DOI：10.19789/j.1004-9398.2023.04.011
文献引用：冉丹，吕拉昌．环境规制对技术创新的空间效应及其区域异质性影响研究[J]．首都师范大学学报（自然科学版），2023，44（4）：68-77.
RAN D，LYU L C. Spatial effects and regional heterogeneity of environmental regulation on technological innovation[J]. Journal of Capital Normal University（Natural Science Edition），2023，44（4）：68-77.

环境规制对技术创新的空间效应及其区域异质性影响研究*

冉　丹，吕拉昌**

（首都师范大学资源环境与旅游学院，北京　100048；北京城市创新与发展研究中心，北京　100048）

摘要：环境规制与技术创新的关系是当前学术界研究的热点，也是新时期推进经济与环境双赢发展的重要抓手。本文从非线性的空间关系视角出发，通过构建空间自相关模型和空间杜宾模型，在分析环境规制与技术创新二者空间关联的基础上，实证环境规制的技术创新空间效应，并进一步探讨了东部、中部、西部3个区域环境规制对本地、邻地技术创新的非线性影响状况及其机制。研究发现：（1）环境规制存在技术创新的空间效应。3个区域的环境规制并非始终对本地技术创新起着激励作用，均表现出先扬后抑的倒U型特征；而其邻地效应的空间异质性特征较为突出，东部地区与本地效应一致、呈现倒U型特征，中、西部则为正U型变化；东部、中部和西部的大多省域位于环境规制的负外部性阶段、阻碍着本地与邻地技术创新发展。（2）在作用机制上，环境规制对本地技术创新的影响情况主要遵循成本效应，是成本-收益权衡取舍的结果；在邻地影响中，环境规制的空间溢出发挥作用，是间接性溢出与直接性溢出力量作用的结果，其分别作用于东部、中西部地区。（3）技术创新是多种因素共同作用的结果，除环境规制外，人力资本、对外开放和研发投入也将显著的作用于区域技术创新。由此，提出相关建议为区域环境治理与经济高质量发展提供参考。

关键词：环境规制；技术创新；区域异质性；空间效应
中图分类号：X322；F124.3　　**文献标识码**：A

Spatial effects and regional heterogeneity of environmental regulation on technological innovation*

RAN Dan，LYU Lachang**

（College of Resources Environment and Tourism，Capital Normal University，Beijing　100048；
Research Center for Urban Innovation and Development，Beijing　100048）

Abstract：The relationship between environmental regulation and technological innovation is a hot topic in current academic circles，and also an important starting point to promote the “win-win” development of economy and environment in the new era. From the perspective of nonlinear spatial relationship，this paper constructs spatial autocorrelation model and spatial Dubin model，and analyzes the spatial correlation between environmental regulation and technological innovation，then demonstrates the spatial effect of environmental regulation on technological innovation，and further

收稿日期：2022-08-18
* 国家自然科学基金项目（41971201）
** 通信作者：lachanglu@163.com

discusses the nonlinear influence of environmental regulation in eastern, central and western regions on local and neighboring technological innovation and its mechanism. The results show that: (1) environmental regulation has the spatial effect of technological innovation. Environmental regulations in the three regions do not always play an incentive role in local technological innovation, and all of them show an inverted U-shaped feature of increasing first and then suppressing. However, the spatial heterogeneity of environmental regulation on technological innovation in the neighborhood is more prominent. The eastern region is consistent with the local effect and shows an inverted U-shape, while the central and western regions show a positive U-shape. Most provinces in eastern, central and western regions are in the stage of negative externality of environmental regulation, which hinders the development of local and neighboring technological innovation. (2) From the perspective of mechanism of action, the impact of environmental regulation on local technology innovation is mainly manifested as cost effect, and is the result of cost-benefit balance. The impact of environmental regulation on technological innovation in the neighborhood is the spatial overflow of environmental regulation. This effect is the result of indirect spillover and direct spillover forces, which affect the eastern and western regions respectively.(3) Technological innovation is the result of multiple factors. In addition to environmental regulation, human capital, opening to the outside world and R&D investment will also significantly affect regional technological innovation. Therefore, relevant suggestions are put forward to provide reference for regional environmental governance and high-quality economic development.

Keywords: environmental regulation; technological innovation; regional heterogeneity; effect in space

CLC: X322; F124.3　　**DC**: A

0　引　言

改革开放以来,中国创造了经济高速平稳发展的奇迹,与此同时长期高投入、高消耗和高排放所带来的环境问题也日益凸显[1-2],成为经济与环境双赢发展的重大阻碍。在寻求经济高质量发展的道路上,遏制和改善环境问题刻不容缓。创新作为中国新发展理念的重要组成部分,是引领发展的第一动力,尤其是以持续发展为导向的技术创新,在推动国家和地区经济高质量发展中扮演着重要作用,长期来看,也是解决环境污染问题的有效手段[3]。依靠技术创新推动经济与环境双赢发展已成为共识。然而,由于环境问题自身具有负外向性特征和公共产品性质,同时存在技术创新的不确定性以及知识的不对称性等因素,致使市场难以依靠自身机制缓解环境问题,为弥补缺陷,政府制定并实施了相应的环境规制方案,以激励各经济主体通过技术创新来解决环境问题[4]。通过环境规制手段倒逼或激励企业增加清洁生产的创新研发投入,以推动环境友好发展,这是制定和实施环境规制的初衷。针对政府制定的环境规制在实际运作中能否激励技术创新这一问题,学者们展开了相应研究。

