

“深入学习贯彻党的二十大精神”专栏

研发人员和研发资本流动对区域创新绩效的影响机制研究

——以长三角为例

裴育, 李秋梓

(南京审计大学 经济学院, 江苏 南京 211815)

[摘要]我国正处于全面贯彻落实区域协同发展战略的关键阶段,长三角一体化发展已上升为国家战略。研发人员、研发资本是实施创新驱动发展、保障长三角区域创新绩效提升的重要战略资源。基于长三角、长江经济带面板数据,采用空间计量分析方法,分析长三角研发人员及资本流动的方向、结构特征和时空相关性以及研发人员及资本流动对区域创新绩效的影响。研究结果表明:长三角地区研发人员流动主要通过直接效应和空间溢出效应影响创新绩效;研发资本流动主要通过资源配置效应与资本流出的空间溢出效应影响创新绩效。在实证分析基础上,结合江苏省具体情况提出促进江苏省经济高质量发展的相关研发人才与资本引进策略设计等政策建议。

[关键词]长三角;创新要素流动;研发人员;研发资本;创新绩效;科技创新

[中图分类号]F272 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2023)02-0001-13

一、引言

党的二十大报告中关于“创新”的词总共出现 55 次,其中中国发展目标就明确提出:到二〇三五年,实现高水平科技自立自强,进入创新型国家前列。报告第一次将教育、科技、人才单列,明确指出:全面建设社会主义现代化国家,创新是第一动力,为此,需要完善科技创新体系,加快实施创新驱动发展战略,加快建设世界重要人才中心和创新高地,促进创新要素合理流动、人才区域合理布局和协调发展,着力形成人才国际竞争的比较优势。

我国经济发展已进入高质量发展阶段,创新发挥了重要作用。使创新要素在地理空间内自由流动、协同促进生产力发展是当下发展阶段中亟待突破的关键问题。创新理论明确指出,创新的内在含义是创新要素产出最优化。创新“借壳”创新资源作用于经济体发展。关于创新资源的作用,Yujiro、Yoshihisa 认为创新资源会在社会子系统中诱发技术变迁^[1]。从地理学第一定律中可知,现在没有明显区域边界,创新要素的交换更加频繁^[2]。其中研发人员、研发资本作为流动性较强的创新要素成为创新主体进行科技创新活动的首选。因此,研发人员及研发资本等创新要素在区域间的流动问题及引进策略设计在理论界和实务界都受到了广泛关注。

目前研发人员、研发资本等创新要素并没有实现自由流动,主要原因有两点:一是区域间创新要素分布存在差距。创新要素禀赋强的地区会对相对禀赋较差的地区产生虹吸效应、涓滴效应等,这些效应的出现将进一步拉大地区间研发人员、研发资本等创新要素分布差距。二是创新要素的产生就有资本投入,因此创新要素也会追求价值增值,价值增值率越高的地区越具有创新要素流入能力。故空间经济理论、空间计量分析方法等可应用于区域创新要素流动研究。因此,基于空间经济理论及空间计量分析方法研究区域创新要素流动问题已成为创新要素流动研究领域的热点问题。

长三角地区“十四五”期间不仅要贯彻落实长三角一体化高质量发展战略,还要肩负长江经济带的创新绿色发展重任。长三角地区创新要素促进经济发展效果显著,但要素配置效率亟待改善^[3]。江苏省作为长三角地

[收稿日期]2022-11-28

[基金项目]国家社科基金项目(20BJY213);江苏省研究生科研与实践创新项目(KYCX21_1832)

[作者简介]裴育(1967—),男,安徽霍邱人,南京审计大学经济学院教授,博士,从事财政经济研究;E-mail:peiyu@nau.edu.cn;李秋梓(1998—),男,安徽蚌埠人,南京审计大学经济学院硕士研究生,从事国民经济与长三角一体化研究。

区和长江经济带的重要组成“单元”,其研发人员与资本的流动主要在这两个区域发挥作用。因此,江苏省需要研究有自身发展特色的引进策略保证创新要素供给,为经济发展源源不断提供内生动力。江苏省在保障创新要素自由流动的基础上,还需要打造自己的创新要素“引力”,以吸纳足够的创新要素来维持经济增长内生动力。但是如何针对江苏省发展现状、现有资源禀赋、区位优势,结合长三角一体化高质量发展、长江经济带建设、“十四五规划”等提出可靠、高效、有江苏特色的创新要素引进策略需要充分考虑如下几点:第一,如何在创新禀赋要素高的地区的虹吸效应中获得尽可能多的优质创新要素是关键问题之一;第二,如何在创新要素禀赋低的地区对创新要素的“庞大”需求中保证自身需求是关键问题之二;第三,设置优质引进策略不仅要保证引进数量,还要确保引进质量是关键问题之三。

鉴于以上分析,本文以研发人员和研发资本流动为研究对象,以研发人员与资本流动程度和影响程度、区域创新绩效影响机制及江苏省引进策略研究为关键科学问题,在多学科理论框架下,基于长江经济带面板数据,运用空间计量分析方法来分析长三角研发人员和研发资本流动对区域创新绩效的影响机制,并基于江苏省创新发展现状研究江苏省引进策略。

二、文献综述

基于空间经济学理论及技术研究创新要素流动是相关研究领域的新兴研究热点。空间面板数据在时间维、空间维以及平面维等都包含了丰富的信息,为区域创新要素流动带来了研究机遇。但具体研究的难点在于不同地区不同时间段获得的数据有可能在数据单位、采样模式和数据区间等存在不一致性。为此,对不同时空背景下区域创新要素流动数据的搜集、选取以及研究方法的选择是进行相关研究的重要前提。因此,基于研究对象,我们首先综述区域研发人员与研发资本配置、研发人员与研发资本流动和区域创新绩效的关系研究及区域引进策略研究的研究进展。

(一)研发人员与研发资本配置和区域创新绩效

区域创新要素配置是研发人员与研发资本流动的前提,两种要素的流动会影响区域创新绩效。因此,许多学者对研发人员与资本配置这两种创新要素配置进行研究^[4-12]。其中谢富纪、朱苑秋等发现长三角地区两种创新要素配置存在集聚现象^[4]。但是部分学者发现区域内部以及区域间两种要素配置存在差异且偏离最优配置。陈莞、朱雯琪、陶长琪等研究发现长三角内部创新要素配置不均衡^[6,10,12],董直、胡晟明、王林辉等的研究结果表明区域间存在创新要素错配现象^[11],刘飞、王欣亮等的分析结果表明长三角地区资本创新要素相对配置不足^[8]。同时,有学者研究发现要素配置会对区域创新绩效产生影响。曹莉莉、陈向东、邓恒等研究指出不同的要素配置对创新产出作用不同^[5],齐晓丽、张伯超等的研究表明国内省市间两种创新要素配置带来的区域创新绩效产出效率亟待提升^[7,9],王建民、杨力研究发现创新要素投入比例与创新绩效产出速率(技术进步率)相匹配可得到最优绩效^[3]。

通过对本领域相关文献的梳理,我们发现影响两种创新要素配置的因素有政府政策、区域引力、自身禀赋、流动要素结构等。因此,政府制定引进策略时需要基于大量实证经验支持的空间经济学理论。更重要的是,两种要素配置会显著影响区域创新绩效。因此,需要了解不同区域不同种类创新要素的实际配置情况,这一点在构建区域创新要素流动模型之前也需要考虑。各省市“十四五”规划明确提出持续深化要素流动与开放,而且创新要素需求近年来增长趋势已经愈发明显,了解区域创新要素存量及配置状况的重要性不言而喻。因此,将创新经济学理论模型、有实证经验支撑的空间经济理论模型结合,在实证逻辑下分析创新要素流动程度、影响程度有重要的意义,可以为今后区域创新要素配置改革提供理论支撑。

(二)研发人员与研发资本流动和区域创新绩效

当不同区域创新要素禀赋存在差异时,参照比较优势理论以及“一价定律”,区域创新要素便会自发流动,直至所有要素禀赋完全相同,但现实情况是这种流动始终在发生^[13-22]。基于这个现象,诸多学者使用多地区不同区间的数据,采用不同的研究方法对该现象进行验证或解释。其中李锐认为高级创新要素流动对推动新型城镇化效果更好^[14],孙彪、杨山发现两种创新要素表现出复杂的转移机理和经济俱乐部趋同现象^[22]。在此基础上,部分学者研究研发人员与资本流动对区域创新绩效的影响。Kaiseru、Kongstedhc、Rondet 研究指出研发人员流动促进技术进步^[13],熊励、孙文灿研究发现研发资本流动增强了城市的科技影响力^[15],卓乘风、邓峰研究发

