人员平均受教育年限来衡量。设定不同受教育水平就业人员的教育年限(小学为 6 年、初中为 9 年、高中为 12 年、大专及以上为 16 年), 并按照各类型就业人员的人口比例进行加权求和; 外商直接投资(fdi_{it}), 采用各省份所利用的外商直接投资额来衡量。为避免流量数据短期波动对结果造成的影响, 选用非金融类 FDI 存量数据, 并使用历年平均汇率将投资额从美元换算为人民币(单位: 万元), 最后对数据进行取自然对数处理; 产业结构(ind_{it}), 借鉴宋雯彦和韩卫辉(2021)的做法, 利用各省份三次产业的劳动生产率与各产业占总产值比重的乘积来衡量; 国际贸易($trade_{it}$), 利用各省份的进出口贸易额来衡量, 最后对数据进行取自然对数处理; 研发投入($r\&d_{it}$), 利用各省份 R&D 支出占 GDP 的比重来衡量; 经济发展水平($econ_{it}$), 利用城镇人均可支配收入来衡量, 最后对数据进行取自然对数处理。

4. 数据来源与处理

综合研究实际情况和数据的可得性, 本文选取中国 30 个省、自治区和直辖市(未含西藏、香港、澳门和台湾)2004—2018 年省级面板数据。数据中美元利用当年汇率换算为人民币。对于可能存在的价格波动影响, 利用国内生产总值价格指数、居民消费价格指数和固定资产投资价格指数等对所有货币量进行价格平减从而调整为可比价格, 基期为 2004 年。个别缺失数据通过移动平均法进行补齐。以上数据均来源于《中国统计年鉴》《中国教育统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》和国家统计局官方网站。各变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 各变量描述性统计

类型	变量	含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	$inno$	技术创新能力	450	7.895	0.802	5.424	9.646
解释变量	$talent$	国际人才流入	450	8.256	1.558	3.714	11.315

续表

类型	变量	含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
控制变量	<i>edu</i>	人力资本水平	450	7.446	0.796	4.665	9.999
	<i>fdi</i>	外商直接投资水平	450	6.608	1.373	3.332	9.798
	<i>ind</i>	产业结构水平	450	2.389	0.558	1.312	3.840
	<i>trade</i>	国际贸易水平	450	7.242	1.602	3.252	10.641
	<i>r&d</i>	研发投入水平	450	1.420	1.066	0.180	6.080
	<i>econ</i>	经济发展水平	450	9.499	0.365	8.817	10.507

注：表格中的数据均为处理后结果。

(三) 空间相关性分析

在使用空间计量模型进行回归分析之前，需要对技术创新能力和国际人才流入的空间相关性进行检验，以考察其空间相关度。而空间相关性检验从理论层面上一般分为全域空间相关性检验和局域空间相关性检验。

1. 全域空间相关性检验

全域空间相关性常反映空间数据在整个区域系统内表现出的分布特征，主要通过 Moran's I 指数和 Geary's C 指数进行测度。具体公式如下：

$$Moran's I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\left[\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \right] \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \right)} \quad (2)$$

$$Geary's C = \frac{(n-1) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - X_j)^2}{2 \left[\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \right] \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \right)} \quad (3)$$

其中， X_i 为 i 省份的观测值， W_{ij} 为空间权重矩阵中的第 (i, j) 个元素， $\left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \right)$ 为空间权重矩阵中所有元素的和， $\left[\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 / n \right]$ 为样本方差。

Moran's I 指数的取值范围是 $(-1, 1)$ ，在区间 $(0, 1)$ 表示空间正相关，即高值与高值相邻，低值与低值相邻；在区间 $(-1, 0)$ 表示空间负相关，即高值与低值相邻；当 Moran's I 指数为 0 时，表示不存在空间相关性。Geary's C 指数的取值范围是 $(0, 2)$ ，区间 $(0, 1)$ 表示空间正相关，区间 $(1, 2)$ 表示空间负相关，当 Geary's C 指数为 1 时，表示不存在空间相关性。

从表 2 的结果可以看出，不同的空间权重矩阵下，技术创新能力和国际人才流入的 Moran's I 指数和 Geary's C 指数均达到 10% 的显著性水平。其中，技术创新能力的 Moran's I 指数和 Geary's C 指数大小均处于 0—1 之间，说明技术创新能力存在明显的空间正相关；国际人才流入的 Moran's I 指数

和 Geary's C 指数大小同样处于 0—1 之间, 则说明国际人才流入同样存在明显的空间正相关。

表 2 技术创新能力和国际人才流入的全域空间 Moran's I 和 Geary's C 统计指数

	技术创新能力				国际人才流入			
	邻接矩阵		地理距离矩阵		邻接矩阵		地理距离矩阵	
	Moran's I	Geary's C	Moran's I	Geary's C	Moran's I	Geary's C	Moran's I	Geary's C
2004	0.183**	0.747**	0.085***	0.865***	0.191**	0.664***	0.096***	0.891***
2005	0.178**	0.751**	0.084***	0.867***	0.195**	0.678***	0.093***	0.893***
2006	0.167**	0.766**	0.080***	0.872***	0.125*	0.749**	0.065***	0.933**
2007	0.161*	0.774*	0.078***	0.874***	0.103	0.769**	0.063***	0.928**
2008	0.152*	0.778*	0.077***	0.875***	0.093	0.761**	0.058***	0.933*
2009	0.169**	0.762**	0.084***	0.865***	0.125*	0.736**	0.056***	0.941*
2010	0.166**	0.767**	0.085***	0.865***	0.084	0.770**	0.052***	0.938*
2011	0.170**	0.762**	0.087***	0.861***	0.084	0.765**	0.047**	0.943*
2012	0.166**	0.761**	0.086***	0.861***	0.100	0.760**	0.052***	0.948
2013	0.168**	0.757**	0.087***	0.860***	0.121	0.737**	0.053***	0.953
2014	0.172**	0.749**	0.088***	0.860***	0.126*	0.730**	0.063***	0.933*
2015	0.186**	0.737**	0.091***	0.857***	0.174**	0.698**	0.070***	0.930*
2016	0.202**	0.725**	0.095***	0.854***	0.193**	0.687***	0.076***	0.920**
2017	0.208**	0.720**	0.093***	0.853***	0.215**	0.670***	0.088***	0.900**
2018	0.206**	0.721**	0.094***	0.853***	0.206**	0.677***	0.082***	0.910**