环境规制与技术创新的关系争论已久,至今尚未达成共识。传统经济学认为环境规制会阻碍技术创新。环境规制存在挤占效应,在给定资本条件下,环境规制增加的减排成本将挤占原本可用于研发创新的资本,抑制技术的创新[5-6]。而波特假说提出,技术创新带来的补偿效益将超过前期创新投入成本,在适宜的环境规制条件下,作为追求利益最大化的企业将会加大技术创新的投入,促进技术的创新[7-8]。环境规制与技术创新也随之形成相应的正、负向线性关系。近年来,部分学者试图将环境规制与技术创新的关系看作是挤占效应和补偿效益相互权衡的结果[9],其变化会随着规制时间、强度和外部环境的变化而变化。不同环境规制强度下的企业往往会根据成本-收益进行权衡取舍,或遵循挤占效应,抑制作用为主导;或营造补偿效益,促进作用为主导。此时,环境规制对技术创新影响可能存在先抑制后促进[10-11]或先促进后抑制[12]的非线性结果。这一观点逐渐受到众多学者的认可,然而对于不同环境规制强度下,区域存在具体的U型、还是倒U型非线性影响仍处于探索中。

面对环境污染治理,任何地区都不能独善其身,把握环境规制与其他地区技术创新的关系变得尤为重要,尤其是邻近地区,地理相邻的空间观测对象具有更强的相关性[13]。现有研究多关注同一地区环境规制的技术创新效应,虽有少量文献展开了环境规制与邻地技术创新关系的探讨,但多从污染产业转移视角出发,认为高环境规制诱发污染就近转移,从而对邻地技术创新产生影响[14-15]。然而,地区间模仿和博弈行为的存在[16],以及环境规制和技术创新表现出显著的空间溢出效应[17],仅从外部污染转移视角考虑地区间二者的关系可能有所偏差,也可能低估环境规制的作用[18]。直接从环境规制、技术创新自身的空间溢出效应着手,来探索环境规制对邻地技术创新的影响是不可或缺的,但现有研究鲜有涉及。同时,我国地区之间存在显著的经济发展水平、环境污染程度、产业结构和政府治理能力等差异,区域异质性影响也应纳入考察。

本研究以中国29个省(市、区)为研究区域、选取2010—2019年为研究期,基于非线性的空间关系,探讨环境规制的本地-邻地技术创新效应,其中在邻地效应中,有别于以往从污染产业转移入手,研究试图直接从空间溢出效应着手,引入空间计量模型分析环境规制对邻地技术创新的影响,探讨其形成影响的作用路径(间接性溢出、直接性溢出),充分考虑环境规制对技术创新的空间溢出效应;同时将区域异质性纳入考察,对比研究东部、中部和西部地区环境规制对技术创新的异质性影响,从空间关系着手,试图探讨其异质性存在的机制,以为进一步优化环境规制政策和提高区域技术创新能力,实现经济与环境协调发展提供参考。

1 研究方法和数据来源

1.1 研究方法与模型构建

1.1.1 空间相关性分析

双变量空间自相关是研究空间关系的重要方法,也是进行空间计量的基础,在描述2个地理要素的空间关联和依赖特征上具有较高实用性和有效性[19]。借鉴已有的研究方法[20],选用双变量莫兰指数(Moran's I)来解释环境规制水平与技术创新能力的空间相关性及其集聚特征,包括全局双变量空间自相关和局部双变量空间自相关,研究主要使用前者来反映二者的整体空间关联和差异程度,其表达式为[21]

$$\text{Moran's } I = \frac{n\sum_{i=1}^{n}\sum_{j\neq 1}^{n}\boldsymbol{W}_{ij}Z_i^{\mathrm{E}}Z_j^{\mathrm{I}}}{(n-1)\sum_{i=1}^{n}\sum_{j\neq 1}^{n}\boldsymbol{W}_{ij}}, \tag{1}$$

式中:n为样本容量,n=29;i和j代表不同省(市);Z_i^{E}、Z_j^{I}分别为地区i的环境规制强度和地区j的技术创新水平;$\boldsymbol{W}$代表空间邻接权重矩阵,2个区域相邻为1,否则为0。Moran's I的取值范围为[-1,1],其值>0为正相关,高(低)值区域集聚;<0为负相关,高(低)值区域被低(高)值区域包围;=0表示不相关,随机分布。

1.1.2 面板回归模型

(1)基本回归模型。基于Jaffe的知识生产函数模型[22],为探讨环境规制与区域技术创新的非线性关系,本文将环境规制一次项与二次项纳入其中,建立环境规制对技术创新影响的基本表达式如下

$$Z_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \times E_{it} + \beta_2 \times E_{it}^2 + \beta_3 \times R_{it} + \beta_4 \times H_{it} + \beta_5 \times O_{it} + \beta_6 \times G_{it} + \varepsilon_{it}, \tag{2}$$

式中:i代表不同省(市);t代表不同年份;α_{it}为截距项;β_1~β_6为影响系数;被解释变量Z_{it}为区域技术创新水平;核心解释变量E_{it}为环境规制强度;R_{it}、H_{it}、O_{it}和G_{it}为控制变量,分别表征区域的研发投入水平、人力资本水平、对外开放水平和经济发展水平;ε_{it}为误差项。