现创新要素流动显著促进创新绩效^[16]。邓峰、杨婷玉的研究结果表明市场分割造成人员与资本流动受限,造成区域创新产出下降^[17]。凌华、李新伟、董必荣等研究发现,互联网通过影响创新要素流动可以间接作用于区域创新能力,但在不同区域的表现差异明显^[18];王钺、胡春阳研究发现创新要素流动能显著缩小创新发展差距^[19]。也有学者发现两种要素流动对区域创新绩效的影响效应存在差异。韩军、郑万腾等研究发现,研发人员及资本流动对区域创新绩效的影响存在要素异质性^[20-21]。

目前学术界虽然有许多学者探讨了区域创新要素流动的路径及影响效应,但都假设区域间不存在创新要素流动。分析区域异质性和要素异质性背景下其他区域与研究区域之间两种创新要素流动可以使得研究更贴合实际,对以往研究要素静态特征的做法进行拓展。

本文在空间经济理论、空间计量分析理论等基础上,研究区域创新要素流动,具有较好的科学意义:(1)根据创新要素的时空特点进行空间计量分析,可以对长三角区域创新要素流动进行时空特征分析;(2)加入时空因素的计量分析模型,可以分析区域创新要素流动的动态变化;(3)可以根据相关分析结果,基于江苏省发展现状设计合理的引进策略。因此,本文分析区域异质性和不同区域间的创新要素流动,使用合适的空间计量分析方法分析长江三角洲地区两种创新要素对区域创新绩效的影响机制,可以为今后的“要素投入-产出绩效”影响机制分析提供科学有据的参考。

(三) 区域引进策略

在创新要素不断丰富的经济发展阶段,区域要设立相关的引进策略保障创新要素持久稳定流入。针对区域引进策略的研究,不同学者对该问题分别给出了自己的见解^[24-27]。在有关区域引进人才的策略研究中,Mingli 等提出创新人才异质性引进策略^[24];单剑峰提出了有区域特性的配套研发人才引进策略^[23];刘頔提出基于需要层次理论引进人才^[27]。在有关区域引进资本的策略研究中,Cristian 等基于区域异质性提出了区域研发资本的配套引进策略^[23,25];王滌非提出采取加大政策和资金支持、提供平台、丰富引进渠道、建立科学管理方式等策略对引进要素进行有效管理以提升区域创新绩效^[26]。

目前虽然有许多学者已经探讨了如单个城市、欠发达地区、京津冀、珠三角等区域创新要素的引进策略,但关于类似长三角地区、长江经济带、江苏省及所辖地市等地区引进策略的研究较少。从引进创新要素种类来看,创新人力资本引进策略的研究较多,创新资本等的引进策略的研究较少。长三角地区各省市有自己的创新要素禀赋及技术创新发展特色,这些区域是中国高新技术驱动高质量发展的示范地区。随着我国快速进入人口老龄化阶段,区域创新发展不能过度依赖创新人力资本,需要其他创新要素来替代,区域创新要素引进策略也要由此调整。研发资本作为流动性强、存量、应用潜力巨大的创新要素,有关部门可针对性提出引进策略。因此,本文基于实证分析结果及江苏省发展现状,提出有江苏特色的多元创新要素引进策略。

经过系统分析和总结国内外本领域研究成果,本文对长三角研发人员与资本流动的时空特征进行分析研究,并研究研发人员与资本流动对区域创新绩效的影响机制及江苏省相关引进策略,有望为区域创新要素流动领域提供一个新的研究视角,也为江苏省“十四五”期间引进策略提供一些政策建议。

三、理论分析及研究假设

(一) 区域研发活动与区域创新绩效影响机制

区域研发活动包含两个阶段:知识创新阶段和成果转化阶段^[28-29]。在知识创新阶段,创新主体自发研究或承接科研项目,通过调动与整合区域可利用人力、资金等创新要素,形成多项创新成果。在成果转化阶段,上一环节的科研成果可以向政府申请专利,其中部分可获得专利授权,还可以打造出“新商品”并在市场上推广销售,从而产生经济效益^[30-31]。知识创新阶段为成果转化阶段进行了必要的技术积累,而成果转化阶段以知识创新阶段产生的成果为基础,实现了成果的价值增值。因此,研发人员、研发资本流动可认为是区域的两种创新投入,创新绩效可理解为区域的创新产出。区域研发活动数量和强度受区域的信息对称性、政府行为、数字金融水平等因素的影响,而研发人员与资本流动会对区域的信息对称性、政府行为、数字金融水平等产生影响。研发人员与资本流动对区域创新绩效的影响机制如图 1 所示。

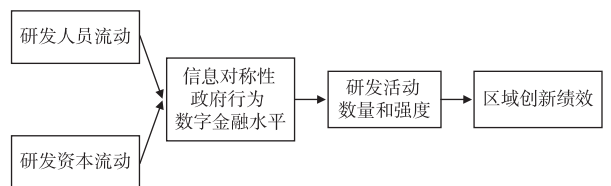


图 1 研发人员与资本流动对区域创新绩效的影响机制

(二) 研发人员流动对创新绩效的影响

各区域创新资源分布存在差异,因此研发人员会通过各种形式流向创新资源更多、福利待遇更高、发展空间更大的区域,从而形成研发人员区际流动。尤其在“时空压缩”效应的加持下,促使流动速度持续加快,流动规模持续加大,并从三个方面对区域创新绩效产生影响。一是产生知识溢出效应。研发人员自身承载丰富的创新知识,知识储备背景多样化的高素质人才集聚后,促使知识传播扩散更快,进而提升创新主体的整体知识储备水平,有效降低知识信息共享成本。二是形成人才集聚“马太效应”。经济基础相对较好的区域,可以为研发人员提供较好的发展平台。对于研发人员自身来说,会更愿意流向对未来自身价值实现更有利的区域。这种溢出效应会有阻碍基础落后区域创新绩效的提升。三是引起人才流动的“竞合效应”。高端创新人才会成为其他创新主体模仿与学习的标杆,这种竞争力会强化创新主体创造力,增强创新实力,从而有效提高区域创新绩效。但是,当研发人员净流出量(流出量-流入量)为正时,则可能会使人才存量高于最优配置,削弱该地创新绩效。另外,各地区在引进研发人员时,可能存在如下现象:(1)过于重视人才引进的数量,而忽略人才引进的质量,从而产生空间挤出效应;(2)未充分合理地发挥现有研发人员的能力,致使某一区域部分人才被埋没或不能充分发挥应有的作用,造成研发人员流动的总效应偏低。基于以上分析,本文提出以下研究假设。

假设 H_1 : 研发人员流动对区域创新绩效有促进作用。

假设 H_{2a} : 研发人员流动会对区域创新绩效产生空间影响。

假设 H_{2b} : 研发人员流入对区域创新绩效产生正向的空间溢出效应。

假设 H_{2c} : 研发人员流出对区域创新绩效产生较强的空间挤出效应。

(三) 研发资本流动对创新绩效的影响

各区域研发人员分布存在差异,且数量变化受制于创新人口既有规模、教育资源禀赋、区域人口基数及自然出生率等。因此,研发资本作为研发人员的一种替代要素,在自身特性和创新需求的双重加持下通过各种形式进行区际流动。尤其在“时空压缩”效应的加持下,促使流动速度持续加快,流动规模持续加大。随着金融体系渐趋完善,研发资本流动已达到瞬间转移水平。互联网科技的快速发展,为研发资本的跨区域流动提供了更多可能,并从以下四个方面对区域创新绩效产生影响。一是产生规模效应。研发资本流动具有较强的外部性,不论区域内部流动还是区域间流动都会通过规模效应作用于区域的创新绩效。二是形成嵌入式合作效应。研发资本流动可以使不同区域创新主体形成嵌入式合作效应。不同创新主体实现研发要素禀赋错位互补,形成创新网络促使异质性知识嵌入,创造出新的技术成果以提升区域创新绩效。三是引致“鲶鱼效应”。研发资本的空间流入会改变原有研发资本结构,并对本地研发资本存量形成“鲶鱼效应”,提升创新绩效质量。反之,空间流出会导致研发资本存量的流失,进而削弱本地创新绩效。四是产生资源配置效应,研发资本可在创新活动的全流程中优化资源配置并产生积极作用。基于以上分析,本文提出以下研究假设。