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著; 数值为相应统计量。

2. 局域空间相关性检验

为进一步验证技术创新能力与国际人才流入的空间相关性, 采用 Moran's I 散点图的做法来开展局域相关性分析, 分析局域地区的空间非典型特征。通过局域空间相关性检验, 可将样本划分为四种类型, 即高值—高值邻接聚集、低值—低值邻接聚集、高值—低值邻接聚集和低值—高值邻接聚集。本文通过绘制技术创新能力和国际人才流入的莫兰散点图, 将各个省份的样本分别划分为四个象限, 直观地考察技术创新能力和国际人才流入的空间相关性。

图 1 和图 2 展示了 2018 年技术创新能力和国际人才流入分布的莫兰散点图, 横轴分别表示标准化的技术创新能力大小和国际人才流入规模, 纵轴则分别表示技术创新能力以及国际人才流入的滞后值。可以看出技术创新能力和国际人才流入散点主要分布在第一、三象限(分别有 66.7% 和 56.7% 的样

本分布在第一、三象限),进一步证明了技术创新能力和国际人才流入均存在明显的空间相关性。此外,通过对图 1 和图 2 进一步分析可以发现,技术创新能力高值聚集区(第一象限)和国际人才流入高值聚集区(第一象限)重叠的地区有上海、江苏、浙江、福建、北京和山东等东部发达的省份。而技术创新能力低值聚集区(第三象限)和国际人才流入低值聚集区(第三象限)重叠的地区有内蒙古、青海、宁夏、甘肃和新疆等西部欠发达的省份。初步说明国际人才流入的集聚情况与技术创新能力的集聚存在一定的相关性。为进一步探究国际人才流入与技术创新能力相关性特征,本文接下来将利用空间计量模型对两者的空间相关性进行实证研究。

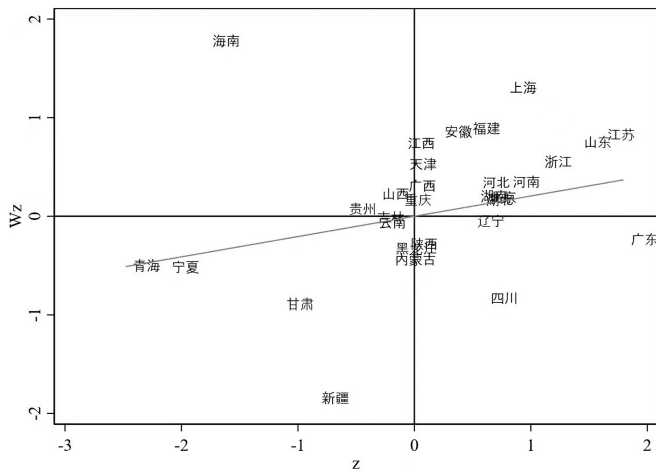


图 1 技术创新能力 Moran's I 散点图

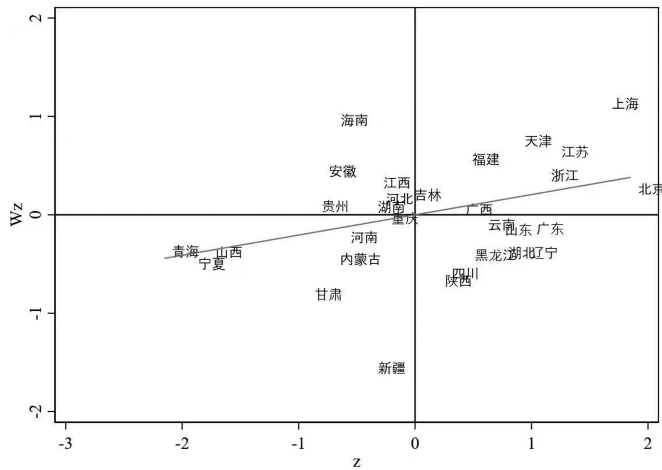


图 2 国际人才流入 Moran's I 散点图

四、实证结果与机制分析

(一)数据平稳性检验

为避免出现“伪回归”问题，增加回归结果的可信度，在模型参数估计之前，需要对变量进行数据平稳性检验，而面板数据平稳性检验的方法中较多使用单位根检验。本文分别采用 LLC 检验、ADF-Fisher 检验和 Hadri-LM 检验进行面板单位根检验，结果如表 3 所示。可以看出，所有变量均通过 LLC 检验、ADF-Fisher 检验和 Hadri-LM 检验。因此，可以认为各变量具有平稳性，下文可以进行有效的回归分析。

表 3 数据平稳性检验

	<i>inno</i>	<i>talent</i>	<i>edu</i>	<i>fdi</i>	<i>ind</i>	<i>trade</i>	<i>r&d</i>	<i>econ</i>
LLC	-2.66***	-5.69***	-3.75***	-2.75***	-1.99**	-5.39***	-5.06***	-4.20***
ADF-Fisher	146.96***	167.78***	154.28***	181.16***	143.29***	129.43***	134.52***	177.54***
Hadri-LM	6.57***	6.56***	5.86***	4.53***	6.02***	6.63***	7.53***	5.80***

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；数值为相应统计量。

(二)空间计量检验与实证结果

鉴于不同空间计量模型代表了不同的经济含义，为准确反映空间依赖产生的原因以及不同空间联动机制的作用效果，本文借鉴白俊红等(2017)的做法，按照 OLS-[SAR 和 SEM]-SDM 这一路径，选用拉格朗日乘数(LM)检验、沃尔德(Wald)检验、似然比(LR)检验和 Hausman 检验对模型的拟合效果进行检验，具体检验结果如表 4 所示。首先，对不包含空间效应的模型进行 OLS 估计，得到拉格朗日乘数(LM)和稳健的拉格朗日乘数(R-LM)分别在 1% 的水平上通过检验，说明 SAR 模型和 SEM 模型均适用。根据 Elhorst(2014)的研究，可直接采用更具一般性的 SDM 模型进行估计。其次，对 SDM 模型进行 Hausman 检验，结果在 1% 的水平上拒绝原假设，应当选择固定效应的 SDM 模型。最后，利用 LR 检验和 Wald 检验判断 SDM 模型是否会弱化为 SAR 模型或 SEM 模型，结果均在 1% 的水平上拒绝原假设 $\varphi_i=0$ 和 $\varphi_i=-\rho\beta_i$ 。检验结果显示 SDM 模型更适合本文的研究。基于上述检验结果，本文选用固定效应 SDM 模型进行估计，为了比较和检验各变量参数估计的稳健性，同时列出 SAR 和 SEM 模型的估计结果。

表4 空间效应检验

	LM-lag	R-LM-lag	LM-err	R-LM-lag	LR-lag	LR-err	Wald-lag	Wald-err
邻接	2.478** (0.015)	35.630*** (0.000)	23.918*** (0.000)	57.070*** (0.000)	41.170*** (0.000)	79.580*** (0.000)	41.400*** (0.000)	64.360*** (0.000)
地理距离	49.799*** (0.000)	36.180*** (0.000)	15.050*** (0.000)	1.432** (0.031)	21.210*** (0.003)	83.240*** (0.000)	21.000*** (0.004)	29.400*** (0.000)