(2)空间杜宾模型。为充分考虑空间依赖和异质特征,本文引入了从空间因素出发的计量模型[23]。相较于空间滞后模型、空间误差模型,本研究选择了能够融合前二者优势、并能探索溢出效应的空间杜宾模型。在式(2)的基础上,加入空间关系考察,得到

$$Z_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \times E_{it} + \beta_2 \times E_{it}^2 + \beta_3 \times R_{it} + \beta_4 \times H_{it} + \beta_5 \times O_{it} + \beta_6 \times G_{it} + \rho \times \boldsymbol{W}_k \times Z_{it} + \theta_1 \times \boldsymbol{W}_k \times E_{it} + \theta_2 \times \boldsymbol{W}_k \times E_{it}^2 + \theta_3 \times \boldsymbol{W}_k \times R_{it} + \theta_4 \times \boldsymbol{W}_k \times H_{it} + \theta_5 \times \boldsymbol{W}_k \times O_{it} + \theta_6 \times \boldsymbol{W}_k \times G_{it} + \varepsilon_{it}, \tag{3}$$

式中:ρ为技术创新的空间自回归系数;θ_1~θ_6为变量的影响系数;$\boldsymbol{W}_k$为空间权重矩阵,k取1,2,3;$\boldsymbol{W}_k \times Z_{it}$为被解释变量技术创新$Z_{it}$与相邻单元之间的交互效应。其余变量如式(2)所示。

1.1.3 空间权重矩阵

空间权重矩阵是空间计量分析的基础,是揭示区域间的空间关系、展现各区域经济属性值对空间依赖程度的重要因素。本研究主要采用空间邻接权重矩阵($\boldsymbol{W}_1$)来表达区域间在空间上的关联程度,主要使用0~1赋值原则,即2个区域相邻为1,否则为0。地理距离权重矩阵($\boldsymbol{W}_2$)和经济地理权重矩阵

(W_3)进行稳健性检验,前者主要使用区域间地理距离的倒数,地理距离主要使用各区域质心坐标取得,2个区域在地理上越接近,对应的权重越大;后者则使用经济距离的倒数乘以地理距离的倒数来衡量。

1.2　变量选择

为充分考虑不同年份、地区的经济社会发展差异和物价波动状况,除专利授权数和人力资本水平外,对选择的变量均以2010年为基期进行价格指数的平减,以考虑其异质性特征。

(1)被解释变量。区域技术创新能力指标,学者们还未形成共识,主要有研发投入、专利申请或授权数量[24-25]、论文发表数量[26]、新产品销售收入或产量等。借鉴已有的研究,用专利授权数来衡量区域的技术创新能力的优势:一方面能从侧面反映技术创新能力和水平,为分析区域技术创新的时空分布提供重要信息[27];另一方面考虑到该数据通过了国家认证,其可得性、准确性得以保障。同时为规避异方差和量纲问题,对该变量取对数。

(2)核心解释变量。环境规制强度的度量方法较多,可以使用污染排放情况[28]、能源强度(GDP/能源消耗量)[29]、环保支出费用、地区环境信访来信总数[30]等。考虑到环境规制主要是通过政府制定法律法规实现经济社会发展与生态环境相协调的一种约束管理力量,并借鉴已有做法,根据数据的可得性、连续性以及适用性,此次研究使用工业污染治理完成投资额来表示区域的环境规制强度,该指标能更好地体现区域在这方面的努力和决心。同时为保证数据的可比性,借鉴朱平芳和徐伟民[31]的方法对该数据以2010年为基期进行平减,并取自然对数。

(3)控制变量。除环境规制外,一个区域的技术创新能力还受其他因素影响,在借鉴已有的研究基础上,选取了研发投入水平、人力资本水平、对外开放水平和经济发展水平作为控制变量。1)研发投入水平:选用区域科技活动经费内部支出总额来表示,使用消费价格指数乘以0.55与固定投资指数乘以0.45之和所构建的指数,以2010年为基期对该数据进行平减,并取自然对数。2)人力资本水平:借鉴吕拉昌等[32]、黎诗扬等[33]学者的做法,以每万人口在校大学生数的自然对数来衡量。3)对外开放水平:以外商直接投资额表征,并根据汇率将美元调整为人民币计价之后,用GDP指数以2010年为基期进行平减,取自然对数。4)经济发展水平:使用地区生产总值来衡量各地区的经济发展水平,并以2010年为基期,用GDP指数对该数据进行平减,取自然对数。

1.3　数据来源

基于数据的可获得性,以中国29个省(市、区)为研究区域,不包括西藏、海南、台湾、香港和澳门地区,并参照《中国统计年鉴》标准,将其划分为东部、中部和西部3个区域。其中,东部地区主要有北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东10个省级行政区,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南8个省,西部地区则是内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆11个省级行政区。使用的数据均来源于相应年份的《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国统计年鉴》,以及各省份经济社会发展统计公报。

2　空间效应估计检验与初步分析

2.1　环境规制与技术创新的空间性检验

双变量空间自相关在描述2个地理要素的空间关联和依赖特征上具有较高实用性和有效性,是进行空间计量的基础。本文使用GeoDa软件计算出环境规制与技术创新双变量的空间相关性指数(Moran's I)及其显著性(P),其结果见表1:2010—2019年中国环境规制与技术创新的空间分布存在正向的关联特征,二者的全局Moran's I随着时间的推移显著增加,在0.04~0.34波动上升,大多年份通过10%的显著性检验,空间关联程度逐步增强,表明区域间环境规制与技术创新的关系并不是完全随机,而表现出一定的空间依赖性,空间关系可能是影响环境规制与技术创新关系的重要因素。