假设 H_3 : 研发资本流动对本地创新绩效有促进作用。

假设 H_{4a} : 研发资本流动会对区域创新绩效产生空间影响。

假设 H_{4b} : 研发资本净流入越多时对区域创新绩效产生空间挤出效应。

假设 H_{4c} : 研发资本净流出越多时对区域创新绩效产生正向的空间溢出效应。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文考察对象为长江经济带 11 个省市,考察期间是 2000—2019 年,文中各项指标及变量的原始数据均源自 2000—2020 年的《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国财政年鉴》《中国税务年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国价格统计年鉴》、各省统计年鉴及统计公报以及 EPS 数据库、CNRDS 数据库、CCER 经济金融数据库、Wind 数据库、国泰安数据库、国研网数据库、国家统计局官网、东方财富网、前瞻网等。

(二) 变量定义

1. 研发人员流动

对于创新要素流动的测度,应用最普遍的是引力模型,然而传统的引力模型没有严格区分人口流入地和流出地之间的差异。本文借鉴李婧和产海兰等的方法^[32],使用劳瑞引力模型的研究思想对研发要素的区际流入

量和流出量进行测度。劳瑞引力模型(LowryGravityModel,简称 LGM)的原始表达式为:

$$PFL_{ij} = K \times \left(\frac{\mu_i}{\mu_j} \times \frac{\omega_i}{\omega_j} \times \frac{L_i \times L_j}{D_{ij}^2} \right)$$

研发人员流动则会更看重物质条件之外的社会环境因素,如经济环境、就业环境、创新环境等^[32]。故选取经济发展情况、薪酬水平以及创新环境来体现地区吸引力。经济发展情况(*PGDP*)用各地区人均 GDP 表示,薪酬水平(*Salary*)用人均可支配收入代替,创新环境(*Envir*)用规模以上工业企业数量来衡量。两地研发人员规模(*P*)用研发人员全时当量代替。基于此构建出研发人员流动引力模型公式为:

$$PFL_{ij} = \left(\frac{PGDP_i}{PGDP_j} \right)^{\theta_1} \times \left(\frac{Salary_i}{Salary_j} \right)^{\theta_2} \times \left(\frac{Envir_i}{Envir_j} \right)^{\theta_3} \times \frac{P_i^{\delta_1} \times P_j^{\delta_2}}{D_{ij}^\varphi}$$

其中 *t* 表示年份;*PFL_{ij}* 表示 *i* 地区流向 *j* 地区的研发人员数;*P_i* 和 *P_j* 为两地区研发人员规模;*D_{ij}* 为两地间地理距离; φ 为区域间距离影响参数,本文取 $\varphi = 2$ 。 θ_k ($k = 1, 2, 3$) 表示权重系数,本文使用熵值法确定三种指标的权重(均保留到小数点后两位)分别是:(1)长三角地区 0.35、0.31、0.34;(2)长江经济带 0.33、0.24、0.43。 δ_1 、 δ_2 是人员规模引力系数,本文选取 $\delta_1 = \delta_2 = 0.5$ 。

t 年份地区 *i* 的研发人员流入量:

$$Pfli_{it} = \sum_i^n PFL_{ijt}$$

其中, *n* 是地区数量,长三角地区 *n* = 4,长江经济带 *n* = 11。

同时 *t* 年份地区 *j* 的研发人员流出总量为:

$$Pflo_{jt} = \sum_j^n PFL_{ijt}$$

2. 研发资本流动

金融市场发展程度既影响研发资本的投资质量,也影响创新主体获取研发资本的难易程度。因此,区域金融发展水平将影响研发资本流动^[33-34];R&D 资本基于自身特性会自发流向经济发达的区域,GDP 越高的地区对研发资本的吸引力越大;加之 R&D 资本流动与区域技术发展水平有关,技术市场规模越大,研发资本流动程度越大。因此,本文选取金融发展程度(*Fin*)、经济增长率(*GGR*)、技术市场发展状况(*DTM*),建立 R&D 资本流动的引力模型。

本文通过金融机构存贷款总额与 GDP 之比来衡量金融发展程度;经济增长率用 GDP 增长率表示,使用技术市场成交额来衡量技术市场发展^[35]。则 R&D 资本流动引力模型公式为:

$$KFL_{ij} = \left(\frac{Fin_i}{Fin_j} \right)^{\rho_1} \times \left(\frac{GGR_i}{GGR_j} \right)^{\rho_2} \times \left(\frac{DTM_i}{DTM_j} \right)^{\rho_3} \times \frac{K_i^{\delta_1} \times K_j^{\delta_2}}{D_{ij}^\varphi}$$

其中 *KFL_{ij}* 为 *i* 地区流向 *j* 地区的研发资本;*K_i* 和 *K_j* 为两地区研发资本存量。 ρ_h ($h = 1, 2, 3$) 是权重系数,使用熵值法确定三个指标的权重(均保留到小数点后两位)分别是:(1)长三角地区为 0.09、0.11、0.80;(2)长江经济带为 0.05、0.08、0.87。与研发人员流动量同理,测算出研发资本流入量(*Kfli_{it}*)和流出量(*Kflo_{jt}*)。

其中研发资本存量公式如下^[36]:

$$K_{it} = (1 - \delta) \times K_{i(t-1)} + RDK_{i(t-1)}$$

上式中,*K_{it}* 和 *K_{i(t-1)}* 分别是 *i* 地区在 *t* 时期和 *t* - 1 时期的研发资本存量, δ 是折旧率,本文 $\delta = 15\%$;*RDK_{i(t-1)}* 表示 *i* 地区在 *t* - 1 时期的研发经费支出,将依据研发资本价格指数平减。

沿用吴延兵^[37]的做法,本文构造出各区域研发资本价格指数为:

$$RDKPI_{it} = FAIPI_{it} \times \left(\frac{FA_{it}}{RDK_{it}} \right) + RDCPI_{it} \times \left(\frac{RDC_{it}}{RDK_{it}} \right)$$

上式中,*RDKPI* 表示研发资本价格指数,*FAIPI* 为固定资产投资价格指数,*RDCPI* 为消费价格指数,*FA* 和 *RDC* 分别为资产性支出和日常性支出,*RDK* 表示研发总支出。

基期研发资本存量的测算公式为^[38]:

$$K_0 = RDK_0 / (g + \delta)$$

上式中,*RDK₀* 是基期研发经费支出,*g* 代表研发经费支出的几何增长率。

3. 区域创新绩效

关于区域创新绩效的衡量,现有研究多从创新产出、创新能力、创新效率等角度进行^[39-40]。其中,通常使用专利申请受理量、专利申请授权量、规模以上工业企业新产品销售收入等单独进行衡量。但是,这些单一指标无法对区域创新绩效进行“全面”衡量。因此,本文参考段钰等的研究方法^[41-42],将三种专利申请授权量总和(APL)、三种专利申请受理量之和(APA)以及规模以上工业企业新产品销售收入($ICSI$)作为基础指标,并使用熵权法得到一个综合指标为区域科技创新绩效($Innov$)的衡量指标。基于此构建出区域创新绩效测度公式为:

$$Innov_{it} = (APL_{it})^{\theta_1} \times (APA_{it})^{\theta_2} \times (ICSI_{it})^{\theta_3}$$

其中, $\theta_s (s=1,2,3)$ 是权重系数,三个指标的权重(均保留到小数点后两位)分别是:(1)长三角地区为0.35、0.36、0.29;(2)长江经济带为0.34、0.35、0.31。

4. 控制变量

本文还控制了相关变量。(1)政府支持力度($GovS$):本文使用各地区财政科技支出决算数的自然对数来表示(部分年份采用科技三项费用与科学事业费之和代替)。(2)基础设施($Infr$):本文以邮电业务总量与GDP之比表示。(3)产业结构($Stru$):本文以第三产业地区生产总值在地区生产总值中的比重衡量。(4)人力资本($HumC$):本文以每十万人中高等学校在校生数来衡量。