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著；数值为相关统计量大小；括号内为P值。

空间计量模型的回归结果如表5所示，可以看出在邻接矩阵和地理距离矩阵的估计结果中，SDM、SAR和SEM模型的空间相关系数(ρ 和 λ)均显著为正，进一步说明不同省份的技术创新能力间存在明显的内生交互相应。且SDM模型中国际人才流入的水平项和空间交互项对技术创新能力提升均具有显著为正的影响，说明国际人才流入不但对本地区的技术创新能力起到促进作用，还有助于其他邻接地区的技术创新能力提升。但LeSage和Pace(2008)认为，仅通过SDM模型的回归系数和空间自回归系数(ρ)而简单判断自变量对因变量的水平影响及其空间溢出效应，很可能得到错误结论，应当进行效应分解。利用直接效应表示本地区国际人才流入对本地区创新能力提升的作用效果，利用间接效应表示临近地区国际人才流入对本地区创新能力提升的影响，且间接效应即为空间溢出效应。^①鉴于此，本文接下来将在SDM模型回归结果的基础上进一步进行效应分解。

表5 国际人才流入与技术创新能力提升的空间效应估计结果

变量	邻接矩阵			地理距离矩阵		
	SDM	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM
<i>talent</i>	0.0305*** (0.0084)	0.0319*** (0.0080)	0.0399*** (0.0084)	0.0238*** (0.0077)	0.0256*** (0.0075)	0.0269*** (0.0078)
<i>edu</i>	0.0890*** (0.0211)	0.0435** (0.0173)	0.0950*** (0.0213)	0.0586*** (0.0195)	0.0314* (0.0163)	0.0877*** (0.0205)
<i>fdi</i>	0.0073 (0.0098)	-0.0180** (0.0087)	-0.0307*** (0.0096)	0.0142 (0.0091)	-0.0007 (0.0084)	0.0061 (0.0097)
<i>ind</i>	0.2301*** (0.0146)	0.2339*** (0.0148)	0.2507*** (0.0154)	0.2261*** (0.0137)	0.2338*** (0.0137)	0.2302*** (0.0140)

① 关于直接效应和间接效应的详细解释可参考LeSage和Pace(2008)。

续表

变量	邻接矩阵			地理距离矩阵		
	SDM	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM
<i>trade</i>	0.0161 (0.0103)	0.0255*** (0.0095)	0.0469*** (0.0100)	0.0115 (0.0097)	0.0214** (0.0088)	0.0246** (0.0099)
<i>r&d</i>	0.0400*** (0.0152)	0.0608*** (0.0118)	0.1001*** (0.0131)	0.0298** (0.0142)	0.0381*** (0.0115)	0.0535*** (0.0150)
<i>econ</i>	0.4099*** (0.0625)	0.3862*** (0.0409)	0.6717*** (0.0325)	0.2465*** (0.0633)	0.1887*** (0.0450)	0.4140*** (0.0844)
<i>W *talent</i>	0.0719*** (0.0167)			0.0873*** (0.0315)		
<i>W *edu</i>	-0.1566*** (0.0361)			-0.1159** (0.0554)		
<i>W *fdi</i>	-0.0348** (0.0165)			-0.0376 (0.0233)		
<i>W *ind</i>	-0.0128 (0.0304)			0.0182 (0.0786)		
<i>W *trade</i>	-0.0169 (0.0171)			-0.0055 (0.0281)		
<i>W *r&d</i>	0.0301 (0.0211)			0.0655 (0.0586)		
<i>W *econ</i>	0.0949 (0.0735)			0.0579 (0.1106)		
ρ	0.2406*** (0.0606)	0.3388*** (0.0382)		0.3311*** (0.1133)	0.5382*** (0.0426)	
λ			0.3829*** (0.0616)			0.9279*** (0.0232)
<i>Log-L</i>	734.3276	713.7414	694.5356	753.8146	743.2105	712.1924
<i>N</i>	450	450	450	450	450	450
<i>R</i> ²	0.4413	0.4349	0.4803	0.4517	0.4378	0.4946

注：*Log-L* 为 *Log-Likelihood*；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著，括号内为标准误，下同。

通过将 SDM 模型回归结果进行效应分解，分别得到直接效应和间接效应以及总效应，具体结果如表 6 所示。可以看出，国际人才流入对技术创新

能力的直接效应系数在邻接矩阵和地理距离矩阵中分别显著为正,说明国际人才流入对本地技术创新能力提升具有显著的促进作用。国际人才作为知识和技术的一种载体,其跨国流动能够促进相关知识和技术的传播,直接为流入地区带来知识溢出,促进技术创新能力的提升。具体以本文研究的来华留学生群体来看,其大多拥有较高的学历水平,并经过生源地国家和中国政府的双重选拔,通常具有较高的创新水平和创造能力。所以,来华留学生可以通过直接提升所在地区的人力资本水平而产生技术溢出效应,或通过带来相应的贸易和投资这一间接方式来产生技术溢出效应。如在学习过程中可以通过在当地开展实验、发表论文和申请专利的形式参与不同地区的创新科研活动,并经过科研转化等与当地的实际生产活动相结合,进而对中国不同地区技术创新能力提升起到促进作用。因此,假说 1 得证。

与此同时,国际人才流入对技术创新能力的间接效应系数在不同空间权重矩阵中也同样显著为正,说明国际人才流入不仅对本地区的技术创新能力具有提升作用,对其他地区还表现出了显著的空间技术外溢效应。随着中国不同城市之间交通基础设施和人员要素等沟通渠道的完善,人力资本的流动性相比之前得到显著提高,不同地区的研发要素能够进行交流与合作,进而带来一定的空间技术溢出效应。得益于中国高铁、互联网以及 5G 等信息技术的推广和应用,中国不同高校以及科研院所的联系更加紧密,知识的传播速度加快,这给不同地区之间的技术创新合作提供了前所未有的便利。此外,近些年中国大学之间开展的高校联盟、学科发展协会以及专业领域的创新合作论坛等也为不同地区的高校与研究机构的互联互通创造了有利条件,同样能够带来技术扩散。所以,国际人才这一具有国际视野并具备一定创新能力的群体通过创新合作与技术交流的方式,能够对其他地区的技术创新能力提升起到促进作用。因此,假说 2 得证。