2.2　空间面板模型的选择与检验

进一步探讨环境规制与技术创新在空间和非

表1　2010—2019年双变量空间全局莫兰指数及其显著性

指标	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Moran's I	0.149	0.085	0.188	0.047	0.064	0.310	0.297	0.293	0.298	0.333
P	0.036	0.154	0.020	0.256	0.209	0.002	0.001	0.002	0.002	0.002

注:Moran's I为莫兰指数,P为显著性。

空间模型下的关系,其结果如表2所示。其中,普通面板回归模型下环境规制对技术创新能力的非线性影响,未涉及任何空间关系。此时,环境规制在纳入控制变量后才较为显著地影响本地区域技术创新,且E的P值不显著。在原有模型的基础上,将空间关系纳入考察(通过检验,最终选取固定效应的空间杜宾模型),得到空间杜宾模型结果如表2所示,无论是否加入控制变量,模型中E、$\boldsymbol{W}\times E$、E^2、$\boldsymbol{W}\times E^2$均存在,且至少在10%的置信水平下显著,说明一个区域环境规制强度不仅影响本地技术创新水平,还对周边邻地技术创新水平产生影响,二者的关系中的确存在空间因素,即环境规制存在着技术创新的空间效应(本地-邻地效应)。除此,对比普通面板回归模型,空间杜宾模型中大多数影响因子的回归系数正负方向与其相一致,且回归系数的绝对值相对更大,说明前者可能忽视了变量的空间属性,使得最终影响效应被低估,这也进一步表明在保证模型稳定性的条件下,空间杜宾模型更能解释变量间的关系。

2.3 空间效应的估计结果及稳健性检验

空间效应包括直接效应和溢出效应,前者主要是指解释变量对本地被解释变量的影响,也称作本地效应:后者则是解释变量对邻地被解释变量的影响,可以看作是邻地效应。观察空间杜宾模型的估计结果(表2),不难发现环境规制的直接效应和溢出效应均存在,其E系数为正、E^2系数为负,且均通过10%的显著性检验,说明一个区域环境规制强度不仅对本地技术创新的影响呈现非线性特征,还对周边邻地技术创新水平产生非线性影响。其中,在本地效应中,E、E^2的影响系数分别0.222和−0.033,说明环境规制对本地技术创新的影响呈现先促进后抑制的倒U型特征;环境规制对技术创新的邻地效应也表现出相类似的特征——倒U型:$\boldsymbol{W}\times E$的系数>0、$\boldsymbol{W}\times E^2$的系数<0。

此外,为避免完全割裂空间单元的相互联系,而导致空间关系认定等误差造成模型的不稳定,本研究将地理邻接权重替换为地理距离权重、经济地理权重进行基础回归结果的稳健性检验。结果表明,无论是经济地理权重还是地理距离权重,环境规制的空间效应均存在,前述空间估计的结果具有稳健性。

表2 普通面板回归模型与空间杜宾模型结果比较分析

指标(表达式)	普通面板回归系数		空间杜宾系数	
	未加入控制变量	加入控制变量	未加入控制变量	加入控制变量
环境规制一次项的本地效应(E)	0.255	0.033	0.117[a]	0.222[c]
环境规制二次项的本地效应(E^2)	−0.079	−0.042[a]	−0.024[b]	−0.033[c]
创新投入的本地效应(R)	—	0.012[c]	—	0.131[b]
人力资本的本地效应(H)	—	0.086	—	1.323[c]
对外开放的本地效应(O)	—	0.023[c]	—	0.040[a]
经济发展的本地效应(G)	—	0.294[c]	—	−0.009
环境规制一次项的邻地效应($\boldsymbol{W}\times E$)	—	—	0.118[a]	0.255[a]
环境规制二次项的邻地效应($\boldsymbol{W}\times E^2$)	—	—	−0.680[c]	−0.048[b]
创新投入的邻地效应($\boldsymbol{W}\times R$)	—	—	—	0.260
人力资本的邻地效应($\boldsymbol{W}\times H$)	—	—	—	−1.258[b]
对外开放的邻地效应($\boldsymbol{W}\times O$)	—	—	—	0.399[a]
经济发展的邻地效应($\boldsymbol{W}\times G$)	—	—	—	−0.240[a]
技术创新的邻地效应($\boldsymbol{W}\times I$)	—	—	0.029[b]	0.407[c]
固定时间	—	—	YES	YES
固定地区	—	—	YES	YES
Sigma2_e	—	—	0.034[c]	0.031[c]
R^2	0.196	0.667	0.129	0.710
N	290	290	290	290

注:[a]、[b]、[c]分别表示在10%、5%、1%水平上显著;Sigma2_e为个体效应的特异误差;R^2为模型整体的拟合程度;N为样本量;—表示无数据;YES为固定时间和地区。

表3　不同空间矩阵下环境规制与技术创新的空间效应

指标表达式	回归系数	
	地理距离权重	经济地理权重
E	0.252[b]	0.232[c]
E^2	−0.045[c]	−0.044[c]
$\boldsymbol{W}\times E$	0.975[a]	0.006[a]
$\boldsymbol{W}\times E^2$	−0.175[b]	−0.018[b]
$\boldsymbol{W}\times I$	0.522[c]	0.318[c]
Sigma2_e	0.032[c]	0.035[c]
R^2	0.580	0.609
N	290	290

