

城市技术创新对产业转型升级的空间溢出效应

——以长三角地区城市为例

翟梦新¹, 陆玉麒^{1,2,3,4}

(1.南京师范大学地理科学学院,江苏 南京 210023)

(2.南京师范大学乡村振兴研究院,江苏 南京 210023)

(3.南京师范大学虚拟地理环境教育部重点实验室,江苏 南京 210023)

(4.南京师范大学江苏省地理信息资源开发与利用协同创新中心,江苏 南京 210023)

[摘要] 利用创新驱动产业转型升级成为共识. 首先,分析 2012—2021 年长三角地区城市技术创新与产业转型升级水平的时空分布. 然后,利用空间杜宾模型从空间角度定量估计城市技术创新对产业结构转型的影响,借助偏微分法进行效应分解. 最后,对比长三角地区全域与核心区的空间异质性,得出以下结论:(1)时序演变上,城市技术创新呈现先上升后波动下降的趋势,产业转型升级水平总体呈递增趋势. 空间演变上,技术创新水平高值区由“一点一线”扩至“Z”型地区,产业转型升级水平由“自东南向西北圈层递减”演化至“自南向北圈层递减”,上海始终为最高值地区.(2)邻近城市的技术创新会通过地理空间或经济空间机制促进本地的产业高级化进程,其效果远大于直接效应,且在兼具经济水平相当的邻近城市间的溢出会比单纯地理邻近的城市间更强烈.(3)长三角全域内,技术创新水平的空间溢出并不具有明显的非线性规律. 在核心区内,符合两种邻近类型的城市之间,呈现“N”形曲线效果.

[关键词] 城市技术创新,产业转型升级,空间溢出效应,空间杜宾模型,长三角地区,长三角核心区

[中图分类号] F127 [文献标志码] A [文章编号] 1672-1292(2025)01-0065-13

Spatial Spillover Effects of Urban Technological Innovation on Industrial Transformation and Upgrading:

A Case Study of Cities in the Yangtze River Delta Region

Zhai Mengxin¹, Lu Yuqi^{1,2,3,4}

(1.School of Geography, Nanjing Normal University, Nanjing 210023, China)

(2.Institute of Rural Revitalization, Nanjing Normal University, Nanjing 210023, China)

(3.Key Laboratory of Virtual Geographic Environment of Ministry of Education, Nanjing Normal University, Nanjing 210023, China)

(4.Jiangsu Center for Collaborative Innovation in Geographical Information Resource Development and Application,
Nanjing Normal University, Nanjing 210023, China)

Abstract: It has become a consensus to use innovation to drive industrial transformation and upgrading. Firstly, analyses the spatial and temporal distribution of urban technological innovation and industrial transformation and upgrading levels in the Yangtze River Delta(YRD) region from 2012 to 2021. Secondly, uses the spatial Durbin model to quantitatively estimate the impacts of urban technological innovation on the transformation of industrial structure from a spatial perspective, and decomposes the effects with the help of the partial differentiation method. Finally, compares the spatial heterogeneity of the whole YRD region with that of the core region, and arrives at the following main conclusions. (1) In terms of spatial evolution, the high value area of technological innovation level expands from "one point and one line" to "Z" type area, and the level of industrial transformation expands from "from southeast to northwest circle" to "from southeast to northwest circle", and the level of industrial transformation expands from "from southeast to northwest circle" to "from southeast to northwest circle". The level of industrial transformation has evolved from "decreasing from the southeast to the northwest circle" to "decreasing from the south to the north circle", with Shanghai being the highest value area. (2) Technological

收稿日期:2024-08-18.

基金项目:国家自然科学基金面上项目(42171171).

通讯作者:陆玉麒,博士,教授,研究方向:空间结构与区域发展. E-mail:luyuqi@263.net

innovation in neighbouring cities will promote the local industrial advanced process through geospatial or economic spatial mechanisms, and its effect is much larger than the direct effect, and the spillover between neighbouring cities with comparable economic levels will be stronger than that between geographically neighbouring cities. (3) Within the whole Yangtze River Delta, the spatial spillover of technological innovation level does not have an obvious non-linear law; while within the core area, it shows an "N" curve effect between cities that meet the two types of proximity.

Key words: urban technological innovation, industrial transformation and upgrading, spatial spillover effect, spatial Durbin model, Yangtze River Delta region, Yangtze River Delta core area

改革开放以来,中国经济在总量快速增加的同时,经济发展的内在结构性问题日益突出,主要表现为单位 GDP 耗能高,产品附加值低,缺乏核心技术和创新能力等^[1]. 近年来,随着我国人口红利丧失、制造业成本上升,叠加中美贸易摩擦、俄乌冲突以及各国贸易保护主义抬头等外部环境的影响^[2],曾为我国迅速嵌入全球价值链分工体系、创造制造业出口快速增长做出巨大贡献的劳动密集型制造业加速向东南亚国家转移,我国产业转型升级的战略窗口期不断缩短. 中共十九大报告指出,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,正处在转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期. 国家“十四五”规划也强调聚焦产业转型升级,推动制造业高质量发展.

在当前知识经济时代,产业发展只有不断地通过各类基础科学与应用科学的创新并积极推广和应用创新成果,才能适应社会发展趋势、实现产业结构优化和转型升级^[3]. 2021 年国务院《政府工作报告》中明确提出,发展以创新为驱动力的现代产业体系,加快产业转型升级步伐.

西方最先开始对于技术进步与经济增长之间关系的研究,《经济发展理论》中首次将技术进步作为经济体系的内生变量^[4],提供了分析技术进步影响经济增长的理论框架,其中创新和产业进化的关系是其研究的核心主题. 自 20 世纪 80 年代起涌现出一批讨论二者关系的理论及实证研究,Varum 等^[5]认为创新性技术活动可以推进不同行业成为高生产率增长行业,最终实现产业结构的优化升级. Evangelista 等^[6]以意大利社区创新调查提供的企业数据探讨了技术创新对其企业绩效的影响,发现组织创新使得无论制造业和服务业公司都具备竞争优势. Bell 等^[7]指出企业需要关注知识累积系统以转型升级,从而集群才能具有长期竞争力.

国内对创新驱动产业转型的研究也形成较为丰富的研究基础,可以分为定性机理分析与定量效应研究两大类. 其中定性研究往往以文献分析、理论构建等方式挖掘创新驱动产业转型的机理,以论述其必要性与重要性. 张银银等^[8]深入探究创新驱动的多种路径,指出前段驱动(知识创造与积累)、中端驱动(科技成果转化)和后端驱动(市场化与规模化)三阶段相互作用共同促进产业转型. 周叔莲等^[9]认为技术创新通过改善供应、需求两方面影响产业结构的调整. 万君康等^[10]也论述了科技创新促进我国产业转型升级的多种途径,如促进劳动分工结构变化、影响需求结构、催生新兴产业、参与国际竞争等.