表 6 空间杜宾模型(SDM)的直接效应、间接效应和总效应

变量	邻接矩阵			地理距离矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>talent</i>	0.0356*** (0.0085)	0.0992*** (0.0195)	0.1348*** (0.0214)	0.0263*** (0.0079)	0.1401*** (0.0453)	0.1664*** (0.0464)
<i>edu</i>	0.0800*** (0.0198)	-0.1668*** (0.0432)	-0.0869** (0.0435)	0.0555*** (0.0186)	-0.1376* (0.0820)	-0.0821 (0.0812)
<i>fdi</i>	0.0063 (0.0092)	-0.0419** (0.0193)	-0.0355* (0.0193)	0.0144* (0.0087)	-0.0490 (0.0334)	-0.0346 (0.0334)

续表

变量	邻接矩阵			地理距离矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>ind</i>	0.2325*** (0.0142)	0.0523 (0.0327)	0.2848*** (0.0367)	0.2280*** (0.0134)	0.1333 (0.0932)	0.3613*** (0.0962)
<i>trade</i>	0.0153 (0.0098)	-0.0154 (0.0217)	-0.0001 (0.0230)	0.0114 (0.0092)	0.0007 (0.0445)	0.0121 (0.0445)
<i>r&d</i>	0.0431*** (0.0146)	0.0486** (0.0218)	0.0917*** (0.0214)	0.0323** (0.0135)	0.1095 (0.0815)	0.1418* (0.0783)
<i>econ</i>	0.4220*** (0.0622)	0.2418*** (0.0684)	0.6638*** (0.0612)	0.2507*** (0.0651)	0.2019 (0.1346)	0.4526*** (0.1346)

(三) 稳健性检验

1. 采用不同的估计方法计算 TFP

在基准回归部分, 本文采用参数方法估算不同省份的全要素生产率作为技术创新能力的代理变量。为增加估计结果的稳健性, 这里进一步采用非参数方法进行估算。数据包络分析(DEA)作为一种非参数方法, 对于生产函数形式和市场竞争状况均无特定要求, 通过数学规划的方法直接对投入和产出数据进行赋权来构造最佳实践边界, 进而将决策单元与最佳边界相比来得出 Malmquist 指数。因此, 本文采用 DEA-Malmquist 指数法计算 TFP 来进行稳健性检验, 具体估计结果如表 7 所示。通过比较表 7 和表 6 中的回归结果可以发现, 国际人才流入对技术创新能力提升的直接效应和间接效应结果除系数大小发生微弱变化外, 其系数符号及显著性均与前文保持一致, 说明前文的回归结果稳健。

表 7 直接效应、间接效应和总效应

变量	邻接矩阵			地理距离矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>talent</i>	0.0094*** (0.0016)	0.0159*** (0.0029)	0.0253*** (0.0029)	0.0077*** (0.0015)	0.0189*** (0.0047)	0.0267*** (0.0046)
<i>edu</i>	0.0227*** (0.0038)	-0.0246*** (0.0067)	-0.0018 (0.0060)	0.0193*** (0.0036)	-0.0247*** (0.0088)	-0.0053 (0.0079)
<i>fdi</i>	0.0004 (0.0018)	-0.0095*** (0.0029)	-0.0091*** (0.0026)	0.0015 (0.0017)	-0.0129*** (0.0035)	-0.0114*** (0.0032)

续表

变量	邻接矩阵			地理距离矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>ind</i>	0.0377*** (0.0027)	0.0102** (0.0048)	0.0479*** (0.0051)	0.0362*** (0.0025)	0.0324*** (0.0094)	0.0685*** (0.0094)
<i>trade</i>	0.0021 (0.0019)	-0.0096*** (0.0033)	-0.0075** (0.0032)	-0.0008 (0.0018)	-0.0061 (0.0048)	-0.0069 (0.0044)
<i>r&d</i>	-0.0045 (0.0028)	-0.0015 (0.0035)	-0.0060** (0.0029)	-0.0044 (0.0027)	-0.0208** (0.0090)	-0.0252*** (0.0077)
<i>econ</i>	0.0702*** (0.0121)	0.0078 (0.0122)	0.0780*** (0.0085)	0.0523*** (0.0125)	0.0180 (0.0163)	0.0704*** (0.0132)

2. 基于不同空间权重矩阵的稳健性检验

前文的研究结果主要基于包含地理特征的空间权重矩阵,如邻接矩阵和地理距离空间权重矩阵,并未将经济社会特征纳入空间权重矩阵,由此得出的结论可能与事实存在一定偏差。除了近邻扩散,等级扩散也是技术空间扩散的模式之一,溢出效果取决于经济社会及技术发展的差距。因此,本文借鉴张学良(2012)及余泳泽和刘大勇(2013)的做法,进一步构建包含经济社会特征的空间权重矩阵,刻画更加符合现实情境的创新空间联系。分别以经济距离的空间权重矩阵、人力资本距离的空间权重矩阵和技术距离的空间权重矩阵作为新的权重矩阵,对前文的结果进行稳健性检验。相应的空间权重矩阵构造方法如下:

(1)经济距离矩阵:

$$W_3 = W_2 \text{diag}\left(\frac{\bar{Y}_1}{\bar{Y}}, \frac{\bar{Y}_2}{\bar{Y}}, \dots, \frac{\bar{Y}_n}{\bar{Y}}\right) \quad (4)$$

其中, W_2 为地理距离权重矩阵, \bar{Y}_i 表示 i 省份在 2004—2018 年人均 GDP 的平均值, \bar{Y} 表示所有省份人均 GDP 的平均值。

(2)人力资本距离矩阵:

$$W_4 = W_2 \text{diag}\left(\frac{\bar{Y}_1}{\bar{Y}}, \frac{\bar{Y}_2}{\bar{Y}}, \dots, \frac{\bar{Y}_n}{\bar{Y}}\right) \quad (5)$$

其中, W_2 为地理距离权重矩阵, \bar{Y}_i 表示 i 省份在 2004—2018 年人力资本水平的平均值, \bar{Y} 表示所有省份人力资本水平的平均值,人力资本水平采用于斌斌等(2019)的做法,按照劳动力受教育年限进行测算。

(3)技术距离矩阵:

$$W_3 = W_2 \text{diag} \left(\frac{\bar{Y}_1}{\bar{Y}}, \frac{\bar{Y}_2}{\bar{Y}}, \dots, \frac{\bar{Y}_n}{\bar{Y}} \right) \quad (6)$$

其中, W_2 为地理距离权重矩阵, \bar{Y}_i 表示 i 省份在 2004—2018 年技术水平的平均值, \bar{Y} 表示所有省份技术水平的平均值, 技术水平采用技术市场成交额进行衡量。