(三) 模型设计

目前学界使用最普遍的三类空间计量模型有空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)。空间误差模型通常用来探究没有包含在自变量中的遗漏变量或不可观测的随机冲击的空间影响;而空间杜宾模型能更好地估计不同观测个体带动的溢出效应以及利用面板数据测算空间外溢效应。因此,本文主要使用空间杜宾模型进行实证分析。

空间杜宾模型(SDM)的一般形式为:

$$y = \lambda Wy + X\beta + WX\delta + \alpha \tau_n + \varepsilon$$

空间误差模型(SEM)的一般形式为:

$$y = X\beta + \mu; \mu = \rho W\mu + \chi$$

基于上述模型特性及指标构建方法,本文将参考索洛增长模型的计量回归模型设定思想,按要素流动种类分别建立对数SDM模型,研发人员流动的空间杜宾模型为:

$$\ln Innov_{it} = \lambda W \ln Innov_{it} + \beta_1 \ln Pfli_{it} + \beta_2 \ln Pflo_{it} + \gamma_1 W \ln Pfli_{it} + \gamma_2 W \ln Pflo_{it} + \sum_{k=1}^4 \theta_k Controls_{kit} + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + \nu_{it}$$

研发资本流动的SDM模型同理,只需将上式中 $Pfli_{it}$ 、 $Pflo_{it}$ 分别替换为 $Kfli_{it}$ 、 $Kflo_{it}$ 。其中, $Innov_{it}$ 代表各地区创新绩效, $Controls$ 代表各控制变量, k 为控制变量个数, $i=1-11$ (长三角地区的 $i=1-4$); $t=2000-2019$ 。 λ 表示被解释变量的空间滞后项系数, W 代表空间权重矩阵, β_1 、 β_2 表示解释变量系数, θ_k 是控制变量系数。 γ 是解释变量空间滞后项系数, ε_{it} 、 ν_{it} 为随机扰动项,并假设 ν_{it} 满足独立同分布, $\nu_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ 。

考虑到随机扰动项中存在具有空间依赖性的内容,本文还在研究中建立对数SEM模型。研发资本流动的空间误差模型为:

$$\ln Innov_{it} = \beta_1 \ln Pfli_{it} + \beta_2 \ln Pflo_{it} + \sum_{k=1}^4 \epsilon_k Controls_{kit} + \mu_{it}; \mu_{it} = \rho W \mu_{it} + \chi_{it}$$

研发人员流动的SEM模型同理,只需将上式中 $Pfli_{it}$ 、 $Pflo_{it}$ 分别替换为 $Kfli_{it}$ 、 $Kflo_{it}$ 。其中 ϵ_k 是控制变量系数; μ_{it} 、 χ_{it} 为随机扰动项,并假设 χ_{it} 满足独立同分布, $\chi_{it} \sim N(0, \hat{\sigma}^2 I_n)$ 。

本文设立三种空间权重矩阵,构建方法如下:

空间邻接权重矩阵 W_1 ,若两个区域邻接为1,否则为0。具体构建方法如下:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & A_i \cap A_j \neq \emptyset \\ 0 & A_i \cap A_j = \emptyset \end{cases} \quad \text{注: } i=j \text{ 时, } w_{ij} = 0.$$

地理距离权重矩阵 W_2 ,用区域间地理距离($1/d^2$)刻画关联程度。具体构建方法如下:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}^2 & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases}$$

其中, d 代表省会城市(含直辖市)之间的距离,使用国家地理信息系统网站、百度地图、GoogleMap 和 Geoda095i 软件测得。

社会经济距离权重矩阵 W_3 :用两个地区在取样区间的人均 GDP 平均值之差($1/|\overline{Y}_{pm} - \overline{Y}_{pn}|$)的大小刻画区域间关联程度。具体构建方法如下:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1/|\overline{Y}_{pm} - \overline{Y}_{pn}| & m \neq n \\ 0 & m = n \end{cases}$$

其中, \overline{Y}_{pm} 为地区 m 在取样区间的人均 GDP 平均值。

五、实证结果与分析

(一)描述性统计结果

本文的被解释变量、解释变量、控制变量的描述性统计特征见表 1 和表 2。

(二)空间相关性检验结果

本文使用全局莫兰指数(Global Moran's I)检验空间自相关性:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^m W_{ij} (x_i - \bar{x})^2}$$

其中, W_{ij} 表示行标准化的空间权重矩阵, $\bar{x} = 1/m \sum_{i=1}^m x_i$, x_i 表示个体 i 的创新绩效。Moran's I 指数高于 0 则代表区域间存在正自相关性,低于 0 则代表区域间存在负自相关性。

长三角地区和长江经济带在取样区间内各自的全局 Moran's I 指数如表 3 和表 4 所示。由表 3 和表 4 可知,长三角地区和长江经济带两个区域分别在不同权重矩阵下存在显著空间相关性,因此,空间计量模型在实证分析中可以使用。

表 1 长三角变量描述性统计特征

变量	符号	样本容量	均值	标准差	最小值	最大值
区域创新绩效	lnInnov	80	10.75	1.536	7.413	13.02
研发人员流入	lnPfli	80	2.267	0.782	0.641	3.568
研发人员流出	lnPflo	80	2.114	0.993	-0.0902	3.848
研发资本流入	lnKfli	80	-2.533	1.351	-5.449	-0.235
研发资本流出	lnKflo	80	-2.742	1.599	-6.736	-0.459
政府支持力度	GovS	80	4.312	1.449	1.252	6.349
基础设施	Infr	80	0.0509	0.0233	0.0201	0.159
产业结构	Stru	80	0.455	0.0990	0.325	0.727
人力资本	Humc	80	1651	532.2	314.8	2374

表 2 长江经济带变量描述性统计特征

变量	符号	样本容量	均值	标准差	最小值	最大值
区域创新绩效	lnInnov	220	9.763	1.559	6.677	12.82
研发人员流入	lnPfli	220	1.365	1.105	-1.191	3.708
研发人员流出	lnPflo	220	0.986	1.426	-1.712	4.075
研发资本流入	lnKfli	220	-3.530	1.458	-7.820	-0.651
研发资本流出	lnKflo	220	-3.714	2.216	-12.26	-0.0637
政府支持力度	GovS	220	3.558	1.408	0.783	6.349
基础设施	Infr	220	0.0561	0.0302	0.0201	0.236
产业结构	Stru	220	0.425	0.0764	0.288	0.727
人力资本	Humc	220	1492	629.8	212.5	2619

表 3 长三角地区全局莫兰指数

Year	W_1	W_2	W_3
2000	-0.263	-0.285	0.042
2001	-0.233	-0.237	0.018
2002	-0.205	-0.202	0.000
2003	-0.147*	-0.166*	-0.023
2004	-0.253	-0.298	0.044
2005	-0.253	-0.274	0.036
2006	-0.294	-0.331	0.063
2007	-0.308	-0.403	0.082
2008	-0.376	-0.488	0.116*
2009	-0.426	-0.575	0.129*
2010	-0.506	-0.669	0.126#
2011	-0.559*	-0.690	0.114#
2012	-0.588*	-0.665	0.104#
2013	-0.594*	-0.643	0.169*
2014	-0.595*	-0.637	0.178*
2015	-0.596*	-0.631	0.188*
2016	-0.594*	-0.622	0.190*
2017	-0.597*	-0.640	0.189*
2018	-0.596*	-0.632	0.189*
2019	-0.594*	-0.655	0.189*

表 4 长江经济带地区全局莫兰指数

Year	W_1	W_2	W_3
2000	0.159*	0.244*	-0.129
2001	0.170*	0.244*	-0.127
2002	0.224**	0.282**	-0.064
2003	0.226**	0.267**	-0.016
2004	0.175*	0.191*	0.010
2005	0.193*	0.219*	0.028
2006	0.168*	0.194*	-0.013
2007	0.216**	0.235*	-0.067
2008	0.217*	0.259**	-0.098
2009	0.249**	0.299**	-0.096
2010	0.268**	0.374**	-0.091
2011	0.304**	0.402***	-0.059
2012	0.282**	0.389***	-0.068
2013	0.274**	0.384***	-0.069
2014	0.289**	0.387***	-0.049
2015	0.294**	0.367**	-0.027
2016	0.353***	0.410***	0.017
2017	0.349***	0.409***	0.011
2018	0.388***	0.427***	0.016
2019	0.409***	0.431***	0.005