而定量研究往往选取不同的数理模型验证两系统间关系,不同学者的探讨角度也具有较大差别. 周忠民^[11]利用协整分析、VAR 模型验证了两者之间存在长期协整关系,科技创新是产业结构的格兰杰成因,影响具有时滞性. 王伟等^[11]则通过验证两系统的耦合协调度来揭示二者是否处于良性协调状态. 还有学者首先细分了系统维度,如李业锦等^[12]首先将产业转型系统细分为高端化、集群化、信息化三维度,后通过面板数据回归揭示了创新因子对三个子维度、综合维度的不同影响路径. 沈琼等^[13]重视了不同创新类型的效应对比,利用 DEA 模型讨论了技术、制度两类创新对产业转型的作用测算技术创新与对产业转型升级影响. 也有学者以创新与其他因子所构成的全新系统作为因变量,如徐卫华等^[14]关注了金融因子与科技创新的协调耦合度所产生的影响,利用 GMM 估计法定量探究其对于产业结构转型的具体效应. 部分学者采用理论框架构建与定量验证相结合的方法,如龚轶等^[15]构建了具有内生机制和微观基础的中国产业结构进化模型,继而设定不同模型参数情景模拟不同类型的创新的具体影响. 尚勇敏等^[16]基于“技术-组织-区域”三位一体理论,借助 Malmquist 指数及其分解体现区域科技创新对经济发展模式转型的影响. 总体来说,定量研究选取在数理模型选择上比较多样,已形成较为丰富的研究基础. 但可以看出,在现有定量研究中,选择空间计量模型、从空间视角切入的研究较为缺乏. 同时在研究区域上,无论是关于创新对产业转型升级影响的研究,还是对两系统单独的定量评估及影响因素研究,较多以资源型城市^[17-19]、产业转型示范区^[20-21]等为案例地,落脚在长三角地区的研究相对较少.

随着 2018 年长三角一体化发展上升为国家战略,长三角一体化发展越发成为不容忽视的重要议题,对该区的研究也应更为重视。与此同时,伴随当前新一轮产业链重构、全球产业变局的窗口期到来,长三角地区作为我国最具经济活力、创新活力的区域之一,理应率先探索形成新发展格局的路径。因此本文试图做出以下几点贡献,以期丰富技术创新驱动产业转型升级这一重要议题的研究:(1)以长三角三省一市作为研究区域,采用空间杜宾模型关注技术创新对产业转型的空间效应。(2)基于不同空间权重矩阵评估技术创新对城市产业转型的作用,既作为检验研究结论稳健性的方法,又同时得到不同类型的邻域间空间规律的差异。(3)通过对长三角一体化区域 41 城与核心区 27 城进行异质性子样本分析,对比全域范围与核心区所呈规律的差异,得出因地制宜的差异化政策建议,以求更好地发挥核心区的带动作用,促进长三角一体化发展。

1 研究方法数据来源

1.1 变量选取

核心解释变量为区域创新水平(*inno*)。专利具有能全面反映发明信息、评判的标准及制度等客观条件一致、数据可获性强等优势^[22]而成为衡量创新水平的常用指标^[23-24]。我国专利包括发明专利、外观设计专利和实用新型专利 3 种类型,其中发明专利较另外两类的研发成本更高,申请程序更为复杂,保护规定更为严格且技术复杂度更高,因而更能衡量城市的实质性创新^[25],专利申请量不存在较长时间滞后周期且不易受主观条件影响^[26],同时借鉴现有研究采用相对性指标的做法^[27],选用万人发明专利申请量表征城市当期创新水平。

被解释变量为产业结构升级指数(*isu*)。产业结构高级化是地区产业层次从低水平状态向高水平状态演进,不断提高产业结构素质的过程,也可将其称为区域产业结构升级^[28],借鉴现有研究对产业结构高级化的度量,本文采用产业结构层次法,通过对第一、二、三产业产值比重依次赋予更高的权重来刻画产业结构高级化水平,具体计算公式为:

$$isu_{i,t} = \sum_{m=1}^3 \frac{Y_{i,m,t}}{Y_{i,t}} \times m. \quad (1)$$

$Y_{i,m,t}$ 表示*i*地区第*m*产业在*t*时期的产值, $Y_{i,t}$ 表示*i*地区在*t*时期三次产业全部产值。这一指标反映了根据配第-克拉克定律,产业结构由第一产业逐渐向第二、第三产业占优势地位的方向演进。*isu*值越大,说明产业结构越高级。

参考现有研究选取控制变量。经济总量增长能够引起部门结构变化,带动产业结构升级^[29]。政府干预强度可以反映政府的资金分配和投资能力。人力资源是推动经济发展的基础,优质劳动力直接作用于生产资料,带来高水平的技术水平与管理水平,直接带动产业转型升级^[13]。城镇化的发展会带来人口、资源等生产要素在不同空间上的流动、集聚与扩散,进而推动地区产业结构升级^[30]。交通基础设施是要素流动的载体和基础,其完善可以促进生产要素转移,加速地区间分工与专业化,进而影响城市产业布局与结构调整^[29]。人口作为生产要素也会伴随着经济集聚而集中^[31],人口密度可以产业集聚现象对产业转型的影响,具体衡量方法如表 1 所示。为降低异方差影响,对所有自变量进行取对数处理。

表 1 变量的定义

Table 1 Definition of variables

指标(变量)	变量符号	指标(变量)含义
产业结构升级	<i>isu</i>	产业结构层次系数
区域创新水平	<i>inno</i>	万人发明专利申请量
经济发展水平/(万元/人)	<i>pgdp</i>	人均 GDP
人口密度/(人/km ²)	<i>pop</i>	单位行政区域面积常住人口数
政府经济干预度/%	<i>gov</i>	政府公共财政支出占城市 GDP 的比例
城镇化水平/%	<i>urban</i>	城镇人口占常住人口的比重
交通基础设施建设水平/%	<i>road</i>	年末实有城市道路面积占行政区面积的比例
人力资本水平/%	<i>human</i>	普通高等学校在校学生数占常住人口的比重

1.2 空间计量模型

1.2.1 空间计量模型构建

地理空间中事物联系具有普遍性,生产要素的快速流动导致空间关联性的存在^[32],长三角地区各城市的产业转型及其各种影响因素也可能具有空间关联性,从而对周边城市相关变量产生空间溢出效应.本文引入空间面板计量模型来探讨城市技术创新对产业转型升级的影响.常用的空间面板模型包括空间面板滞后模型(SPLM)、空间面板误差模型(SPEM)和空间面板杜宾模型(SPDM),基于后文的模型检验结果,本文采用 SPDM 模型,

$$isu_{it} = \alpha + \rho \sum_{i=1}^n W_{ij} isu_{it} + \beta inno_{it} + \delta \sum_{i=1}^n W_{ij} inno_{it} + \theta \sum_{i=1}^n W_{ij} X_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

式中, isu_{it} 、 $inno_{it}$ 、 X_{it} 、 ε_{it} 分别表示第 i 个城市在第 t 年的产业结构转型升级、技术创新、各控制变量组成的向量和随机误差项情况, W_{ij} 表示空间权重矩阵, α 表示常数项, ρ 表示产业结构转型升级的空间自回归系数, β 、 δ 分别表示技术创新和控制变量向量的空间自回归系数, θ 分别表示上述解释变量的空间滞后项系数, n 为城市数量.为减弱模型中样本数据的异方差性,对各变量分别取对数进行回归.