分别基于以上三个空间权重矩阵, 利用 SDM 模型进行回归分析, 其最终的效应分解结果如表 8 所示。可以看出, 国际人才流入对技术创新能力影响的直接效应系数和间接效应系数在经济距离矩阵、人力资本距离矩阵和技术距离矩阵的条件下均显著为正, 与前文回归结果保持一致。这说明本文的回归结果并不依赖于空间权重矩阵的构造方式, 在考虑了经济发展、人力资本以及技术水平的前提下结论依然成立, 即国际人才流入具有显著的空间技术溢出效应。但是, 基于经济发展、人力资本和技术距离等社会经济距离矩阵下的空间溢出效应(间接效应系数大小)均小于地理距离矩阵下的空间溢出效应(0.1401), 说明地理距离对国际人才空间技术溢出效应的影响作用要强于社会经济距离, 社会经济距离已成为阻碍国际人才空间技术溢出的首要因素。由于经济发展、人力资本和技术水平等社会经济与文化因素限制, 国际人才, 尤其是来华留学生在我国不同发展水平的省份流动性较差, 并且较大的发展水平差距又将降低落后地区的吸收能力, 以上两点导致国际人才对发展水平差别较大的地区技术溢出受限。这一现象的出现与中国当前的发展阶段紧密相关, 区域发展不平衡不充分导致各地区之间的合作交流受限, 尤其体现在教育和科技领域。得益于高铁等基础设施的改造升级, 地理距离对中国不同地区联系的影响逐渐减弱, 而由于社会经济发展不平衡所带来的“区域发展鸿沟”, 成为各地区交流合作的主要障碍。

3. 内生性分析

前文的估计结果虽然发现国际人才流入对技术创新能力的促进作用, 并检验了其空间溢出效应, 但却可能存在一定的内生性问题。首先, 遗漏变量问题, 在模型设定过程中可能遗漏了同时影响技术创新能力和国际人才流入的重要变量。其次, 互为因果问题, 国际人才流入和技术创新能力之间可能存在互为因果关系, 国际人才流入能够导致技术创新能力提升, 但技术创新能力的提升反过来又会吸引更多的国际人才前来学习或交流工作。为了缓解模型可能存在的内生性问题, 本文进一步采用国际人才流入滞后一期的形式对基准模型进行回归, 估计结果如表 9 所示。可以发现, 国际人才流入的估计结果在各空间权重矩阵的条件下均与前文结论保持一致, 说明国际人才流入的确能够提升技术创新能力, 并存在显著的空间技术溢出效应。

表 8 基于不同空间权重矩阵的稳健性检验

变量	经济距离矩阵			人力资本距离矩阵			技术距离矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>talent</i>	0.0281*** (0.0074)	0.0810*** (0.0255)	0.1091*** (0.0247)	0.0231*** (0.0076)	0.1162*** (0.0313)	0.1393*** (0.0304)	0.0280*** (0.0075)	0.1037*** (0.0312)	0.1317*** (0.0309)
<i>edu</i>	0.0555*** (0.0176)	0.0203 (0.0621)	0.0758 (0.0610)	0.0504*** (0.0176)	-0.0557 (0.0542)	-0.0053 (0.0528)	0.0493*** (0.0176)	-0.0828 (0.0798)	-0.0335 (0.0802)
<i>fdi</i>	0.0148* (0.0086)	-0.0753*** (0.0256)	-0.0606** (0.0250)	0.0153* (0.0086)	-0.0753*** (0.0226)	-0.0600*** (0.0215)	0.0167* (0.0087)	-0.0560** (0.0266)	-0.0393 (0.0262)
<i>ind</i>	0.2338*** (0.0130)	0.2764*** (0.0781)	0.5101*** (0.0794)	0.2372*** (0.0133)	0.2439*** (0.0742)	0.4811*** (0.0766)	0.2303*** (0.0135)	0.1555* (0.0892)	0.3859*** (0.0925)
<i>trade</i>	0.0184** (0.0087)	-0.0004 (0.0382)	0.0180 (0.0391)	0.0149* (0.0089)	-0.0241 (0.0354)	-0.0092 (0.0365)	0.0212** (0.0090)	0.0166 (0.0470)	0.0378 (0.0494)
<i>r&d</i>	0.0414*** (0.0121)	0.0617 (0.1243)	0.1030 (0.1275)	0.0336** (0.0133)	-0.0760 (0.1093)	-0.0424 (0.1166)	0.0481*** (0.0133)	0.2067 (0.1419)	0.2547* (0.1488)
<i>econ</i>	0.1921*** (0.0639)	0.0703 (0.1075)	0.2623*** (0.0901)	0.2041*** (0.0640)	0.2322* (0.1201)	0.4363*** (0.0995)	0.2127*** (0.0638)	0.1285 (0.1447)	0.3412*** (0.1323)

表9 直接效应、间接效应和总效应

变量	邻接矩阵			地理距离矩阵	
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应
<i>L. talent</i>	0.0337***	0.0587***	0.0924***	0.0254***	0.0689*
	(0.0086)	(0.0187)	(0.0203)	(0.0081)	(0.0406)
<i>edu</i>	0.0633***	-0.2132***	-0.1498***	0.0456**	-0.1743**
	(0.0214)	(0.0460)	(0.0464)	(0.0206)	(0.0883)
<i>fdi</i>	0.0091	-0.0164	-0.0073	0.0173**	-0.0304
	(0.0091)	(0.0203)	(0.0205)	(0.0088)	(0.0359)
<i>ind</i>	0.2192***	0.0721**	0.2913***	0.2132***	0.1843*
	(0.0149)	(0.0347)	(0.0392)	(0.0143)	(0.1036)
<i>trade</i>	0.0284***	-0.0213	0.0070	0.0256***	-0.0292
	(0.0103)	(0.0221)	(0.0228)	(0.0096)	(0.0468)
<i>r&d</i>	0.0353**	0.0653***	0.1006***	0.0247*	0.1182
	(0.0156)	(0.0232)	(0.0230)	(0.0145)	(0.0895)
<i>econ</i>	0.4364***	0.3454***	0.7818***	0.2440***	0.3645**
	(0.0635)	(0.0719)	(0.0650)	(0.0677)	(0.1429)

与此同时, 本文还采用 Lee 和 Yu(2010)提出的偏误修正的准最大似然估计法(BC-QML)来估计动态 SDM 模型, 估计结果如表 10 所示。BC-QML 回归结果显示, 国际人才流入的短期直接效应和短期间接效应均显著为正, 说明国际人才的确能够促进本地区的技术创新能力提升, 并具有显著的空间溢出特征。而除了地理距离空间权重矩阵中的长期间接效应不显著外, 长期直接效应均大于短期效应, 意味着国际人才流入对技术创新能力提升的长期影响要比短期影响更大, 同时也证明了前文结果的稳健性。