注:“*”表示在 15% 显著性水平统计显著,下表同。

1. 长三角地区

由表 3 可知,从 W_1 和 W_3 矩阵来看,2010 年后长三角地区创新绩效在空间上存在较强空间依赖性,子区域会被周边邻近地区影响; W_3 矩阵创新绩效的 Moran's I 指数值更高, W_1 矩阵创新绩效的 Moran's I 指数值的“绝对量”更高(不带正负号),说明地区是否相邻给长三角地区的创新绩效空间相关带来“负向”效应。然而,在考虑社会经济交往背景下,长三角创新绩效存在显著空间正自相关性,说明在长三角地区社会经济往来给创新绩效空间相关性带来更大的“正向”效应;在 W_2 矩阵中,除了 2003 年以外,Moran's I 指数均不显著,表明地理距离不显著影响长三角地区创新绩效空间相关性。 W_1 矩阵 2011 年以前除了 2003 年之外,其余年份的 Moran's I 指数不显著,而 W_3 矩阵 2008 年以前的不显著,表明长三角地区创新绩效在考察期间的空间集聚关系可能存在交叉分布。

2. 长江经济带

由表 4 可知, W_2 矩阵创新绩效的 Moran's I 指数值比 W_1 矩阵更高,并且空间相关性检验更显著(部分年份 P 值相较 W_1 矩阵更小)。两种权重矩阵的全局空间自相关检验结果均证明,长江经济带的创新绩效存在较强空间依赖性。与长三角地区相似,某地区的创新绩效会被周边邻近地区创新效率影响,且不论绩效高低在空间上有集聚趋向;在 W_3 矩阵中,Moran's I 指数均不显著,表明在长江经济带,区域间社会经济交往活动不会显著影响创新绩效的空间相关性。为考察某一特定区域的空间相关程度,本文绘制区域创新绩效和研发人员流动的局部莫兰图。由于篇幅原因,仅汇报长三角地区 2013 和 2019 两年的结果,其中数字 1-4 表示长三角 4 个区域,依次为上海、江苏、浙江、安徽。

由图 2 和图 3 可知,各省份之间的创新绩效及数字普惠金融水平的莫兰指数所对应的点大多分布在第一、第三象限,即各省份在局部空间上具有较强的正向促进效果,与全局莫兰指数的检验结果相同。2013—2019 年,上海、安徽的局部莫兰指数减少,江苏、浙江的局部莫兰指数增加。这反映出长三角地区局部空间相关特征显著,应考虑空间因素影响,选择空间计量模型。

(三) 计量回归估计结果

本文空间计量回归模型用极大似然估计法(MLE)估计,通过 Hausman 检验判断是否选择固定效应及固定效应类型。研究结果显示,长三角地区在两种不同权重矩阵情况下,研发人员流动与研发资本流动均选择个体固定效应模型。根据空间自相关性检验结果,本文将使用 W_1 和 W_3 进行空间计量分析。

1. 长三角地区

这里研究的长三角区域假设是一个封闭区域,仅考虑内部创新要素的流动。

(1) 研发人员。两种权重矩阵下的模型估计结果见表 3。

首先, W_1 、 W_3 下空间自相关系数 λ 在 10% 检验条件下显著为正。因此,假设 H_{2a} 成立。研发人员流入的空间滞后项在 W_1 下的显著性更优,即区域邻接对研发人员流动更敏感。其次,以 W_1 估计结果为例,研发人员流出的系数显著为正,第(3)列的结果表明研发人员流入系数为正并且统计显著,说明研发人员流动会提高地区创新效率。 W_3 估计结果不显著的可能原因是长三角区域间的社会经济活动热度高,创新活动不会产生特定影响效应。综合 W_1 、 W_3 的回归结果,假设 H_1 得以验证。

在第(1)列至第(2)列的结果中,研发人员流入的空间溢出效应为正,假设 H_{2b} 成立。由此说明要提升本区域创新绩效,吸引研发人员流入更关键。而第(1)列中研发人员流出的空间滞后项系数为负但不显著,表明周边地区研发人员流出会产生负向空间外部效应,不利于提升本区域创新绩效,但效应弱于其他流动形式。 W_3 结

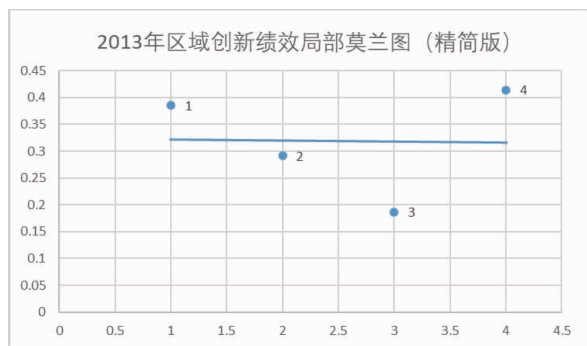


图 2 2013 年区域创新绩效局部莫兰图(精简版)

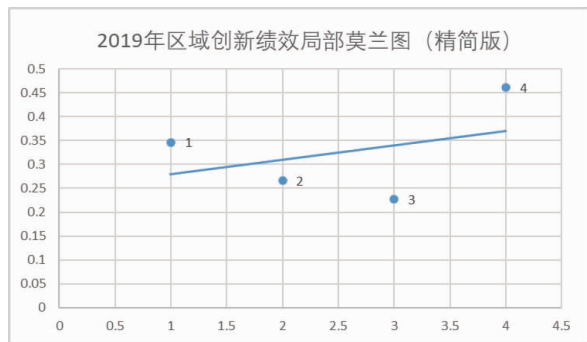


图 3 2019 年区域创新绩效局部莫兰图(精简版)

果虽效应为正,但不显著且小于 W_1 结果。因此,假设 H_{2c} 得以验证。这进一步说明长三角地区研发人员流动主要通过直接效应和空间溢出效应影响创新绩效。

(2) 研发资本。两种权重矩阵下的模型估计结果见表 5 和表 6。

表 5 长三角空间计量回归结果 - a

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	SDM	SDM	SEM	SEM
	W_1	W_3	W_1	W_3
$\ln Pfli$	0.0963 (0.68)	0.0081 (0.08)	0.1989** (2.43)	0.0487 (0.57)
$\ln Pflo$	0.6759*** (7.29)	0.9839*** (11.67)	0.8291*** (7.14)	1.0849*** (8.72)
$GovS$	0.1584*** (3.82)	0.1619*** (3.04)	0.0597* (1.73)	0.1016** (1.97)
$Infr$	-1.0877* (-1.93)	-1.7672*** (-2.88)	-1.0450 (-0.82)	-2.4927*** (-2.70)
$Stru$	-0.4514 (-1.08)	-0.1560 (-0.34)	0.7822# (1.53)	0.9531* (1.69)
$Humc$	0.0010*** (8.02)	0.0007*** (7.79)	0.0011*** (9.71)	0.0008*** (6.67)
$W^* \ln Pfli$	0.1734* (1.69)	0.0439 (0.38)		
$W^* \ln Pflo$	-0.1023 (-0.90)	0.0301 (0.24)		
$W^* Humc$	-0.0003*** (-5.57)	-0.0002*** (-4.55)		
λ	0.1137*** (2.93)	0.0640 (1.55)	0.2530*** (7.03)	0.1318* (1.87)
σ^2_e	0.0074*** (6.23)	0.0097*** (6.30)	0.0115*** (5.40)	0.0151*** (5.95)
Wald	31.17***	25.49***		
LR	53.81***	30.61***		
Observations	80	80	80	80
R-squared	0.945	0.957	0.911	0.931
Number of Region	4	4	4	4