3　环境规制的本地-邻地创新效应

环境规制存在技术创新的空间效应,就全国而言,随着环境规制强度的提高,其对本地和邻地技术创新的影响均表现出先促进后抑制的倒U型变化特征。那么,这种影响可能也作用于不同区域,即在不同区域,其环境规制也可能会影响本地、邻地技术创新的发展,且这种影响可能存在差异。由此,为进一步考察区域异质性条件下环境规制对技术创新的本地-邻地效应,本研究将从我国东部、中部和西部3个地域出发展开相应探讨(表4)。

3.1　“本地”效应的实证结果

环境规制对本地技术创新的影响,即“本地效应”:东部地区环境规制变量的E系数为0.124、E^2系数为−0.030,且通过5%的显著性检验(P<0.05),说明环境规制对本地技术创新的影响大致呈倒U型,即环境规制出现且强度较低时,对该地区的技术创新活动起着促进作用;而当规制强度增强、超过一定限度后,技术创新活动不会继续增加,相反,将呈现减弱态势,此时的环境规制则阻碍创新活动的发展。类似地,中部和西部地区环境规制与技术创新的关系也呈现相似的倒U型特征,但其E的回归系数不显著,其影响特征相对不明显。由此,3个区域环境规制对本地技术创新活动的影响特征相似,均呈现先推动后抑制的倒U型变化。同时,根据E与E^2系数大小,测算出东部、中部和西部倒U型拐点,其结果见图1。由图可知,东部、中部和西部环境规制能否推动本地技术创新的拐点值分别为2.067、2.298和1.337;且3个区域大多省份均位于倒U型右侧,仅东部的北京、中部的吉林与黑龙江、以及西部的青海这4个省位于倒U型左侧,此时这4个省域的环境规制正外部性占主导、推动本地技术创新,而其他省域的环境规制在现阶段并未发挥其正向外部作用,仍阻碍着技术创新的发展。

表4　环境规制对技术创新的本地-邻地效应回归系数

指标表达式	东部	中部	西部
E	0.124[b]	0.216	0.246
E^2	−0.030[c]	−0.047[a]	−0.092[b]
R	0.236[c]	0.248	0.417[c]
H	0.522[b]	1.502[c]	0.796[c]
O	0.151	−0.315[c]	0.303[c]
G	−0.127	0.460	0.293[a]
$\boldsymbol{W}\times E$	0.246[b]	−0.400[b]	−0.995[b]
$\boldsymbol{W}\times E^2$	−0.072[c]	0.039[a]	0.116
$\boldsymbol{W}\times R$	−0.184	0.102	−0.094
$\boldsymbol{W}\times H$	−0.872[b]	0.493	−1.056[b]
$\boldsymbol{W}\times O$	0.479[c]	0.353[a]	0.684[c]
$\boldsymbol{W}\times G$	−0.032	0.133	−0.074
$\boldsymbol{W}\times I$	0.450[b]	0.370[c]	0.176[a]
固定时间	YES	YES	YES
固定地区	YES	YES	YES
Sigma2_e	0.013[c]	0.011[c]	0.109[c]
R^2	0.533	0.643	0.896
N	100	80	110

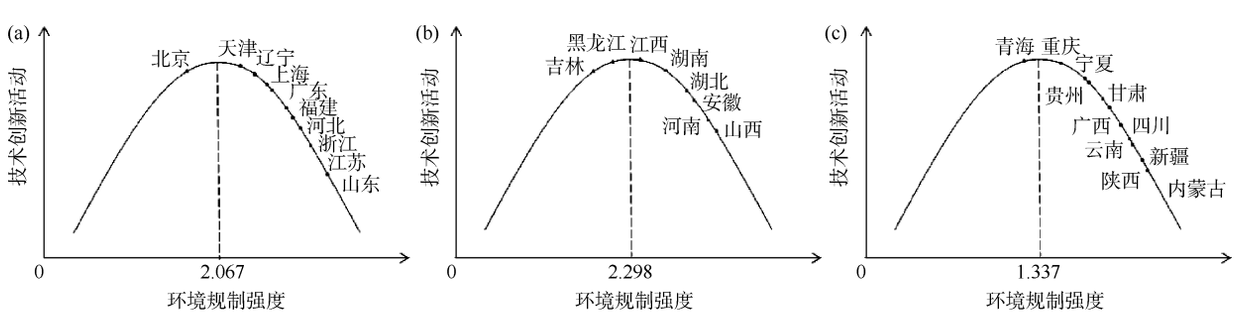


图1　环境规制对本地技术创新的影响

(a)东部;(b)中部;(c)西部

东部、中部和西部环境规制对本地技术创新活动产生的这种影响变化是成本-效益在发挥作用:当环境规制出现且强度较弱时,相应地创新门槛较低,企业投入较少的创新成本就能达到相应的环境要求,同时也会通过规范创新路径[34],缩小企业不必要的开支,将更多的生产要素投入到创新活动中,以推动技术创新的发展;而当规制强度超过一定限度后,为达到相应的环境治理要求,有的企业会放弃高风险的研发创新,将原本用于研发的资源转移到污染排放部门、或将高污染的产业向邻近地区转移[35]等,使得创新活动受到挤压、替代,这些均不利于区域创新的发展。由此,环境规制与本地技术创新呈现先推动后抑制的倒U型关系。