1.2.2 空间自相关检验

空间自相关是进行空间计量分析的基础,本文采用全局自相关来描述城市产业转型的整体分布情况,以判断其在空间上是否存在集聚性,通常采用的检验统计量为全局莫兰指数(Global Moran's I),

$$\text{Global Moran's } I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{s^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}. \quad (3)$$

式中, n 表示长三角区域 41 个城市, S^2 表示样本方差, W_{ij} 表示空间权重矩阵, x_i 、 x_j 分别表示城市 i 、 j 的产业结构转型情况, \bar{x} 为样本均值.全局莫兰指数的取值范围为 $[-1, 1]$.当值为正时,表示区域产业转型情况存在空间正相关,为负则表示存在空间负相关,为 0 表示空间不相关.

1.2.3 空间权重矩阵设定

空间权重矩阵构建是进行空间计量相关分析的基础之一,为了对研究结果进行稳健性检验,全面客观反映变量的空间关联程度,本文利用两种权重矩阵进行空间计量分析:

①地理权重矩阵(W_1).采用反距离平方权重矩阵,以各地级市经纬度距离倒数的平方构建,其元素表达式为:

$$W_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^2}. \quad (4)$$

②经济地理嵌套矩阵(W_2).基于绝对位置的空间权重忽略了经济因素,基于相对位置的空间权重则没有考虑到地理位置的影响,然而在实际生活中,通常这两种因素会共同影响地区或空间单元产业的发展^[33],其表达式为:

$$W_2 = k W_d + (1-k) W_{pgdp}. \quad (5)$$

k 取值介于 0~1 之间,用于表示地理距离权重矩阵所占比重^[33],将 k 值设定为 0.5^[34]. W_d 为地理距离矩阵, W_{pgdp} 为经济距离矩阵(其元素表示 i 地区与 j 地区之间的人均 GDP 差值绝对值的倒数).

1.3 研究区域与数据来源

本文的研究时段为 2012—2021 年,研究区域为长三角地区,具体以 2019 年印发的《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》(以下简称《纲要》)所划定地区为准,共包括苏浙皖三省及上海市共三省一市全域.《纲要》明确划定其中 27 个城市为长三角核心区,用以辐射带动区域高质量发展,推进泛长三角一体化进程.本文做异质性分析时将长三角核心区 27 城所呈特征与全域进行对比,目的是识别两种范围内空间规律的异同,以便对核心区得出更具针对性的政策,更好地发挥核心地区的带动作用.本文所使用的发明专利申请量数据来源于国家知识产权局(<https://www.cnipa.gov.cn/>),测度产业结构层次系数的数据以及控制变量所需的社会经济数据主要来源于 2012—2021 年《中国城市统计年鉴》、各省市统计年鉴以及 EPSDATA 数据库(<http://www.epsnet.com.cn>),个别缺失数据通过查找各地级市统计公报、人口主要数据

公报等渠道获得,或采用线性插值法进行插补。

2 技术创新与产业结构的时空特征分析

2.1 时序演变特征

2012—2021 年长三角地区的产业结构转型发展能力总体呈现递增趋势,而技术创新能力出现较为明显的波动(如图 1 所示)。具体来看,表征城市技术创新能力的万人发明专利申请量由 2012 年持续增至 2018 年,达到峰值 19.93 之后出现了较大降幅,2019 年水平降至与 2016 年相持平,之后呈波动不定状态。原因可能在于 2018 年由美方率先打响的中美贸易摩擦直接造成了全球市场的不确定性,影响着科技和制造业领域的投资者信心和企业决策,从而使长三角地区的创新情况波及受挫。在此之后双方进行多轮谈判最终签署第一阶段贸易协议,但摩擦并未就此消除,双方在技术、地缘政治等领域的竞争仍在继续,长三角地区作为我国对方开放程度最高、创新活力最强的区域之一,其技术创新水平仍然受到国家关系的影响而呈现波动不定状态。城市产业结构升级指数由 2012 年的 228.92 上升至 2021 年的 244.14,但增长势头自 2019 年起有所放缓,转型升级水平进入到较为平稳的状态,2019 年以前的年均增长率为 0.92%,而 2020 年的增长率跌至 0.20%,甚至 2021 年出现了首次微弱的负增长。原因在于 2019 年随着全球主要经济体增速普遍放缓,中国经济也逐渐从投资和出口驱动逐渐向消费驱动转型,不断进行结构性改革,逐渐从高速增长阶段步入强调质量与可持续的新发展阶段,上述外部环境变化也会对长三角地区出口导向型产业转型升级造成压力,与此同时新冠疫情的冲击使得许多企业面临经营困难,调整产业结构的步伐也会随之放缓。总体来看,产业结构升级虽近年来涨幅减小,但整体维持在较高水平,而技术创新水平在 2018—2019 年出现较大降幅,之后形势并不稳定,说明长三角地区城市创新发展能力仍具有较大提升空间,未来应从多方面继续激活创新活力。

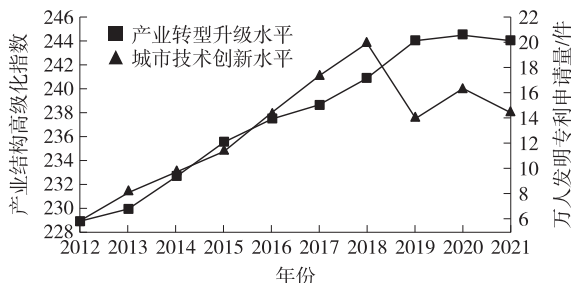


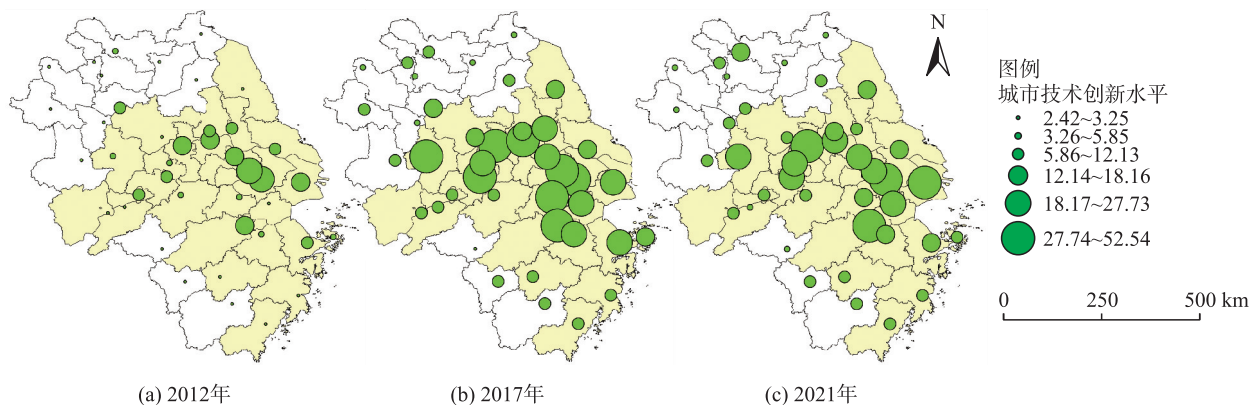
图 1 2012—2021 年长三角地区城市技术创新与产业结构转型升级演化趋势

Fig. 1 Evolutionary trend of technological innovation and industrial structure transformation and upgrading of cities in the Yangtze River Delta region, 2012-2021

2.2 空间演变特征

2.2.1 技术创新水平空间演变

利用 ArcGIS10.2 软件绘制 2012、2017 和 2021 年长三角地区发明专利申请量的空间图谱,共将其分为六级(如图 2 所示),将最高值等级为“VI”级,最低值等级称作“I”级。2012 年长三角核心区内集聚着创新高值城市,而非核心区则以低级创新城市为主。具体来看,苏州、无锡为最高值,达到“V”级,上海、南