注:括号内是 t 值,下表同。

表 6 长三角空间计量回归结果 - b

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	SDM	SDM	SEM	SEM
	W_1	W_3	W_1	W_3
$\ln Kfli$	0.2201*** (2.77)	0.3480*** (4.96)	0.2577*** (6.08)	0.2575*** (4.92)
$\ln Kflo$	0.3895*** (5.29)	0.1290** (1.97)	0.1491*** (2.97)	0.2186*** (3.19)
$GovS$	0.2505*** (5.69)	0.2877*** (4.52)	0.1477*** (3.15)	0.2465*** (3.51)
$Infr$	2.6247 (1.64)	1.2604 (0.82)	3.5216** (2.15)	0.1974 (0.11)
$Stru$	-2.3983*** (-4.13)	-2.3247*** (-2.95)	-0.3654 (-0.70)	-1.3333 (-1.58)
$Humc$	0.0010*** (6.97)	0.0011*** (9.33)	0.0016*** (19.45)	0.0012*** (9.60)
$W^* \ln Kfli$	-0.0580 (-1.12)	0.0109 (0.27)		
$W^* \ln Kflo$	0.1452*** (2.72)	-0.1267** (-2.23)		
$W^* GovS$	0.0676** (2.11)	0.2546*** (3.73)		
$W^* Infr$	-1.2683** (-2.00)	-1.7119*** (-2.69)		
$W^* Stru$	-0.8770** (-2.48)	0.4012 (0.55)		
$W^* Humc$	-0.0006*** (-7.52)	-0.0006*** (-5.65)		
λ	0.0788* (1.79)	0.0316 (0.55)	0.3197*** (23.65)	0.2739*** (9.81)
σ^2_e	0.0085*** (6.28)	0.0169*** (6.31)	0.0138*** (5.59)	0.0282*** (5.68)
Wald	117.93***	62.47***		
LR	310.35***	114.77***		
Observations	80	80	80	80
R-squared	0.386	0.914	0.803	0.863
Number of Region	4	4	4	4

W_1 、 W_3 下空间自相关系数 λ 都通过了 10% 检验,假设 H_{4a} 成立。基于第(1)列至第(4)列的结果,研发资本流入和流出的系数显著为正,假设 H_3 成立。资本流入的空间滞后项系数为负,但不显著,表明周边地区流入会抑制创新绩效提升。综合第(1)列至第(2)列的结果比较系数大小就可以发现,资本流出对区域创新绩效的效应为正。由此,假设 H_{4b} 、 H_{4c} 得以验证。第(1)列至第(2)列的结果中研发资本流出的空间溢出效应均显著,在 W_1 下为正,说明区域邻接促进研发资本流出产生效应;在 W_3 下为负,说明社会经济距离会抑制研发资本流出产生效应。综上所述,长三角地区研发资本流动主要通过直接效应和资本流出的空间溢出效应影响创新绩效。

流入系数为负的可能原因是:(1)非长三角地区企业为获取更高收益,以市场需求为导向,在投入项目时具有较强针对性,部分研发创新项目无法得到资金支持;(2)“市场失灵”致使研发资源的扭曲配置,从而有碍于创新绩效提升;(3)政府研发支出与企业研发投入存在“挤出效应”,在创新资源相对匮乏的地区尤为明显^[43-44]。因此,设置资本流入门槛、引进优质资本、研发资本“走出去”等是长三角地区开展高质量创新活动的有效措施。

(3) 控制变量

控制变量中政府支持有助于长三角创新活动的顺利开展。基础设施的系数为负,可能的解释是当前基础设施建设并未达到相对完善水平,导致没有发挥出应有的促进作用。产业结构优化抑制创新绩效提升,可能的原因:一方面,是第三产业部分企业要素配置效率低、管理水平较差,在产出阶段并未发挥出促进作用;另一方面,

在第三产业比重提高时不能直接提升创新绩效。人力资本和区域创新绩效显著正相关,说明一个地区人力资本规模越大,越能提升区域创新绩效;空间滞后项系数显著为负,说明周边地区要素存量“挤出”本地创新要素积累,对创新绩效产生不利影响。

2. 长江经济带内的长三角地区

在长江经济带内的长三角内部区域,研发要素流动可以通过如下公式进行计算:

$$TPfli_j = IPfli_j + OPfli_j$$

$$TPflo_j = IPflo_j + OPflo_j$$

其中, $IPfli$ 表示区域创新人力的内部流入,指长三角其他省市流入区域 j 的创新人力; $OPfli$ 表示区域创新人力的外部流入,指长江经济带非长三角地区流入区域 j 的创新人力; $IPflo$ 表示区域创新人力的内部流出,指区域 j 流入长三角其他省市的创新人力; $OPflo$ 表示区域创新人力的外部流出,指区域 j 流入长三角其他省市的创新人力。资本的计算公式只需将 P 替换成 K 即可。因此,研究时需要将内部流动与外部流动分离。

(1) 研发人员。两种权重矩阵下的模型估计结果见表 7。

首先, W_1 、 W_3 下空间自相关系数 λ 在 5% 检验条件下显著为正,假设 H_{2a} 成立。 W_1 、 W_3 下控制其他变量不变时,研发人员流动的综合效应为正,则假设 H_1 成立。在 W_1 下,除了内部流出外,其他流动形式直接效应均为负,说明内部流出的研发人员既会产生知识溢出效应,还会激励留在本地区的其他研发人员进行科创活动。其次,除了内部流入外,其他流动形式的空间滞后项系数为正,说明研发人员流动对地区创新绩效的影响复杂。但将直接效应与溢出效应大小综合比较,假设 H_{2b} 、 H_{2c} 成立。这进一步说明长三角地区研发人员流动主要通过直接效应和空间溢出效应影响创新绩效。

(2) 研发资本。两种权重矩阵下的模型估计结果见表 8。

空间自相关系数 λ 均在 1% 检验条件下显著为正。假设 H_{4a} 成立。研发资本内部流入和流出的系数均显著为正,则假设 H_3 成立。在 W_1 下,研发资本内外部流入均有正的空间溢出效应,说明研发资本流动到长三角相邻区域会对本地创新产出带来积极影响。除了研发资本内部流入以外,在 W_1 下均显著为正。在 W_3 下内部流出的滞后效应显著为负,其他流动形式不显著。根据第(1)列至第(2)列的结果,比较外部流出与内部流入的系数可以得到研发资本净流入可提升创新绩效,第(3)列至第(4)列的结果进一步证明假设 H_{4b} 成立。根据第(1)列至第(2)列的结果,比较内部流出与外部流入的系数,综合四者效应大小可知,假设 H_{4c} 成立。由此可得,长三角地区研发资本流动主要通过直接效应和资本流出的空间溢出效应影响创新绩效。

研发资本部分流动形式的滞后项系数为负且不显著的可能原因是:(1)两种形式的资本流动主要依赖空间距离,直接相关性不明显;(2)资本流动的效应可能体现在生态环境治理成果、文化传播等方面,不直接作用于创新绩效。

(3) 控制变量

控制变量中政府支持显著促进区域创新绩效提升。基础设施及其空间滞后项的系数不显著,可能的解释是

表 7 长三角空间计量回归结果 - c

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	SDM	SDM	SEM	SEM
	W_1	W_3	W_1	W_3
$\ln IPfli$	-0.2764 [#] (-1.59)	-0.1891 [#] (-1.46)	0.2306 ^{***} (2.93)	0.0939 (1.06)
$\ln IPflo$	0.8069 ^{***} (7.99)	1.0992 ^{***} (11.46)	0.6992 ^{***} (6.89)	1.0324 ^{***} (8.80)
$\ln OPfli$	-0.1419 (-1.26)	-0.2953 [*] (-1.89)	-0.3246 ^{***} (-2.68)	-0.0534 (-0.35)
$\ln OPflo$	-0.2408 ^{***} (-3.00)	-0.3636 ^{***} (-4.21)	-0.1374 [*] (-1.76)	0.0928 (0.98)
$GovS$	0.2696 ^{***} (5.03)	0.2221 ^{***} (3.98)	0.1744 ^{***} (3.12)	0.1472 ^{**} (2.09)
$Infir$	-1.2274 ^{**} (-2.01)	-0.7275 (-0.88)	-0.2899 (-0.19)	-2.9499 ^{***} (-3.57)
$Stru$	-1.2608 ^{***} (-2.74)	-0.9271 [*] (-1.77)	0.3186 (0.61)	1.0724 [*] (1.94)
$Humc$	0.0009 ^{***} (7.29)	0.0009 ^{***} (9.36)	0.0012 ^{***} (8.88)	0.0006 ^{***} (4.56)
$W \times \ln IPfli$	-0.1070 (-0.92)	-0.0247 (-0.22)		
$W \times \ln IPflo$	0.1455 (1.24)	0.1448 (0.99)		
$W \times \ln OPfli$	0.2314 ^{***} (3.02)	0.0955 (1.20)		
$W \times \ln OPflo$	0.0800 (1.34)	-0.0575 (-0.36)		
$W \times Humc$	-0.0002 ^{***} (-3.91)	-0.0003 ^{***} (-4.04)		
λ	0.1094 ^{***} (2.89)	0.0952 ^{**} (2.34)	0.2880 ^{***} (10.02)	0.0690 (0.91)
$\sigma_{\ln 2_e}$	0.0059 ^{***} (6.25)	0.0075 ^{***} (6.26)	0.0093 ^{***} (5.14)	0.0145 ^{***} (6.22)
Wald	47.84 ^{***}	34.57 ^{***}		
LR	80.77 ^{***}	49.87 ^{***}		
Observations	80	80	80	80
R-squared	0.946	0.923	0.920	0.952
Number of Region	4	4	4	4