在东部的北京、中部的吉林与黑龙江,其传统的高消耗、高污染的生产方式不再适应,尤其是吉林和黑龙江,在振兴东北老工业基地战略的支撑下,依靠技术革新发展日益提上日程、环境规制要求也不断规范着现有企业的生产路径,推动着当地技术创新的发展;同样,青海由于所处的特殊环境与资源,其环境规制要求迫使着企业不断地调整生产路径、进行清洁生产,促进技术创新发展;而在其他资源消耗地区,或者技术创新水平有限地区,在环境规制要求下,其创新研发投入的成本远大于收益,通过污染转移、购买污染设备等方式,自身则会放弃高风险的研发创新,即使严格的环境规制条件,也不能有效推动当地技术创新水平的发展,甚至起着阻碍作用。由此,环境规制与本地技术创新的关系是成本-收益权衡取舍的结果。

3.2　邻地效应的实证结果

观察3个区域的邻地效应可知:与本地效应相似,东部地区环境规制的$W\times E$系数>0、$W\times E^2$系数<0,且通过均通过5%的显著性检验,说明该区域的环境规制对邻地区域技术创新的影响呈现倒U型;而中部和西部地区则相反,$W\times E$的系数<0、在5%的置信水平下显著,而$W\times E^2$的系数>0,邻地环境规制对本地技术创新的影响呈现较弱的正U型特征。由此,环境规制邻地效应的区域异质性特征较为突出,在3个区域呈现不同的变化特征。同时,根据$\boldsymbol{W}\times E$与$\boldsymbol{W}\times E^2$系数的大小,测算出东部、中部和西部U型和倒U型拐点,其结果见图2(b)。东部、中部和西部环境规制能否推动邻地技术创新的拐点值分别为1.708、5.128和4.289;中部和西部的所有省份均位于U型的左侧,负相关弧段,此时随着环境规制强度的增强,邻地技术创新活动将呈减弱态势;在东部地区,仅北京位于倒U型的左侧,正相关弧段,此时环境规制的正外部性为主导力量,推动邻地技术创新活动发展,而东部其他省份则处于负相关弧段,环境规制强度阻碍着技术创新活动的发展。

环境规制对邻地技术创新产生的这种影响,究其原由,环境规制和技术创新的空间溢出作用不容忽视,是环境规制直接性溢出和间接性溢出综合作用的结果(即主导力量)。其中,环境规制的直接性溢出是指本地环境规制强度增加带动相邻地区环境规制强度的提高,相应地影响邻地区域技术创新水平的发展,形成本地环境规制-邻地环境规制-邻地技术创新的作用路径;而间接性溢出则是本地环境规制强度变化引起的本地技术创新变化,通过技术创新的溢出,带动邻地技术创新呈现相应的变化态势,呈现本地环境规制-本地技术创新-邻地技术创新的作用路径。在东部地区,环境规制对邻地技术创新影响态势与其本地效应趋同,都呈现倒U型特征。这是环境规制的间接性溢出在发挥主导作用:在成本-收益权衡取舍下,环境规制对本地技术创新的影响呈现先促进后抑制的影响,随之本地技

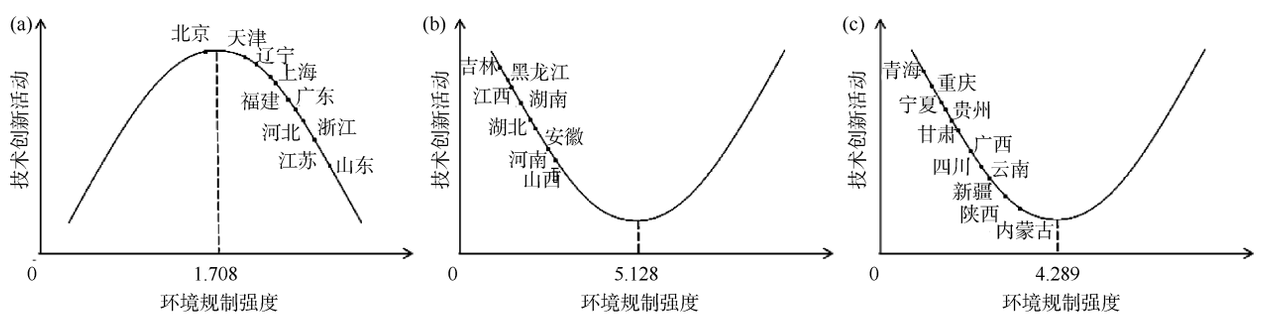


图2　环境规制对邻地技术创新的影响

(a)东部;(b)中部;(c)西部

术创新水平的这种变化通过空间溢出带动了邻地技术创新呈现相应变化,最终本地环境规制对邻地技术创新呈现先促进后抑制的影响。在中部和西部地区,则是环境规制的直接性溢出作用更为凸出,由于地区间模仿和博弈行为的存在,本地环境规制强度增加将对邻近地区产生溢出作用,带动相邻地区环境规制强度的提高,使得整个区域的环境规制将形成高-高集聚态势,从而限制创新要素的进入,阻碍邻地技术创新;随着本地环境规制强度的进一步增强,对邻地的溢出作用达到一定限度,邻近地区被周围环境规制强度大的区域包围,陷入低地,自身无法向周围地区转移,只能通过产业转型、技术改革等自主创新方式来达到相应的环境要求,这一阶段,将促进技术创新的发展;最终中部和西部地区的本地环境规制与邻地技术创新形成正U型关系。