审图号为 GS(2019)1822 号,底图边界无修改,下同。

图 2 2012—2021 年长三角地区城市技术创新水平空间演化

Fig. 2 Spatial evolution of technological innovation levels of cities in the Yangtze River Delta region, 2012-2021

京、杭州、镇江、常州次之,为“Ⅳ”级。南京—上海连线及杭州市所形成的“一点一线”地区组成区域创新水平高值地带,这些城市的经济基础在区内最为扎实,同时集聚着众多知名高校和研究机构,为创新活动提供良好的资金和智力支持。第三梯队的“Ⅲ”级城市主要集聚在上述区域周边,空间上的靠近也便于接受高值地区的辐射带动。

2017 年,各城市的技术创新水平均在原先基础上有所提高,高值城市仍旧全部分布于长三角核心区内,非核心区城市尤其是苏北、皖南局部技术创新水平为区内最低,创新动力不足。具体来看,南京、镇江、无锡、苏州、杭州、湖州、合肥、芜湖八城提升为最高“Ⅵ”级。上海、嘉兴、绍兴、宁波、泰州、马鞍山成为“Ⅴ”级城市。合肥—上海、上海—杭州、杭州—宁波三线所形成的“Z”型地区构成 2017 年的高值区域。这一时期长三角地区加大对交通基础设施的投资,高速公路、铁路和城市轨道交通加速建设,提升了区内来往的便利性和效率。区内中心城市间、中心城市与其周边城市间愈发频繁的资源流通促进了彼此资源交换和产业链共建,推进区域效率整体提高。与此同时,次一级的“Ⅳ”级城市仍旧分布于高值地带周边。

2021 年,总体分布规律保持不变,但受到区内技术创新水平波动的影响,高级创新城市数量有所减少。仅有上海、苏州、南京、杭州四城为“Ⅵ”级城市,反映区域中心城市得益于集聚着大量核心研发部门而具有相对较强的抗风险能力。无锡、嘉兴、常州、镇江、合肥、马鞍山、芜湖为“Ⅴ”级城市,高值区仍为合肥—上海、上海—杭州、杭州—宁波三线所形成的“Z”型地区。徐州市是非核心区的唯一“Ⅳ”级城市,其积极参与区域经济合作促成了技术与信息的共享,重视各类科技孵化园和产业园区等创新平台的建设也促进其资源集聚能力,因而成为非核心区的佼佼者。其余非核心城市仍旧为相对水平较低的“Ⅲ”级、“Ⅱ”级城市。

2.2.2 产业转型升级空间演变

从产业转型升级情况来看(如图 3 所示),2012 年呈现出“西北低、东南高”的格局,上海、南京、杭州为区域最高值,苏锡常地区、温州次之,南京—上海连线地区、浙江省东部为第三梯队。这些地区经济基础较好,可以为企业转型升级提供必要的资金和技术,同时经济基础好的地区产业链条较长,随着鼓励企业转型等政府政策出台,企业间由于协同效应存在更容易推动整体产业转型升级。在整个西北地区中,合肥为最高值,作为省会城市集聚着长三角西部较多的科研资源与新兴产业投资。总体来看,区域产业转型程度以上海为最高,向纵深呈圈层递减格局。

2017 年以上海为核心向内圈层递减的态势依然存在,圈层位置有所改变且各圈层的高级化指数均在原有基础上有所提升,总体上呈现“西北低、东南高”的空间格局。上海、南京、杭州以及温州为区域最高值地区,苏锡常地区、杭绍地区以及浙南地区次之,第三梯队则囊括了整个苏南以及浙江省大部。合肥市仍为西北地区的最高值点。而皖西片区因其经济发展相对滞后,传统产业占比较高,缺乏足够的资金和技术支持而为整个区域的低值集聚区。

至 2021 年各市产业结构转型程度继续提高,逐渐呈现出“北低南高”的特征。上海、南京、杭州、温州和合肥成为区内高值点,苏锡常和浙江省大部地区次之,第三梯队集中于合肥—上海连线周边地区以及苏南、浙北地区。圈层递减方向变化,浙江省为区内产业结构转型成熟地区最为密集的区域,意味着浙江省

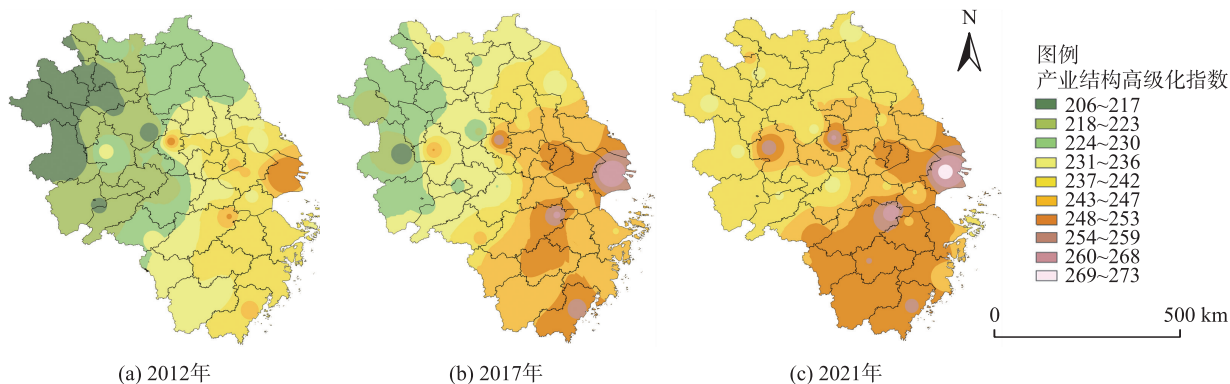


图 3 2012—2021 年长三角地区产业结构转型情况空间演化

Fig. 3 Spatial evolution of industrial structure transformation in the Yangtze River Delta region, 2012–2021

的转型速度较快,质量较高. 这与浙江省的民营经济占比高,企业灵活性较强更能快速适应市场变化有关. 而安徽省大部以及苏北成为区内相对低值区,其经济发展基础相对薄弱,传统占比仍然较高,缺乏足够的资金投入与基础设施环境,未来政府应制定针对性政策吸引高新技术企业落户.

3 技术创新水平对产业转型升级影响的实证分析

3.1 空间自相关性与模型识别

运用空间计量模型的前提是产业转型升级存在空间自相关性. 运用 stata17.0 软件对研究区内历年全局 Moran's *I* 指数测算(如表 2 所示),在两种空间矩阵下历年 Moran's *I* 指数均为正值且各年份均通过 10% 水平下的检验,其中绝大多数年份通过了 5% 水平下的检验. 在两种空间矩阵下具有较强的正向空间自相关性,也反映了城市产业转型升级的空间自相关特征不仅可以通过地理距离上的差异来体现,还可以通过地理经济综合作用下的差异来反映.