各地区基础设施建设并未达到相对完善水平,导致其发挥抑制作用。产业结构对创新绩效的直接效应显著为负,表明在第三产业比重增加时,周边地区产业结构对创新绩效产生负向影响。人力资本和区域创新效率直接效应为正,空间溢出效应为负,说明一个地区人力资本水平愈高,愈会提升区域创新效率。但是相邻区域的人力资本会挤出创新要素,对创新绩效提升带来负向效果。

(二) 稳健性检验

为避免可能存在的内生性问题,并确保研究结论的可靠性,本文进行如下稳健性检验。

1. 变换模型估计方法。考虑到随机扰动项中存在着具有空间依赖性的内容,因此,将回归模型替换为对数 SAR 模型,重新进行回归,回归系数均通过显著性检验,与前文回归结论一致。2. 更换创新绩效测度方法。本文借鉴余泳泽和刘大勇^[44]的方法,考虑创新程度、技术贡献与经济价值方面的差异,将专利细分为发明专利、实用型专利与外观设计型专利,运用相同的方法构建指标衡量区域创新绩效。回归结果与前文回归结果一致。3. 子样本检验。江苏省作为高等教育资源集中地之一,高技术制造业的重要“孵化园”,创新要素流动频率非常高。因此,选择江苏省子样本进行回归。回归结果见表 9 和表 10。回归结果与前文回归结果部分一致,部分存在差异,可能原因有:江苏省的创新一部分体现在生态环境治理成果、制造业转型升级、文化传播等,直接作用于科技创新绩效的部分可能不明显;优质研发要素竞争激烈,流出即损伤创新基础。

六、研究结论与政策建议

本文主要得到以下结论:首先,创新要素流动空间集聚特征显著。其次,研发要素流动带动的空间溢出效应对创新绩效影响有明显差异。长三角地区两种研发要素流动可以提升区域创新绩效,主要通过直接效应和空间溢出效应来影响创新绩效;研发资本流动主要通过直接效应与资本流出的空间溢出效应影响创新绩效。政府支持力度、人力资本均有积极效应,基础设施、产业结构没有发挥出对区域创新绩效的积极作用。

综合研究结论和长三角、江苏省发展实际,本文提出如下建议:

第一,发挥政府引导作用,分要素精准施策。针对 R&D 人员,要改善薪酬福利待遇和工作环境;针对 R&D 资本,应积极防范化解金融风险,同时充分发挥资本市场和各类金融机构的作用。

第二,支持企业更广泛和深入地参与重大科技项目。鼓励大企业和科技领军企业牵头组建江苏省科技创新基地;积极营造良好科技创新生态,推动产业链上中下游、大中小企业协同开放创新,带动高校、科研院所、民营企业等融通创新,促进产业链、创新链协同部署。

表 8 长三角计量回归结果 - d

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	SDM	SDM	SEM	SEM
	W ₁	W ₃	W ₁	W ₃
lnIKfli	0.1358 * (1.81)	0.3589 *** (4.87)	0.2284 *** (5.43)	0.2268 *** (2.93)
lnIKflo	0.4464 *** (6.70)	0.1962 *** (2.75)	0.1437 *** (2.94)	0.2079 *** (3.04)
lnOKfli	0.2323 (1.34)	0.4409 (1.62)	0.1986 (1.26)	0.0908 (0.39)
lnOKflo	0.9320 (1.54)	2.0909 ** (2.24)	0.7453 (1.62)	0.4014 (0.54)
GovS	0.2054 *** (3.96)	0.2618 *** (3.71)	0.1843 *** (3.53)	0.2618 *** (3.32)
Infr	0.4189 (0.50)	-0.4167 (-0.34)	3.2397 * (1.89)	0.0092 (0.00)
Stru	-2.5221 *** (-4.14)	-2.5781 *** (-3.14)	-0.4214 (-0.80)	-1.1234 (-1.16)
Humc	0.0009 *** (6.71)	0.0010 *** (8.03)	0.0016 *** (18.82)	0.0012 *** (9.74)
W × lnIKfli	-0.0538 (-1.03)	0.0810 (1.01)		
W × lnIKflo	0.2175 *** (4.66)	-0.1169 ** (-2.05)		
W × lnOKfli	0.2077 * (1.65)	0.1348 (0.96)		
W × lnOKflo	0.6645 (1.39)	0.3701 (0.62)		
W × Stru	-1.0870 *** (-3.03)	0.8932 (1.11)		
W × Humc	-0.0006 *** (-6.90)	-0.0005 *** (-3.74)		
λ	0.1009 *** (2.67)	0.1369 *** (2.95)	0.3157 *** (21.18)	0.2668 *** (7.32)
sigma2_e	0.0089 *** (6.26)	0.0196 *** (6.14)	0.0138 *** (5.55)	0.0285 *** (5.43)
Wald	109.56 ***	35.75 ***		
LR	280.95 ***	79.21 ***		
Observations	80	80	80	80
R-squared	0.237	0.715	0.827	0.870
Number of Region	4	4	4	4

表 9 江苏省计量回归结果 - 1

变量	(1) lnInnov
lnIPfli	1.7443 ** (2.77)
lnIPflo	-1.8912 ** (-2.54)
lnOPfli	-1.8819 *** (-3.70)
lnOPflo	1.3649# (1.53)
GovS	0.8885 *** (3.31)
Infr	-0.2807 (-0.14)
Stru	1.4687 (0.74)
Humc	-0.0004 (-1.48)
Constant	6.0009 *** (7.53)
Observations	20
R-squared	0.998

第三,加大税收优惠政策力度,确保政策落地实施。提高创新主体加计扣除比例,对企业投入基础研究实行税收优惠;进一步加大税收优惠激励的同时,及时解决优惠政策落地过程中的各种问题。

第四,推动企业加强知识产权管理制度建设,引导产业知识产权协同运用。江苏省要推动支持行业领军企业牵头建立产业专利导航决策机制,优化产业发展模式,增强创新引领力。

第五,完善金融支持体系,促进各类资金向企业创新活动配置。通过创业投资的税收优惠和设立各类政府引导基金等举措,吸引社会资金投资于初创期的企业;通过创业板、科创板、新三板等直接融资渠道,促进各类资金向创新主体流动,鼓励金融机构助力科技创新企业解决融资难问题。

第六,探索科技人才向企业柔性流动新机制,促进更多人才服务于企业创新需求。在江苏省内积极推动产学研合作,围绕产业前沿和热点议题形成合作交流机制。

表 10 江苏省计量回归结果 -2

变量	(1) lnInnov
lnKfliI	-0.4753* (-1.91)
lnKfloI	-0.1283 (-0.95)
lnKfliO	-11.0087 (-0.68)
lnKfloO	-4.2641# (-1.70)
GovS	1.2390*** (8.65)
Infr	0.7246 (0.34)
Stru	4.8975* (2.01)
Hume	0.0008 (1.45)
Constant	0.1370 (0.07)
Observations	20
R-squared	0.999

参考文献:

[1] Yujiro H, Yoshihisa G. Development economics-from the poverty to the wealth of Nations[M]. Oxford: Oxford University Press, 2005, 25(2): 195-208.

[2] Tobler W R. Lattice tuning[J]. Geographical Analysis, 1979, 11(1): 36-44.