作为我国科技创新中心、创新增长极,东部地区的北京在严格的环境规制下向外产业转移、功能缓解,在这过程中也不断地进行技术创新能力溢出,使得环境规制对邻地技术创新的影响也呈现与本地效应相似的正向促进作用;受环境规制的间接性溢出影响,东部其他省域也呈现与本地效应一致的影响变化。而对中部和西部省域来说,环境规制在现阶段仍对邻地技术创新起着负向外部作用,也主要是环境规制的直接性溢出在发挥作用。由此,环境规制与邻地技术创新的关系是直接性溢出与间接性溢出力量作用的结果。

3.3　其他控制变量对技术创新的影响

其他控制变量对技术创新也存在一定的影响。在研究期内,不论是东部、中部还是西部地区,人力资本对本地和邻地技术创新的影响较大,且较为显著,这也说明技术创新对人才的依赖性较大,需要较多高层次技术创新人才加入此过程中,如表4中显示,东部地区,本地创新人才每增加1.000%,将使当地的技术创新产出提高0.522%,而邻地则相应减弱0.872%。对外开放水平对本地、邻地技术创新也有一定的影响,说明这一阶段中国技术创新的发展仍在一定程度上依赖于国外的资本和技术,随着中国创新技术的发展和双循环战略的推进,这一状况可能会有所改善。与邻地相比较而言,创新研发投入对本地的技术创新影响较为显著,且系数较大。除此之外,区域的经济发展水平对技术创新影响不太显著,特别是东部和中部地区,表明这一阶段中国逐渐从要素驱动向创新驱动发展,社会经济发展更多地依靠人才和技术来推动。总体而言,创新人才仍是影响技术创新水平的主要因素,环境规制对技术创新有一定的影响力,但作用仍有限,需进一步挖掘其潜力。

4　结　论

从非线性的空间关系视角出发,研究选取了2010—2019年中国29个省域的空间面板数据,基于东部、中部和西部区域,重点研究环境规制与技术创新的本地-邻地效应,以及3个区域异质性特征,并试图探讨影响存在的机制。实证研究表明:

(1)环境规制存在区域技术创新的空间效应(本地-邻地效应),将空间邻接权重矩阵替换为空间距离矩阵和经济地理权重后,空间效应结果依然显著。

(2)环境规制的空间效应并非一致。环境规制并非始终对本地技术创新起着激励作用,东部、中部和西部均表现出先扬后抑的倒U型特征,其拐点值分别是2.067、2.298和1.337;3个区域多数省域均位于环境规制阻碍技术创新阶段,仅北京、吉林、黑龙江和青海4个省级行政区位于环境规制的正外部性阶段、推动技术创新的发展。环境规制对邻地技术创新的影响具有空间异质性特征:东部地区与本地效应一致,呈现倒U型特征,中部和西部则为正U型变化,其拐点值分别为1.708、5.128和4.289;中部和西部所有省域均位于环境规制对邻地技术创新活动具有阻碍影响的阶段,东部地区仅北京位于环境规制与技术创新呈正相关的弧段,其他省域则处于负相关弧段、环境规制阻碍着邻地技术创新活动发展。

(3)在作用机制上,环境规制对本地技术创新的影响情况主要遵循成本效应,是成本-收益权衡取舍的结果;在邻地影响中,环境规制的空间溢出发挥作用,是间接性溢出与直接性溢出力量作用的结果,其分别作用于东部、中西部地区,分别呈现本地环境规制-本地技术创新-邻地技术创新和本地环境规制-邻地环境规制-邻地技术创新的作用路径。

(4)人力资本是现阶段影响技术创新的主要因素,虽环境规制对技术创新有一定的影响力,但作用仍有限,需进一步挖掘其潜力。

5 启 示

基于本文研究结论,为进一步优化环境规制政策和提高区域技术创新能力,实现经济与环境协调发展,需要从以下几个方面入手:

首先,在制定环境规制过程中,应充分考虑中国3个区域的异质性特征,实行有弹性的环境规制政策,因地制宜,避免"一刀切"现象。东部地区应充分发挥市场激励作用,积极推动企业通过产业转型、技术研发等自主创新方式实现绿色发展;在中部、西部地区要规避先污染后治理道路,严防高污染行业的过度转移,积极鼓励当地企业与东部发达地区的企业展开良性合作,打通环保合作路径。

其次,要把握环境规制的力度,及时预测环境规制倒U型或正U型拐点的到来。既要规避因力度过小,对技术创新的影响较弱,无足轻重;又要防范力度过大造成的负向影响。同时,调控环境规制并不是唯一手段,区域技术创新能力也受人力资本、经济发展水平、研发投入等因素的影响。由此,在制定环境规制时,还应考虑地区的发展背景,将其他因素一同纳入考察,共同助力区域技术创新的发展,以期实现经济可持续发展与生态环境改善"双赢"局面。

最后,也要考虑环境规制与技术创新的空间溢出效应。政府出台的环境政策,不仅作用于本地技术创新,也将对邻地技术创新的发展产生差异化影响。由此,区域间应积极寻求联动发展,发挥地区主要城市、主要产业的模范示范带动辐射作用,突破各地的循环壁垒和垄断,促进区域间经济合作和交流,实现区域间技术创新的研发合作与创新溢出,共同推动经济与环境协调、绿色发展。

参 考 文 献

[1] DUZGOREN-AYDIN N. Sources and characteristics of lead pollution in the urban environment of Guangzhou [J]. Science of the Total Environment, 2007, 385(1/3): 182-195.