表 2 2012—2021 年产业结构转型升级水平的莫兰指数

Table 2 Moran's index of the level of transformation and upgrading of the industrial structure, 2012-2021

年份	W_1		W_2		年份	W_1		W_2	
	<i>I</i>	<i>p</i> -value	<i>I</i>	<i>p</i> -value		<i>I</i>	<i>p</i> -value	<i>I</i>	<i>p</i> -value
2012	0.353	0.000	0.136	0.000	2017	0.280	0.000	0.107	0.000
2013	0.347	0.000	0.134	0.000	2018	0.256	0.000	0.096	0.000
2014	0.352	0.000	0.139	0.000	2019	0.107	0.041	0.029	0.026
2015	0.326	0.000	0.129	0.000	2020	0.137	0.013	0.042	0.006
2016	0.303	0.000	0.118	0.000	2021	0.098	0.057	0.022	0.051

局部 Moran's *I* 指数散点图可以清晰地反应空间集聚特征. 作历年 Moran's *I* 指数散点图,取首年与末年进行截面展示(如图 4 所示)可知,大多数城市落在第一象限与第三象限,呈现出高-高集聚或低-低集聚的空间相关性.

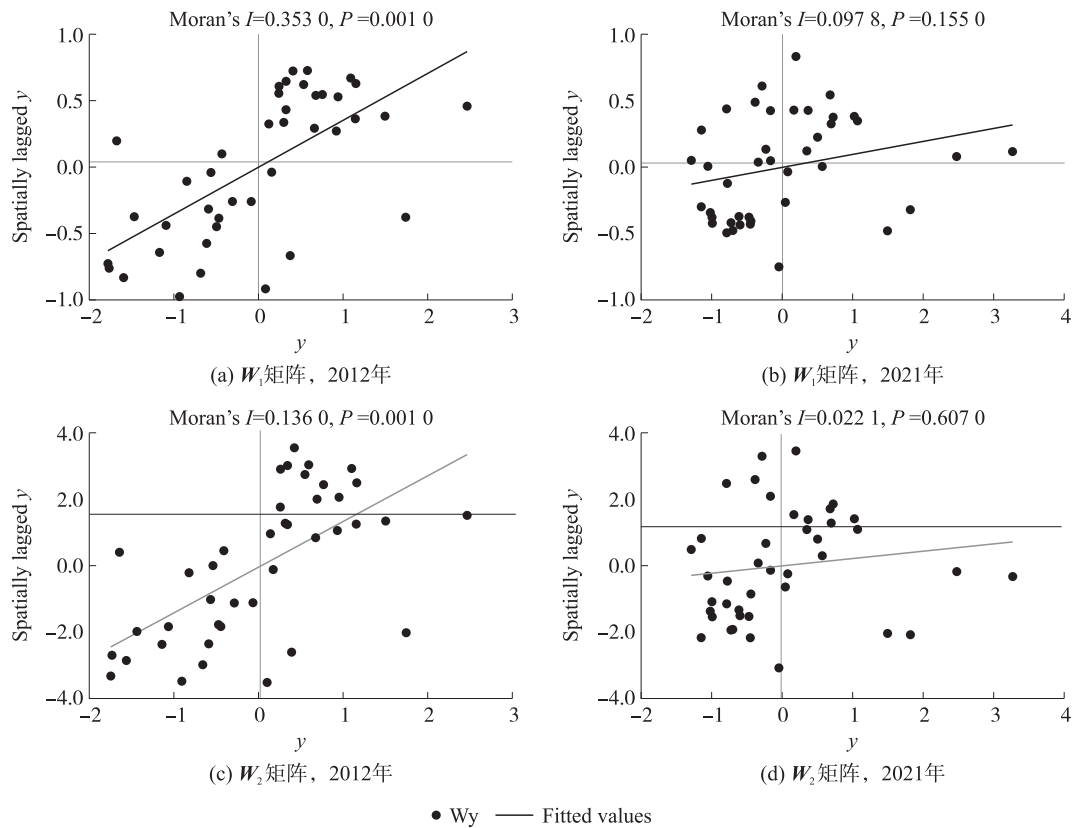


图 4 个别年份莫兰指数散点图

Fig. 4 Scatter plot of Moran's index for individual years

为保证模型的科学性,本文采用 LM 检验、Wald 检验、LR 检验和 Hausman 检验方法(如表 3 所示),以选取适当的计量模型. 首先,LM 检验中所有统计量对应的 p 值均在 1%的水平下显著,表明需要引入空间变量来探讨技术创新与产业转型水平的关系. 其次,LR 检验和 Wald 检验所有统计量对应的 p 值同样均在 1%水平下显著,表明不能将 SPDM 模型退化为 SPLM 模型或 SPEM 模型. 最后,运用 Hausman 检验,发现长三角地区全域下,所有统计量对应的 p 值依旧均在 1%水平下显著,表明应使用包含时间和城市双向固定的 SPDM 模型. 而核心区检验结果显示 Hausman 检验统计量呈负值,参照已有研究^[35],此时仍旧应选择时空双固定效应. 总体而言,对全域与核心区检验结果一致,均应使用时空双向固定的 SPDM 模型.

表 3 计量模型的统计检验结果
Table 3 Results of statistical tests of econometric models

检验方法	长三角地区全域		长三角核心区		检验方法	长三角地区全域		长三角核心区	
	W_1	W_2	W_1	W_2		W_1	W_2	W_1	W_2
LM(lag) test	46.851 ***	51.703 ***	20.043 ***	30.712 ***	LR_spatial_error	33.98 ***	61.93 ***	46.11 ***	52.79 ***
Robust LM(lag) test	50.087 ***	54.760 ***	21.011 ***	32.253 ***	Wald_spatial_lag	31.68 ***	55.58 ***	33.43 ***	42.82 ***
LM(error) test	26.443 ***	20.657 ***	6.911 ***	8.091 ***	Wald_spatial_error	38.95 ***	65.60 ***	39.81 ***	48.99 ***
Robust LM(error) test	29.679 ***	23.714 ***	7.880 ***	9.632 ***	Hausman test	65.81 ***	30.91 ***	-32.81	-14.94
LR_spatial_lag	33.31 ***	60.99 ***	36.81 ***	47.80 ***					

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著,下同.

3.2 技术创新对产业转型升级影响的空间效应

3.2.1 空间效应初步分析

运用 Stata17.0 软件对长三角地区 41 城进行基于时间和城市双向固定的 SPDM 模型估计,在前文所述地理权重矩阵和经济地理嵌套矩阵两种空间权重矩阵下加入核心解释变量及各控制变量构成模型 1、模型 2,回归结果如表 4 所示. 表中 ρ 为因变量空间滞后项系数,其在模型 1、模型 2 中均显著为正再次印证因变量在两类空间权重矩阵下均存在正向空间依赖; R^2 评估模型对因变量的解释能力,值越大解释能力越强; $city$ 与 $year$ 标记为“ Yes ”,表明模型同时考虑了城市、时间双向固定效应. 本文为降低异方差影响,对所有变量取自然对数处理.

