

技术创新对环境污染影响的空间分析

——基于研发投入视角

王芳¹ 季健² 秦海鸥³ 王龙梅¹¹

(1. 澳门科技大学 商学院, 澳门特别行政区 999078;

2. 盐城师范学院 商学院, 江苏 盐城 224002;

3. 澳门科技大学 资讯科技学院, 澳门特别行政区 999078)

【摘要】: 中国经济高速增长的同时伴随着严重的资源浪费与环境污染, 中央政府在《关于构建现代环境治理体系的指导意见》中提出将通过技术创新实现节能减排作为解决环境问题的一大举措。用熵权法构建了我国 30 个省 2008—2017 年环境污染综合指数, 并运用空间杜宾模型, 以研发投入为视角, 分析了技术创新对环境污染的影响。通过实证检验得到以下结论: 第一, 我国各省份的环境污染之间存在显著的空间相关性, 本地区环境质量受其他地区环境污染排放的影响; 第二, 研发投入与环境污染呈反向关系, 即加大研发投入能显著抑制环境污染。第三, 研发带来的技术创新所伴随的空间知识溢出效应有助于其他地区节能减排技术的进步, 从而推动邻近地区环境质量的改善。

【关键词】: 研发投入 技术创新 环境污染 空间杜宾模型

【中图分类号】: X5; F205 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2021)07-196-10

中国经济在高速增长的同时也伴随着严重的资源浪费与环境污染。为贯彻落实习近平生态文明思想和 2018 年全国生态环境保护大会重要精神, 中央环境保护督察组于 2018 年开展了第一轮中央环境保护督察整改情况“回头看”行动^[1]。这次行动披露了非法倾倒垃圾和工业废水、大气污染物超标排放、厂区扬尘控制措施不力等情况。中国环境问题到了触目惊心的程度, 环境污染治理形势已非常严峻。2020 年 3 月 3 日, 中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于构建现代环境治理体系的指导意见》, 该指导意见强调要依法依规淘汰落后生产工艺技术, 积极开展技术创新, 加大清洁生产的推行力度, 以减少污染物排放。要求加强关键环保技术产品自主创新, 加速提升环保产业技术装备水平。此次指导意见的颁布表明中央政府已将通过技术创新实现节能减排作为解决环境问题的一大举措。如何制定研发投入政策, 充分调动企业在创新方面的积极性, 对于中国未来的节能减排和可持续发展都具有非常重要的意义^[2]。

国内外关于技术创新与环境污染的研究由来已久, 有大量的理论和经验证据表明技术创新与环境污染程度存在反向关系^[3-5]。

作者简介: 王芳, 博士研究生, 研究方向为环境经济、绿色金融。E-mail:21904771@qq.com

季健, 博士, 教授, 研究方向为环境会计、金融工程与投资管理。E-mail:1025244044@qq.com

基金项目: 国家社会科学基金后期资助项目“金融支持乡村振兴的发展路径及政策评估研究”(19FGLB038)

任亚运和张广来^[6]利用中国地级市 PM_{2.5} 浓度数据和城市创新指数,通过空间计量方法就中国城市创新对雾霾的影响进行了实证分析,实证结果表明中国城市创新具有积极的减霾作用。Omri & Hadj^[7]使用专利申请的总数作为技术创新的代理变量进行实证研究,结果显示技术革新能减少二氧化碳的排放,改善环境质量。逯进等^[8]基于 2003—2016 年中国 285 个城市数据,以工业二氧化硫排放量和城市创新指数分别作为环境污染和技术创新的衡量指标探讨技术创新对环境污染的影响机制,得出了技术创新可以显著降低环境污染的结论。Ali 等^[9]用专利申请代表技术创新,通过研究马来西亚的技术创新、金融发展、能源消耗和经济增长之间的关系论证了技术创新与二氧化碳排放呈负相关,但不显著。Wang & Luo^[10]使用工业二氧化硫总排放量和专利申请数量衡量环境污染水平和科学技术创新的能力,研究发现,FDI 水平较低时科技创新能力会加剧环境污染水平;FDI 水平较高时科技创新能力提高环境质量。综上所述,学术界关于环境污染的研究通常只是将某种特定的污染物单独视为环境污染的衡量指标^[11-13],未对多种污染物的影响做综合评价。为了测量废水、废气和固体废物等多种污染物对环境的影响,应计算更具综合性、更全面的环境污染综合指数。