[3] 王建民, 杨力. 长三角创新要素、配置效率与创新绩效[J]. 上海经济研究, 2020(1): 75-85.

[4] 谢富纪, 朱苑秋. 我国三大都市圈创新要素配置分析[J]. 技术经济, 2008(2): 16-21.

[5] 曹莉莉, 陈向东, 邓恒. 区域创新要素配置的结构性特点分析——高技术产业的创新投入产出再分析[J]. 科学学研究, 2008(S1): 234-241.

[6] 陈莞. 大都市圈创新系统要素配置研究[D]. 上海: 上海交通大学, 2009.

[7] 齐晓丽, 郭帅, 金浩. 京津冀区域创新要素配置效率的影响因素分析[J]. 河北工业大学学报(社会科学版), 2016(2): 8-15.

[8] 刘飞, 王欣亮. 创新要素、空间配置与产业结构升级——基于我国 1998—2015 年面板数据[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2018(4): 7-14.

[9] 张伯超. 我国制造业企业自主创新能力提升研究[D]. 上海: 上海社会科学院, 2019.

[10] 朱雯琪. 要素市场化配置对高技术产业出口的影响[D]. 上海: 上海外国语大学, 2020.

[11] 董直庆, 胡晟明, 王林辉. 创新要素错配: 空间溢出视角的对比检验[J]. 浙江学刊, 2020(2): 136-145.

[12] 陶长琪, 徐荣. 经济高质量发展视阈下中国创新要素配置水平的测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2021(3): 3-22.

[13] KAISERU G, KONGSTEDHC F, RONDET C. Does the mobility of R&D labor increase innovation[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2015, 110(1): 91-105.

[14] 李锐. 要素流动对新型城镇化影响分析: 东中西部地区的比较[D]. 南昌: 南昌大学, 2016.

[15] 熊励, 孙文灿. “互联网+”背景下创新要素流动对城市能级提升的动力机制研究——以上海数据和模型仿真为例[J]. 科技进步与对策, 2016(20): 43-49.

[16] 卓乘风, 邓峰. 创新要素区际流动与产业结构升级[J]. 经济问题探索, 2018(5): 70-79.

[17] 邓峰, 杨婷玉. 市场分割对省域创新效率的空间相关性研究——基于创新要素流动视角[J]. 科技管理研究, 2019(17): 19-29.

[18] 凌华, 李新伟, 董必荣, 王敬勇. 互联网、创新要素流动与区域创新能力差异[J]. 审计与经济研究, 2020(6): 115-126.

[19] 王钺, 胡春阳. 经济内循环背景下要素流动对区域创新质量空间收敛的影响研究[J]. 宁夏社会科学, 2020(6): 93-101.

[20] 韩军, 孔令丞. 创新要素流动与产业结构变迁关系及其空间溢出效应研究[J]. 科技进步与对策, 2020(19): 59-67.

[21] 郑万腾, 赵红岩, 陈羽洁, 谢敏. 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[J]. 科技进步与对策, 2020(21): 56-63.

[22] 孙彪, 杨山. 长三角地区城市创新投入要素的经济溢出效应及趋同格局[J]. 地理科学进展, 2021(1): 147-160.

[23] 单剑峰. 高层次创新人才引进研究[D]. 苏州: 苏州大学, 2012.

[24] Ming li, Hui He, Relationships between ieteresearchers and innovation performance—based on the perspective of researchers introduction strategy[J]. International Journal of Education and Management, 2019, 4(1): 92-132.

[25] Cristian N, Monika S. Introduction: Strategy in EU foreign policy[J]. International Politics, 2019, 56(3): 259-271.

[26] 王滌非. 新时代推进西部地区引进高层次人才策略研究[J]. 产业创新研究, 2020(21): 175-176.

[27] 刘頔. 基于需要层次理论的人才引进策略研究[D]. 南昌: 江西财经大学, 2020.

[28] 孙冰, 韩敏睿. 产业集聚与两阶段区域创新绩效——基于区域技术要素强度门槛的实证研究[J]. 科技进步与对策, 2022(5): 1-11.

[29] 韩兵, 苏屹, 李彤, 万民. 基于两阶段 DEA 的高新技术企业技术创新绩效研究[J]. 科研管理, 2018(3): 11-19.

[30] 刘凤朝, 张娜, 赵良仕. 东北三省高技术制造产业创新效率评价研究——基于两阶段网络 DEA 模型的分析[J]. 管理评论, 2020(4): 90-103.

- [31] Cheng H, Zhang Z, Huang Q, et al. The effect of university-industry collaboration policy on universities' knowledge innovation and achievements transformation: Based on innovation chain[J]. Journal of Technology Transfer, 2018, 45(2): 522-543.
- [32] 李婧, 产海兰. 中国研发人员流动的空间分布及其影响因素分析[J]. 研究与发展管理, 2018(4): 94-104.
- [33] 刘健, 王有鑫. 金融发展与国际资本流动结构的实证分析[J]. 经济经纬, 2013(5): 155-160.
- [34] Liu Jian, Wang Youxin. Empirical analysis of financial development and international capital flow structure [J]. Economic Survey, 2013, 23(5): 155-160.
- [35] 戴伟, 张雪芳. 金融发展、金融市场化与实体经济资本配置效率[J]. 审计与经济研究, 2017(1): 117-127.
- [36] 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(7): 109-123.
- [37] 吴延兵. 中国工业 R&D 产出弹性测算(1993—2002)[J]. 经济学(季刊), 2008(3): 869-890.
- [38] 黄明凤, 姚栋梅. 研发要素流动、空间溢出效应与区域创新效率——基于省际面板数据的空间杜宾模型分析[J]. 科研管理, 2022(4): 149-157.
- [39] 王新, 汪涛, 张志远. 京津冀地区创新政策对区域创新绩效影响的空间计量分析[J]. 科技和产业, 2022(1): 22-31.
- [40] 尤姣, 陈进. 政府创新偏好对区域创新绩效的影响——以经济增长为门槛变量[J]. 财会研究, 2021(11): 20-26.
- [41] 李文辉, 洗楚盈, 陈丽茹, 等. 基于专利计量的粤港澳大湾区技术创新流动研究[J]. 世界地理研究, 2019(8): 1-15.
- [42] 段钰, 程跃. 创新资源集聚对区域创新绩效影响研究——基于省级面板数据的实证分析[J]. 科技创业月刊, 2022(9): 8-15.
- [43] 李平, 刘利利. 政府研发资助、企业研发投入与中国创新效率[J]. 科研管理, 2017(1): 21-29.
- [44] 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, 70+187.

[责任编辑: 杨志辉]

Research on the Influence Mechanism of R&D Personnel and R&D Capital Flow on Regional Innovation Performance: Taking the Yangtze River Delta as an Example

PEI Yu, LI Qiuzi

(School of Economics, Nanjing Audit University, 211815 Nanjing, China)

Abstract: China is at a critical stage of comprehensively implementing the regional coordinated development strategy, and the integrated development of the Yangtze River Delta has risen to a national strategy. R&D personnel and R&D capital are important strategic resources for implementing innovation-driven development and ensuring the improvement of innovation performance in the Yangtze River Delta region. Based on the panel data of innovation factors in the Yangtze River Economic Belt, this paper uses the spatial econometric analysis method to analyze the direction and structural characteristics of the flow of innovation factors in the Yangtze River Delta within the Yangtze River Economic Belt. At the same time, it analyzes the space-time correlation of the flow of innovation factors in the Yangtze River Delta and the impact of the flow of innovation factors on innovation performance in Jiangsu Province. The research results show that the flow of R&D personnel in the Yangtze River Delta mainly affects innovation performance through direct effects and spatial spillover effects; the flow of R&D capital affects innovation performance mainly through the resource allocation effect and the spatial spillover effect of capital outflow. On the basis of empirical analysis, combined with the situation of Jiangsu Province, this paper puts forward policy suggestions such as the introduction strategy design of relevant innovation elements that give consideration to the benign economic development of Jiangsu Province and curb the growing inequality in the distribution of innovation elements among regions, further optimize the configuration structure of innovation elements, and promote the high-quality economic development of Jiangsu Province.

Key Words: Yangtze River Delta; flow of innovation elements; R&D personnel; R&D capital; innovation performance; sci-tech innovation