[2] 郝春旭,邵超峰,董战峰,等.2020年全球环境绩效指数报告分析[J].环境保护,2020,48(16):68-72.

[3] 董直庆,蔡啸,王林辉.技术进步方向、城市用地规模和环境质量[J].经济研究,2014,49(10):111-124.

[4] 郭进.环境规制对绿色技术创新的影响:"波特效应"的中国证据[J].财贸经济,2019,40(3):147-160.

[5] KEMP R, PONTOGLIO S. The innovation effects of environmental policy instruments: a typical case of the blind men and the elephant?[J]. Ecological Economics, 2011, 72: 28-36.

[6] 王鹏,郭永芹.环境规制对我国中部地区技术创新能力影响的实证研究[J].经济问题探索,2013(1):72-76.

[7] HORBACH J. Determinants of environmental innovation: new evidence from german panel data sources[J]. Research Policy, 2007, 37(1): 163-173.

[8] 聂国卿,郭晓东.环境规制对中国制造业创新转型发展的影响[J].经济地理,2018,38(7):110-116.

[9] 沈能.环境规制对区域技术创新影响的门槛效应[J].中国人口·资源与环境,2012,22(6):12-16.

[10] RAMANATHAN R, HE Q, BLACK A, et al. Environmental regulations, innovation and firm performance: a revisit of the porter hypothesis [J]. J Clean Prod, 2016, 155: 79-92.

[11] 张娟,耿弘,徐功文,等.环境规制对绿色技术创新的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(1):168-176.

[12] 李新安.环境规制、政府补贴与区域绿色技术创新[J].经济经纬,2021,38(3):14-23.

[13] ANON. A computer movie simulating urban growth in the detroit region[J]. Economic Geography, 1970, 46: 234-240.

[14] 董直庆,王辉.环境规制的"本地-邻地"绿色技术进步效应[J].中国工业经济,2019(1):100-118.

[15] 赵帅,何爱平,彭硕毅.黄河流域环境规制、区域污染转移与技术创新的空间效应[J].经济经纬,2021,38(5):12-21.

[16] 张文彬,张理芃,张可云.中国环境规制强度省际竞争形态及其演变:基于两区制空间Durbin固定效应模型的分析[J].管理世界,2010(12):34-44.

[17] 李胜兰,初善冰,申晨.地方政府竞争、环境规制与区域生态效率[J].世界经济,2014,37(4):88-110.

[18] 王文普.环境规制、空间溢出与地区产业竞争力[J].中国人口·资源与环境,2013,23(8):123-130.

[19] 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.

[20] 王雅倩,李业锦.基于空间杜宾模型的京津冀高新技术产业空间溢出效应[J].首都师范大学学报(自然科学版),2022,43(1):56-63.

[21] 苑韶峰,朱从谋,杨丽霞,等.人口半城镇化与产业非农化的时空耦合分析:以浙江省67县市为例[J].经济地理,2017,37(3):144-151.

[22] JAFFE A B. Real effects of academic research [J]. American Economic Review, 1989, 79(5): 957-970.

[23] 叶翀,张铃宁轩.产业结构调整的污染减排空间溢出效应:基于空间杜宾模型的估计[J].生态经济,2021,37

(10):178-184.
[24] 程叶青,王哲野,马靖.中国区域创新的时空动态分析[J].地理学报,2014,69(12):1779-1789.
[25] 梁政骥,吕拉昌.基于锡尔系数的广东省城市创新能力差异研究[J].地域研究与开发,2012,31(3):73-77+87.
[26] 胡曙虹,黄丽,范蓓蕾,等.中国高校创新产出的空间溢出效应与区域经济增长:基于省域数据的空间计量经济分析[J].地理科学,2016,36(12):1767-1776.
[27] BASBERG B L. Technological change in the norwegian whaling industry: a case-study in the use of patent-statistics as a technology indicator[J]. Research Policy, 1982,11(3):163-171.
[28] 黄志基,贺灿飞,杨帆,等.中国环境规制、地理区位与企业生产率增长[J].地理学报,2015,70(10):1581-1591.
[29] 马海良,黄德春,姚惠泽.技术创新、产业绩效与环境规制:基于长三角的实证分析[J].软科学,2012,26(1):1-5.
[30] 张江雪,蔡宁,杨陈.环境规制对中国工业绿色增长指数的影响[J].中国人口·资源与环境,2015,25(1):24-31.
[31] 朱平芳,徐伟民.政府的科技激励政策对大中型工业企业R&D投入及其专利产出的影响:上海市的实证研究[J].经济研究,2003(6):45-53+94.
[32] 吕拉昌,孙飞翔,黄茹.基于创新的城市化:中国270个地级及以上城市数据的实证分析[J].地理学报,2018,73(10):1910-1922.
[33] 黎诗扬,朱华晟,丁玥.国际贸易对地区劳动力技能升级的影响:基于中国大陆地区地级市的数据分析[J].地理科学进展,2019,38(10):1514-1522.
[34] 于鹏,李鑫,张剑,等.环境规制对技术创新的影响及其区域异质性研究:基于中国省级面板数据的实证分析[J].管理评论,2020,32(5):87-95.
[35] 沈坤荣,金刚,方娴.环境规制引起了污染就近转移吗?[J].经济研究,2017,52(5):44-59.

(责任编辑:李拓宇)