表 4 技术创新对产业结构转型升级影响的总体回归结果

Table 4 Overall regression results of the impact of technological innovation on the transformation and upgrading of industrial structure

变量	模型 1(W_1)	模型 2(W_2)	变量	模型 1(W_1)	模型 2(W_2)
$\ln inno$	0.430 (0.391)	0.851 ** (0.416)	$w \times \ln pop$	1.740 (3.851)	-19.120 (12.499)
$\ln gdp$	5.517 *** (1.437)	6.501 *** (1.550)	$l \times \ln gov$	-7.703 ** (3.816)	-37.737 *** (10.033)
$\ln pop$	-1.474 (1.107)	-1.474 (1.210)	$w \times \ln urban$	4.957 (10.194)	33.105 (30.430)
$\ln gov$	1.736 (1.460)	1.919 (1.549)	$w \times \ln road$	-10.334 *** (2.741)	-15.759 * (8.078)
$\ln urban$	7.352 ** (3.308)	6.640 * (3.602)	$w \times \ln human$	3.679 (2.839)	-1.836 (9.223)
$\ln road$	1.713 ** (0.789)	1.115 (0.873)	ρ	0.652 *** (0.064)	0.471 *** (0.140)
$\ln human$	-2.591 *** (0.920)	-2.450 ** (1.027)	R^2	0.587	0.471
$w \times \ln inno$	2.861 *** (1.093)	12.241 *** (3.142)	$year$	Yes	Yes
$w \times \ln gdp$	3.485 (3.897)	10.785 (9.933)	$city$	Yes	Yes

从核心解释变量的空间交互项回归结果来看,存在显著的空间传导效应,模型 1 的 $w \times \ln inno$ 项系数为 2.861,模型 2 中 $w \times \ln inno$ 项系数为 12.241,且均显著. 这表明,就长三角全域而言,邻近城市的技术创新会通过地理空间或经济空间机制促进本地的产业高级化. 地理邻近,或同时兼具经济联系紧密的城市易于在产业链不同环节形成垂直的创新关联^[36],从而使邻近其他城市技术创新通过产业链关联的方式传导至本地产业结构中,产生对本地产业更新迭代的促进. 地理邻近城市产生 1 单位的技术创新,便会对本地区产业结构升级产生 2.861 个单位的推动,而经济水平相近的邻近城市产生 1 单位的技术创新则会对本地产业结构升级产生 12.241 个单位的促进. 可以看出城市技术创新在兼具经济水平相当、地理距离邻近

两种条件下的城市间空间溢出效果更加明显。

就控制变量的本地效应而言,区域经济水平与城镇化水平对本地的产业结构转型具有显著正向影响,促进产业结构高级化。而以普通高等院校在校生人数衡量的区域人力资本水平却对产业结构升级具有显著负向影响,说明即使本地普通高等院校在校生人数较多,但人力资源储备并没有很好地服务于产业结构转型升级,存在着人才供给与产业结构调整需求不匹配的现象,反而有可能使现有产业结构更加固化。也有可能是本地对新型人才的吸引力不足,导致在校生转化为本地从业人员的转化率不高。从控制变量的空间效应来看,政府干预与交通基建水平两因子具有显著负向影响,说明其他城市的政府管控力度越强、交通道路基础条件越好,越会通过地理空间或经济地理空间机制对本地产业结构转型起到抑制作用。政府干预越强可能会限制要素在邻近城市间的自由流动,市内道路越密集越有利于城市内部的要素集聚,从而不利于对其他城市产生传导效应。

3.2.2 空间效应分解

为深入探讨长三角地区城市技术创新对产业转型升级的空间效应,借助偏微分分解法将空间效应进一步分解为直接效应和间接效应,其中直接效应为解释量变动对自身被解释量的影响,间接效应则为该解释量变动对周边城市被解释量的影响。由于控制变量效应并非本文讨论重点,回归结果仅展示核心自变量效应(如表5所示)。长三角地区城市技术创新对产业转型升级的直接效应与间接效应均显著为正,表明区域内城市技术创新水平的提升既能促进自身的产业转型升级,又能对邻近城市产生积极影响。根据模型1结果显示,在长三角地区,地理邻近城市每产生1个单位的技术创新,自身产业结构便会因此得到8.594个单位的推动。而产生创新的城市本身会得到0.807个单位的推动。根据模型2结果显示,经济水平相近的邻近城市技术创新水平每提升1个单位,自身会得到24.484个单位的推动,创新城市本身则会得到1.241个单位的推动。两模型结果显示的共同点为,城市技术创新产生的间接效应远大于直接效应,因此城市技术创新的空间效应不容忽视。两模型结果显示的不同点在于,模型2无论是直接效应结果还是间接效应结果均大于模型1,再次说明相比于单纯地理邻近城市,技术创新在兼备经济水平相当、地理距离相近的城市之间可以对产业结构转型产生更大的空间溢出。

表5 技术创新对产业转型升级的空间效应分解

Table 5 Decomposition of spatial effects of technological innovation on industrial transformation and upgrading						
参数	直接效应		间接效应		总效应	
	模型 1(W_1)	模型 2(W_2)	模型 1(W_1)	模型 2(W_2)	模型 1(W_1)	模型 2(W_2)
$\ln inno$	0.807** (0.402)	1.241*** (0.451)	8.594*** (3.001)	24.484*** (9.035)	9.401*** (3.093)	25.725*** (9.179)

3.3 区域异质性分析

3.3.1 初步对比

为探讨长三角全域与核心区可能存在的规律差异,基于长三角核心区27城,分别在地理权重矩阵与经济地理嵌套矩阵下加入核心解释变量与控制变量形成模型3、模型4。同样省略控制变量的效应结果,表6显示了模型1~模型4回归结果的对比。

表6 不同地域下技术创新对产业结构转型升级影响的回归结果对比

Table 6 Comparison of regression results on the impact of technological innovation on industrial structure transformation and upgrading under different geographical areas				
参数	长三角地区全域		长三角核心区 27 城	
	模型 1(W_1)	模型 2(W_2)	模型 3(W_1)	模型 4(W_2)
$\ln inno$	0.430(0.391)	0.851** (0.416)	0.988** (0.440)	0.988** (0.440)
$w \times \ln inno$	2.861*** (1.093)	12.241*** (3.142)	2.253(1.407)	8.782** (3.664)
ρ	0.652*** (0.064)	0.471*** (0.140)	0.422*** (0.097)	0.420*** (0.154)
R^2	0.587	0.471	0.346	0.301
$year$	Yes	Yes	Yes	Yes
$city$	Yes	Yes	Yes	Yes

根据模型 1~模型 4 的空间相关系数可知,在两种地域范围下,城市产业转型情况均会受到地理距离邻近城市、经济联系紧密的邻近城市技术创新的正向影响. 模型 4 的回归结果大于模型 3 且显著性更强,说明同长三角全域范围内一样,核心区范围仍然符合经济地理溢出机制效果大于地理机制溢出效果的规律. 不同研究范围、不同空间权重矩阵下回归结果具有相似规律说明本文设定模型具有一定稳健性.

3.3.2 非线性规律对比

如表 6 所示,模型 1 中核心变量的本地效应不显著,模型 3 中核心变量的空间效应并不显著. 当核心变量对被解释变量的线性影响不显著时,尝试引入二次核心变量以探讨二者之间是否存在非线性关系^[26]. 尝试引入二次项后发现非线性关系仍不明显,参照文献[37],继续引入核心解释变量的三次项探讨可能存在的非线性影响. 在长三角全域范围内,分别在地理权重矩阵和经济地理嵌套矩阵下加入核心变量的二次和三次项形成模型 5、模型 6. 在长三角核心区内,分别在上述两矩阵下加入核心变量的二次与三次项形成模型 7、模型 8. 并继续将模型 5~模型 8 效应进行分解,省去控制变量效应,将两区域城市技术创新对产业转型升级的影响规律做对比分析(如表 7 所示).