(四) 机制分析

如前文所述, 本文验证了理论分析部分的研究假说, 即国际人才流入不但对本地区的技术创新能力具有显著的促进作用, 还存在显著的空间技术溢出效应。这里在上述理论分析的基础上构建三阶段空间杜宾模型(SDM)检验方程, 进一步验证国际人才流入对技术创新能力提升的作用机制。

表 10 动态空间杜宾模型(SDM)的估计结果

变量	邻接矩阵											
	短期				长期							
	直接效应	间接效应	总效应	地理距离	直接效应	间接效应	总效应	地理距离				
<i>talent</i>	0.0191*** (0.0059)	0.0514*** (0.0159)	0.0705*** (0.0179)	0.0626** (0.0251)	0.1169** (0.0503)	0.1795*** (0.0537)	0.0168*** (0.0053)	0.0712* (0.0407)	0.0879** (0.0418)	0.0674*** (0.0254)	0.0657 (0.0697)	0.1331** (0.0656)
<i>edu</i>	-0.0001 (0.0139)	-0.0817** (0.0330)	-0.0818** (0.0328)	0.0270 (0.0628)	-0.2354** (0.1072)	-0.2084** (0.0939)	-0.0076 (0.0133)	-0.0546 (0.0647)	-0.0622 (0.0636)	-0.0271 (0.0660)	-0.0674 (0.1283)	-0.0945 (0.1020)
<i>fdi</i>	0.0037 (0.0060)	-0.0457*** (0.0154)	-0.0420*** (0.0160)	0.0312 (0.0278)	-0.1380*** (0.0476)	-0.1068** (0.0448)	0.0034 (0.0058)	-0.0318 (0.0289)	-0.0284 (0.0295)	0.0215 (0.0282)	-0.0641 (0.0532)	-0.0426 (0.0467)
<i>ind</i>	0.0646*** (0.0117)	0.0567* (0.0290)	0.1213*** (0.0342)	0.2509*** (0.0473)	0.0563 (0.0914)	0.3072*** (0.0966)	0.0566*** (0.0112)	0.2617*** (0.0963)	0.3184*** (0.0998)	0.2238*** (0.0512)	0.2565 (0.1637)	0.4802*** (0.1595)
<i>trade</i>	0.0025 (0.0073)	-0.0010 (0.0163)	0.0014 (0.0177)	0.0106 (0.0313)	-0.0070 (0.0491)	0.0037 (0.0459)	0.0057 (0.0068)	-0.0113 (0.0352)	-0.0056 (0.0351)	0.0290 (0.0336)	-0.0369 (0.0673)	-0.0080 (0.0556)
<i>r&D</i>	-0.0152 (0.0108)	0.0408** (0.0188)	0.0257 (0.0174)	-0.0774 (0.0494)	0.1425** (0.0659)	0.0652 (0.0493)	-0.0101 (0.0097)	0.1554** (0.0768)	0.1453* (0.0744)	-0.0741 (0.0526)	0.2968* (0.1579)	0.2227 (0.1369)
<i>econ</i>	0.0932** (0.0423)	0.1122 (0.0684)	0.2054*** (0.0767)	0.3507* (0.1815)	0.1702 (0.2231)	0.5209** (0.2143)	0.0387 (0.0426)	0.1756 (0.1399)	0.2143 (0.1429)	0.1523 (0.2058)	0.1682 (0.2858)	0.3205 (0.2285)

$$\begin{aligned} inno_{it} = & \beta_0 + \rho^1 Winno_{it} + \beta_1 lnstdu_{it} + \beta_v \sum_{v=2}^j X_{itv} + \\ & \varphi_0 Wlnstdu_{it} + \varphi_v \sum_{v=1}^j WX_{itv} + \epsilon_{it}^1 \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} med_{it} = & \alpha_0 + \rho^2 Winno_{it} + \alpha_1 lnstdu_{it} + \alpha_v \sum_{v=2}^j X_{itv} + \\ & \gamma_0 Wlnstdu_{it} + \gamma_v \sum_{v=1}^j WX_{itv} + \epsilon_{it}^2 \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} inno_{it} = & \omega_0 + \rho^3 Winno_{it} + \omega_1 lnstdu_{it} + \omega_2 med_{it} + \\ & \omega_v \sum_{v=2}^j X_{itv} + \theta_0 Wlnstdu_{it} + \theta_v \sum_{v=1}^j WX_{itv} + \epsilon_{it}^3 \end{aligned} \quad (6)$$

本文中介效应模型主要包括三个方程：第一个方程考察国际人才流入对技术创新能力的影响；第二个方程考察国际人才流入对中介变量，即人力资本水平、外商直接投资水平和国际贸易水平的影响；第三个方程为国际人才流入与中介变量对技术创新能力的影响。这里采用地理经济嵌套空间权重矩阵进行机制分析，具体检验结果见表 11。人力资本水平作为中介渠道表明，直接效应的回归结果中，第一阶段技术创新能力对国际人才流入的回归系数 β_1 显著为正，说明国际人才流入可以有效促进技术创新能力提升，而人力资本水平对国际人才流入的回归系数 α_1 同样显著为正，说明国际人才流入有助于提高社会的人力资本水平，在第三阶段加入人力资本水平回归后，国际人才流入回归系数 ω_1 显著为正，且要小于 β_1 ，则可以初步得出人力资本水平部分中介效应的存在，但是间接效应的这一检验结论并不成立。为进一步验证人力资本水平中介效应，借鉴 Sobel(1987)的方法，构造 Sobel 统计量，对中介变量的系数进行再次检验，计算乘积项 $\alpha_1 \omega_2$ 的标准误， $s_{\alpha_1 \omega_2} = \sqrt{\hat{\alpha}_1^2 s_{\omega_2}^2 + \hat{\omega}_2^2 s_{\alpha_1}^2}$ ，其中 s 为相应系数的标准误，检验统计量为 $Z = \hat{\alpha}_1 \hat{\omega}_2 / s_{\alpha_1 \omega_2}$ 。经计算直接效应和间接效应中的 Z 统计量分别等于 1.9175 和 -0.2955，表明直接效应的伴随概率小于 0.05，在 5% 水平上显著，而间接效应的 Sobel 检验依旧没有通过，说明人力资本水平的中介效应仅存在于国际人才流入对技术创新能力的直接效应中。