表 7 不同地域下技术创新对产业结构转型升级的空间溢出效应分解结果

Table 7 Decomposition results of spatial spillover effect of technological innovation on industrial structure transformation and upgrading under different geographical ares					
地区	模型	效应类别	$\ln inno$	$(\ln inno)^2$	$(\ln inno)^3$
长三角全域 41 城	模型 5(W1)	直接效应	2.783 *** (0.857)	-1.425 *** (0.505)	0.245 *** (0.090)
		间接效应	15.375 ** (7.446)	-4.862 (4.494)	0.869 (0.809)
		总效应	18.159 ** (7.708)	-6.287 (4.723)	1.114 (0.853)
	模型 6(W2)	直接效应	2.999 *** (1.018)	-1.308 ** (0.570)	0.242 ** (0.101)
		间接效应	45.444 * (26.485)	-12.636 (13.391)	2.328 (2.217)
		总效应	48.443 * (26.917)	-13.944 (13.651)	2.570 (2.265)
长三角核心区 27 城	模型 7(W1)	直接效应	1.160 (1.250)	-0.195 (0.663)	0.067 (0.107)
		间接效应	10.967 * (5.885)	-4.746 (3.064)	0.858 * (0.508)
		总效应	12.127 * (6.291)	-4.941 (3.375)	0.924 (0.563)
	模型 8(W2)	直接效应	3.345 * (1.854)	-1.223 (0.916)	0.233 (0.146)
		间接效应	85.751 ** (39.450)	-35.885 ** (17.532)	5.431 ** (2.618)
		总效应	89.095 ** (40.824)	-37.108 ** (18.194)	5.664 ** (2.724)

首先,在全域范围内,模型 5 与模型 6 的直接效应的非线性规律较为相似,均显示为“正向显著—负向显著—正向显著”的阶段性关系. 说明在长三角地区全域内,城市技术创新对其自身产业转型升级产生的影响均呈现“先促进—后抑制—再促进”的效应. 表明在技术创新水平总体较低时,每城市单位创新水平的提升都会带来对自身产业结构转型升级的显著推动. 而当创新水平突破一定阈值,则存在一定的技术“回弹效应”,对一定程度上抑制产业结构的转型. 当技术水平继续提升,突破新的界限后,则会再次助力推动产业结构转型升级. 总体呈现“上升—下降—上升”的“N”型曲线规律. 继而对比模型 5 与模型 6 的间接效应可知,一阶变量显示效应均为正向显著,而高阶核心变量均无明显表现. 说明全域内地理邻近城市间以及经济—地理邻近城市间,技术创新对产业转型升级的空间溢出十分明显,但随着技术创新水平增长空间溢出效应如何变化还不甚明显.

在核心区范围内,对比模型 7 与模型 8 的直接效应,均无明显的非线性规律. 模型 8 的直接效应中一次项正向显著,后续则不明显. 模型 7 的直接效应则全部不明显. 对比模型 7、模型 8 的间接效应可知,模型 7 的间接效应呈现“显著促进—不显著—显著促进”的规律,表明在核心区的地理邻近城市之间,技术创新的空间溢出效应具有“平台期”,起初创新水平的提升促进着周边城市的产业转型升级,然而到一定程度时这种作用的发挥不再明显,需继续提升城市技术创新水平直至突破阈值后才会继续带来城市间的空间溢出. 模型 8 的间接效应呈现出“正向显著—负向显著—正向显著”的结果,这表明在核心区范围内经济水平相近的地理邻近城市之间,随着城市技术创新水平的不断提高,会对其他城市的产业结构转型起到“先促进—后抑制—再促进”的作用,二者的非线性关系呈“N”型. 究其原因可能在于第一阶段,同时符

合地理、经济水平邻近两条件的城市间不仅交通来往便捷,还存在较强的产业关联,其中一方获得技术上的突破可以通过密切相关的贸易往来或产业链上下游联系迅速传播,从而带动另一城市的产业结构通过市场机制、要素交流以及人员往来等迅速做出改变与调整。而随城市创新水平提升至第二阶段,此时率先发生创新的城市积累了一定的先发优势,虹吸效应明显,吸引着更多资源要素的集中,与地理邻近且经济往来频繁的城市产生资源的争夺,从而对这些地区的产业结构转型产生不利影响。当创新水平继续提升至突破新的门槛值时,区域涓滴效应逐渐显现,创新水平高的地区与地域邻近、经济水平相近的城市间容易形成互相利用比较优势的合作关系,或通过创新水平高值城市的产业梯度转移从而促进相对落后城市的产业高级化,区域逐渐接近以城市间合作共赢为主的高水平协同发展。

总体来说,同一区域的不同空间矩阵下回归结果具有相似性。而对比两区域规律可知,在长三角全域内,直接效应呈现“N”型曲线规律,而间接效应无明显规律。在长三角核心区范围内则相反,核心区空间溢出规律较明显,呈现非线性规律,但自我促进效应较低,直接效应无明显规律可循。这体现了核心区与泛长三角地区仍然存在的明显异质性,区域一体化推进仍有提升空间。

4 结论

4.1 研究结论

本文在合理评估长三角地区城市技术创新水平和产业结构转型情况的基础上,分析了二者的时空演化特征,继而探讨了地级市的技术创新水平对产业转型升级的空间效应,并对效应进行分解,最后对比核心区与全域呈现规律的异同,主要得到以下结论:

(1)时序演变上,长三角地区城市产业转型水平总体呈递增趋势但近年来增速放缓。技术创新呈现先上升后波动下降的趋势。空间格局上,产业结构转型水平高值地区由南京—上海连线和杭州组成的“一点一线”扩至合肥—上海、上海—杭州、杭州—宁波三线组成的“Z”型地区。创新水平则由“以上海为最高值,从东南向西北圈层递减”转变为“以上海为最高值,自南向北圈层递减”。

(2)在长三角地区,邻近城市的技术创新通过地理空间或经济空间机制促进本地的产业高级化,且邻域间的空间溢出效应远大于城市自身的影响。

(3)在长三角全域与核心区内,技术创新在兼具经济水平相当的邻近城市间的溢出会比单纯地理邻近的城市间更强烈。

(4)长三角全域内,随着城市技术创新水平不断提升,对自身产业结构影响呈现出“先促进—后抑制—再促进”的“N”型曲线关系,而其空间溢出并不具有明显非线性规律。长三角核心区内则相反,地理邻近城市之间创新的空间溢出呈现“促进—不明显—再促进”的效果,在符合两种邻近的城市间,创新的空间溢出呈现“N”型曲线效果,对自身的影响并不具有明显的非线性规律。

4.2 政策启示

通过本文研究,产生以下几点政策启示,以期对长三角一体化发展作出贡献。

(1)空间效应可以达到更为显著推动效果,应放眼空间,重视城市之间的相互影响。尤其是在经济水平相近且地理邻近城市之间要特别关注技术创新的流动问题,通过交通基础设施互联互通等方式促进创新成果的溢出,使地区达到一荣俱荣的局面。合肥—上海、上海—杭州、杭州—宁波三线所围的“Z”型地区组成区域创新水平高值集聚区,兼具地理邻近与经济水平邻近两条件,容易在区内形成相互溢出,消除“Z”型地区的城市行政壁垒便于区内互相影响,保持长期稳定繁荣,做区域发展排头兵引领全域发展。

(2)全域和核心区的不同点主要体现在技术创新的非线性作用上,核心区城市随创新水平不断提升,其对邻域的影响有着“正面—负面—正面”阶段性特征,说明空间效应具有“平台期”,在大力推进核心区城市间交流互动的同时要注意空间影响的阶段性。首先,应坚定不移地鼓励有能力的先发城市产生创新,同时要关注先发城市与邻域城市在创新过程中的产业链合作情况,以及创新技术产出、应用的流通。当发现先发城市的可能产生“虹吸效应”阻碍本地产业转型升级过程时,应通过政府干预及时调整,引导资源向后发城市倾斜或共建区域合作产业园区等措施进行平衡,促使城市间利用各自的比较优势达成高水平互利共赢,以减轻虹吸效应的影响。

[参考文献](References)

- [1] 周忠民. 湖南省科技创新对产业转型升级的影响[J]. 经济地理, 2016, 36(5): 115-120.
- [2] 张婷, 林桂军. “双循环”经济背景下市场一体化对产业转型的影响: 兼论有为政府与有效市场的协同效应[J]. 北京社会科学, 2023(2): 73-87.
- [3] 何斌锋. 科技创新对产业结构转型的驱动作用探讨:《科技创新与产业转型研究》评述[J]. 商业经济研究, 2022, 41(17): 193.
- [4] 陈聪, 韩仪湘. 关于技术进步与经济增长关系的文献综述[J]. 商业时代, 2009, 28(11): 12.
- [5] VARUM C A, CIBRÃO B, MORGADO A. R&D, structural change and productivity: the role of high and medium-high technology industries[J]. *Economia Aplicada*, 2009, 13(4): 399-424.
- [6] EVANGELISTA R, VEZZANI A. The economic impact of technological and organizational innovations: A firm-level analysis[J]. *Research Policy*, 2010, 39(10): 1253-1263.
- [7] BELL M, ALBU M. Knowledge systems and technological dynamism in industrial clusters in developing countries[J]. *World Development*, 1999, 27(9): 1715-1734.
- [8] 张银银, 邓玲. 创新驱动传统产业向战略性新兴产业转型升级: 机理与路径[J]. 经济体制改革, 2013, 4(5): 97-101.
- [9] 周叔莲, 王伟光. 科技创新与产业结构优化升级[J]. 管理世界, 2001, 17(5): 70-78.
- [10] 万君康, 陈全国. 试论依靠科技创新推进产业结构调整及优化升级[J]. 经济经纬, 2002, 19(2): 13-17.
- [11] 王伟, 孙雷. 区域创新系统与产业转型耦合协调度分析: 以铜陵市为例[J]. 地理科学, 2016, 36(2): 204-212.
- [12] 李业锦, 刘潇忆, 王嘉宁, 等. 科技创新对产业转型升级的影响: 以我国首批产业转型升级示范区为例[J]. 城市发展研究, 2022, 29(9): 108-117.
- [13] 沈琼, 王少朋. 技术创新、制度创新与中部地区产业转型升级效率分析[J]. 中国软科学, 2019, 34(4): 176-183.
- [14] 徐卫华, 何宜庆, 钟慧安. 金融深化、科技创新与产业结构优化升级: 基于我国30个省市1997~2014年面板数据分析[J]. 金融与经济, 2017, 38(3): 13-19.
- [15] 龚轶, 顾高翔, 刘昌新, 等. 技术创新推动下的中国产业结构进化[J]. 科学学研究, 2013, 31(8): 1252-1259.
- [16] 尚勇敏, 曾刚. 科技创新推动区域经济发展模式转型: 作用和机制[J]. 地理研究, 2017, 36(12): 2279-2290.
- [17] 郭艺, 曹贤忠. 高铁建设对特殊类型地区产业转型升级的影响: 来自资源型城市的证据[J]. 地理研究, 2023, 42(5): 1326-1342.
- [18] 任嘉敏, 郭付友, 赵宏波, 等. 黄河流域资源型城市工业绿色转型绩效评价及时空异质性特征[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(6): 151-160.
- [19] 李虹, 邹庆. 环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究: 基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J]. 经济研究, 2018, 53(11): 182-198.
- [20] 刘钊, 吴蓉. 数字经济驱动典型工业化城市转型升级的实证研究: 以国家产业转型升级示范区为样本[J]. 科技管理研究, 2023, 43(3): 176-184.
- [21] 薛飞, 周民良, 刘家旗. 产业转型升级能否降低碳排放? 来自国家产业转型升级示范区的证据[J]. 产业经济研究, 2023, 22(2): 1-13.
- [22] 苏屹, 林周周. 区域创新活动的空间效应及影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34(11): 63-80.
- [23] 闫东升, 韩孟孟, 孙伟. 长江三角洲创新发展空间溢出效应的测度与分解[J]. 自然资源学报, 2022, 37(6): 1455-1466.
- [24] 周灿, 曾刚, 宓泽锋, 等. 区域创新网络模式研究: 以长三角城市群为例[J]. 地理科学进展, 2017, 36(7): 795-805.
- [25] 金培振, 殷德生, 金桩. 城市异质性、制度供给与创新质量[J]. 世界经济, 2019, 42(11): 99-123.
- [26] 马海涛, 王柯文. 城市技术创新与合作对绿色发展的影响研究: 以长江经济带三大城市群为例[J]. 地理研究, 2022, 41(12): 3287-3304.
- [27] SONG Y, ZHANG X, ZHANG M. The influence of environmental regulation on industrial structure upgrading: Based on the strategic interaction behavior of environmental regulation among local governments[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2021, 170: 120930.
- [28] 丁四保, 王荣成. 区域经济学[M]. 北京: 高等教育出版社, 2003.
- [29] 生延超, 徐珊, 李倩, 等. 环境规制赋能黄河流域产业结构升级: 供给优化抑或需求牵引[J]. 地理科学进展, 2023, 42(6): 1039-1054.
- [30] 邓翔, 任伊梦, 玉国华. 低碳城市建设与产业结构优化升级: 来自低碳城市试点工作的经验证据[J]. 软科学, 2023, 37

(2):10-19.

- [31] 闫东升,王玥,孙伟,等. 区域经济增长驱动因素与空间溢出效应的对比研究[J]. 地理研究,2022,40(11):3137-3153.
- [32] 樊元,刘云啟,李瑞杰. 空间计量模型的演化研究综述[J]. 统计与决策,2016,32(20):35-39.
- [33] 梁琦,肖素萍,李梦欣. 数字经济发展、空间外溢与区域创新质量提升:兼论市场化的门槛效应[J]. 上海经济研究,2021,40(9):44-56.
- [34] 邵帅,李欣,曹建华,等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择:基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究,2016,51(9):73-88.
- [35] 连玉君,王闻达,叶汝财. Hausman 检验统计量有效性的 Monte Carlo 模拟分析[J]. 数理统计与管理,2014,33(5):830-841.
- [36] 程丹亚,曾刚. 长三角区域绿色技术创新对工业二氧化碳排放影响的空间效应研究[J]. 长江流域资源与环境,2023,32(6):1152-1164.
- [37] 明庆忠,邹建琴. 边疆地区基础设施对旅游高质量发展的非线性影响及空间溢出效应:基于动态空间杜宾模型的实证分析[J]. 广西社会科学,2022,38(8):9-21.

[责任编辑:陈 庆]