同理，可分析外商直接投资水平和国际贸易水平作为中介渠道的机制。首先，第一阶段技术创新能力对国际人才流入的回归系数 β_1 均显著为正，说明国际人才流入可以有效促进技术创新能力提升，而外商直接投资和国际贸易水平分别对国际人才流入的回归系数 α_1 同样显著为正，说明国际人才流入有助于外商直接投资的流入且能够引致国际贸易水平的提升。其次，在第三阶段加入外商直接投资和国际贸易水平回归后，国际人才流入回归系数 ω_1 显著为

表 11 中介效应模型估计结果

变量	中介变量为人力资本水平		中介变量为外商直接投资		中介变量为国际贸易水平	
	式(4)	式(5)	式(4)	式(5)	式(4)	式(5)
直接效应	0.0386 ^{***}	0.0448 ^{**}	0.0364 ^{***}	0.0934 ^{**}	0.0393 ^{***}	0.0835 ^{**}
	(0.0074)	(0.0193)	(0.0073)	(0.0405)	(0.0075)	(0.0375)
间接效应	0.0445	0.3482 ^{***}	0.0282	-0.2379	0.0461	0.4116 ^{**}
	(0.0326)	(0.0892)	(0.0372)	(0.2336)	(0.0328)	(0.1968)
直接效应			0.0592 ^{***}		0.0148 [*]	
			(0.0174)		(0.0084)	
间接效应			-0.0222		-0.0545 [*]	
			(0.0749)		(0.0300)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

正,且要小于 β_1 ,则可以初步得出外商直接投资和国际贸易水平部分中介效应的存在,但是间接效应的这一检验结论并不成立。最后,为进一步验证外商直接投资和国际贸易水平中介效应的存在,同样采用Sobel检验,计算得到外商直接投资和国际贸易水平的直接效应和间接效应中的Z统计量分别为1.4001和0.8883以及1.9150和0.2858。外商直接投资直接效应的伴随概率小于0.1,在10%水平上显著,而国际贸易水平直接效应的伴随概率小于0.05,在5%水平上显著,则可以认为外商直接投资和国际贸易水平存在部分中介效应,而间接效应的这一检验结论同样不成立。因此,可以证明国际人才流入通过人力资本效应、吸引外资效应和贸易引致效应三个渠道来直接提升本地区的技术创新能力。假说3得证。

五、研究结论和政策启示

本文基于中国2004—2018年省级面板数据,综合利用多种空间计量模型和构建多种空间权重矩阵的方法,实证考察了国际人才流入对技术创新能力的影响,并通过构建三阶段空间杜宾模型检验相关作用机制,在考虑了内生性问题并进行多种稳健性检验后得出如下结论。具体为:第一,国际人才流入能够促进中国技术创新能力提升,并表现出明显的空间技术溢出特征。第二,相比于地理距离,社会经济距离成为阻碍国际人才空间技术溢出的首要因素。第三,国际人才流入主要通过人力资本效应、吸引外资效应及贸易引致效应对中国技术创新能力提升产生影响。

本文研究结论具有以下政策启示:

第一,加快建设世界重要人才中心和创新高地,有效利用国际人才促进技术创新能力提升。应当坚持国际化视野、世界一流水平,吸引更多优秀的国际人才和创新要素“为我所用”。在工作签证和居留、移民申请方面提供优惠政策,探索以市场需求为导向的高层次人才移民制度。提升来华留学生源质量,吸引优秀学生来华进行研究生阶段学习,吸引高水平研究人员来华开展科研合作。强化科技与产业结合,通过科技合作促进区域人才共享。

第二,打破国际创新要素流动限制,着手构建区域性国际人才社区一体化体系。注重拓展国际人才在各地区之间的交流与合作网络,进一步放大国际人才的空间技术溢出效应。促进各地区高等院校及科研机构的交流合作,加快构建研发要素流动的国内国际双循环体系。注重构建研发要素在国际流动和国内协作的衔接机制,增加国际人才在科技创新和技术研发合作中的参与度。

第三,增强不同发展水平地区间的合作交流,逐步消弭“区域发展鸿沟”。

中央应当牵头促成地区间的合作交流,为东中西部省份间的技术合作交流提供必要渠道。地方政府应当充分考虑自身经济、人力资本和技术差距,根据自身情况采取差异化措施,合理利用空间技术溢出。与此同时,逐步提升自身吸收能力以更好利用空间技术溢出,如扶持创新产业并注重对产业相关人才的吸引和培养,以及建立合作网络体系等。

国际人才作为中国实施人才强国战略的重要补充,也是经济社会高质量发展不可忽视的支撑力量。近年来,关于如何全方位培养、引进、用好国际人才的研究引起了学界的关注,聚焦国际人才流入经济效应的文献逐渐丰富。本文利用空间计量方法研究发现国际人才流入存在明显的空间技术溢出效应,是对相关研究的拓展探索,也尝试对我国深入实施新时代人才强国战略提出一些政策启示。需要说明的是,本文在指标构造方面还存在一定局限性。例如,囿于数据的可得性,研究无法获得所有类型国际人才的数量,只能采用来华留学生数据作为代理变量。此外,如何准确衡量我国不同地区的国际人才流入水平,或许可作为进一步研究的方向。

[参考文献]

- 白俊红、蒋伏心, 2015:《协同创新、空间关联与区域创新绩效》,《经济研究》第7期。
- 白俊红、王钺、蒋伏心、李婧, 2017:《研发要素流动、空间知识溢出与经济增长》,《经济研究》第7期。
- 崔益虎, 2015:《创新人才开发利用国际经验比较与借鉴》,《人民论坛》第26期。
- 单豪杰, 2008:《中国资本存量K的再估算:1952~2006年》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 韩峰、谢锐, 2017:《生产性服务业集聚降低碳排放了吗?——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析》,《数量经济技术经济研究》第3期。
- 黄金玲, 2021:《人力资本空间集聚与城市创新》,《教育经济评论》第3期。
- 焦敬娟、王姣娥、程珂, 2017:《中国区域创新能力空间演化及其空间溢出效应》,《经济地理》第9期。
- 蓝庆新、黄婧涵、李飞, 2019:《海外高科技人才回流对中国区域经济发展的影响研究——基于门槛效应的实证分析》,《科技管理研究》第10期。
- 李平、许家云, 2011:《国际智力回流的技术扩散效应研究——基于中国地区差异及门槛回归的实证分析》,《经济学(季刊)》第3期。
- 鲁晓东、连玉君, 2012:《中国工业企业TFP估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》第2期。
- 鲁钊阳、廖杉杉, 2012:《FDI技术溢出与区域创新能力差异的双门槛效应》,《数量经济技术经济研究》第5期。

- 曲如晓、李婧、杨修, 2021:《国际人才流入、技术距离与中国企业创新》,《暨南学报(哲学社会科学版)》第6期。
- 宋雯彦、韩卫辉, 2021:《环境规制、对外直接投资和产业结构升级——兼论异质性环境规制的门槛效应》,《当代经济科学》第2期。
- 魏浩、袁然, 2017:《国际人才流入与中国进口贸易发展》,《世界经济与政治论坛》第1期。
- 魏浩、袁然, 2018:《国际人才流入与中国企业的研发投入》,《世界经济》第12期。
- 魏守华等, 2018:《技术溢出的机制、测度与我国创新模式优化策略》,北京:经济科学出版社。
- 于斌斌、金刚、程中华, 2019:《环境规制的经济效应:“减排”还是“增效”》,《统计研究》第2期。
- 余泳泽, 2015:《中国省际 TFP 动态空间收敛性研究》,《世界经济》第10期。
- 余泳泽、刘大勇, 2013:《我国 TFP 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》,《管理世界》第7期。
- 张学良, 2012:《中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应》,《中国社会科学》第3期。
- 周亮、张亚, 2019:《中国顶尖学术型人才空间分布特征及其流动趋势——以中国科学院院士为例》,《地理研究》第7期。
- Aleksynska, M. and G. Peri, 2014, “Isolating the Network Effect of Immigrants on Trade”, *The World Economy*, 37(3): 434–455.
- Artal-Tur, A., V. J. Pallardó-López and F. Requena-Silvente, 2012, “The Trade-Enhancing Effect of Immigration Networks: New Evidence on the Role of Geographic Proximity”, *Economics Letters*, 116(3): 554–557.
- Chellaraj, G., K. E. Maskus and A. Mattoo, 2008, “The Contribution of International Graduate Students to US Innovation”, *Review of International Economics*, 16(3): 444–462.
- Cheung, K. and L. Ping, 2004, “Spillover Effects of FDI on Innovation in China: Evidence from the Provincial Data”, *China Economic Review*, 15(1): 25–44.
- Coe, D. and E. Helpman, 1993, “International R&D Spillovers”, *European Economic Review*, 39(5): 859–887.
- Elhorst, J. P., 2014, “Matlab Software for Spatial Panels”, *International Regional Science Review*, 37(3): 389–405.
- Fassio, C., F. Montobbio and A. Venturini, 2019, “Skilled Migration and Innovation in European Industries”, *Research Policy*, 48(3): 706–718.
- Gagliardi, L., 2015, “Does Skilled Migration Foster Innovative Performance? Evidence from British Local Areas”, *Papers in Regional Science*, 94(4): 773–794.
- Genc, M., M. Gheasi, P. Nijkamp and J. Poot, 2012, “The Impact of Immigration on

- International Trade: A Meta-Analysis”, P. Nijkamp, J. Poot and M. Sahin (eds.), *Migration Impact Assessment*, London: Edward Elgar Publishing: 301–337.
- Ho, C. Y., W. Wand and J. Yu, 2018, “International Knowledge Spillover through Trade: A Time-Varying Spatial Panel Data Approach”, *Economics Letters*, 162: 30–33.
- Keller, W., 2002, “Geographic Localization of International Technology Diffusion”, *American Economic Review*, 92(1): 120–142.
- Khanna, G. and M. Lee, 2018, “High-Skill Immigration, Innovation, and Creative Destruction”, *NBER Working Paper*, No. 24824.
- Le, T., 2010, “Are Student Flows a Significant Channel of R&D Spillovers from the North to the South?”, *Economics Letters*, 107(3): 315–317.
- Lee, L. F. and J. H. Yu, 2010, “A Spatial Dynamic Panel Data Model with Both Time and Individual Fixed Effects”, *Econometric Theory*, 26(2): 564–597.
- LeSage, J. and R. K. Pace, 2009, *Introduction to Spatial Econometrics*, New York: CRC Press.
- Murat, M., 2014, “Out of Sight, Not out of Mind. Education Networks and International Trade”, *World Development*, 58: 53–66.
- OECD, 2008, *The Global Competition for Talent: Mobility of the Highly Skilled*, Paris: OECD Publishing.
- Ozgen, C., C. Peters, A. Niebuhr, P. Nijkamp and J. Poot, 2014, “Does Cultural Diversity of Migrant Employees Affect Innovation?”, *International Migration Review*, 48: S377-S416.
- Park, J., 2004, “International Student Flows and R&D Spillovers”, *Economics Letters*, 82(3): 315–320.
- Parrotta, P., D. Pozzoli and M. Pytliková, 2014, “The Nexus between Labor Diversity and Firm’s Innovation”, *Journal of Population Economics*, 27(2): 303–364.
- Pholphirul, P. and P. Rukumnuaykit, 2017, “Does Immigration always Promote Innovation? Evidence from Thai Manufacturers”, *Journal of International Migration & Integration*, 18(1): 291–318.
- Portes, R. and H. Rey, 2005, “The Determinants of Cross-Border Equity Flows”, *Journal of International Economics*, 65(2): 269–296.
- Sobel, M. E., 1987, “Direct and Indirect Effects in Linear Structural Equation Models”, *Sociological Methods & Research*, 16(1): 155–176.
- Stuen, E. T., A. M. Mobarak and K. E. Maskus, 2012, “Skilled Immigration and Innovation: Evidence from Enrolment Fluctuations in US Doctoral Programmes”, *Economic Journal*, 122(565): 1143–1176.

Research on the Spatial Technology Spillover Effect of International Talent Inflow: Based on the Perspective of International Students in China

HAN Wei-hui, HAN Li-li

(Business School, Beijing Normal University)

Abstract: With the deepening of globalization, international talents have become an important means and approach for countries to promote economic growth. Based on the provincial panel data of China from 2004 to 2018, this paper adopts many kinds of spatial econometric models and constructs multiple spatial weight matrix to analyze the impact of international talent inflow on the improvement of technological innovation capability from the perspective of international students in China. After considering the endogeneity and doing many kinds of robustness tests, the following conclusions are drawn: Firstly, the international talent inflow can significantly promote the technological innovation capability of China, which shows obvious spatial technology spillover characteristic. Secondly, the promotion is mainly achieved through improving human capital, attracting foreign capital, and expanding the scale of trade. Thirdly, compared with geographic distance, socioeconomic distance has become the primary factor hindering the spatial technology spillover of international talent inflow. Therefore, it is necessary to accelerate the construction of the world's important talent center and innovation highland, and use international talent to promote the technological innovation capability effectively. At the same time, it is better to break the restrictions on the flow of international innovation factors, and enhance cooperation and exchanges between regions with different development levels to give full play to the space technology spillover effect of international talent inflow.

Key words: international talent inflow; international students in China; technology spillover; spatial econometric

(责任编辑: 孟大虎 责任校对: 孟大虎 刘泽云)