技术创新的影响因素很多,但最重要的因素是研发投入。Jiang 等^[14]使用专利申请数量衡量创新成果,认为研发投入对企业的创新绩效具有直接的积极影响。任洪源等^[15]以专利权数量作为跨国企业跨境创新的代理变量,揭示了研发投入正向影响跨境创新绩效。李新功^[16]用新产品销售收入表示创新产出,基于 2000—2013 年中国制造业数据实证检验了政府 R&D 资助对技术创新的促进作用。黄奇等^[17]采用新产品销售收入代理创新产出,选取全国 29 个省份的工业企业进行研究,论证了政府科技研发投入与工业企业技术创新效率之间呈“U”型关系。Yeh 等^[18]指出 R&D 投入强度与公司创新绩效之间呈倒“U”型关系。陈恒和侯建^[19]采用各地区每万人中专利申请授权量表示创新能力研究研发投入与国内创新能力的门槛效应,他们提出 R&D 投入对技术创新能力的影响并非只是简单的线性关系或者“U”型及倒“U”型关系,而是明显具有以知识产权保护强度为门槛的复杂非线性特征。虽然研发投入对技术创新起了决定性的作用,但现有文献在探讨技术创新对环境污染的影响时多从创新产出的视角出发,以专利申请或授权数作为代理变量^[20-23]进行研究,如罗勇根等^[4]使用发明人当年所申请的专利总数衡量创新产出,论证了技术创新与空气污染之间的反向关系。甚少有学者从研发投入的视角去剖析技术创新与环境污染之间的关系。王章名和王成璋^[13]使用 1998—2013 年的数据分析研发投入对环境污染的影响,他们发现当研发资金投入到污染制造部门时,因其挤出效应会恶化环境质量,当研发投入流向清洁投入部门时环境质量会得到改善,即研发投入对环境污染影响的关系为倒“U”型,但长期内存在拐点。Lee & Min^[24]以 2001—2010 年的日本制造企业为样本,将绿色研发投入作为生态创新的代理变量进行实证研究,结果表明研发通过技术创新对碳排放产生影响,绿色研发与碳排放之间存在负相关关系。

根据“地理学第一定律”,地理相邻的空间观测单位具有更强的相关性,相邻地区之间的经济行为通常会相互影响,从而使得地区之间的经济行为存在空间溢出效应^[25-26]。在研究环境污染的影响时,若没有考虑其空间扩散效应和负外部性,较易出现有偏差的结果^[27],从而在实证研究中导致伪回归。近年来,空间计量方法因其能够处理不同地理单位之间的空间效应而获得了很大的发展,比如 Li & Wu^[28]采用空间杜宾模型,研究我国 273 个城市的地方和民间环境规制及其空间溢出效应对绿色全要素生产率的影响,发现环境规制抑制了企业原有的技术创新。邵帅等^[11]采用动态空间面板模型和系统广义矩估计方法,对影响雾霾污染的关键因素进行探讨后发现雾霾污染呈现明显的空间溢出效应和高排放俱乐部集聚特征,中国省域雾霾污染与经济增长呈现显著的“U”型曲线关系。Ge 等^[29]采用空间滞后模型分析环境规制效率损失对包容性增长的影响及其机制的结果表明,地理相邻城市之间存在模仿竞争和向上竞争的非对称战略互动,加剧了环境规制效率损失,而地方及周边城市的环境规制效率缺失又抑制了国家及区域层面的包容性增长。Feng 等^[30]基于时空固定效应下的空间杜宾模型进行实证分析得出结论,环境规制对技术创新的影响在没有对方合作的情况下未达到预期目标,而环境规制对创新的交互项系数大部分显著为正。空间计量方法虽已逐步应用到环境方面的研究中,但鲜有学者利用其对技术创新与环境污染之间的关系进行研究。

杜宾模型，利用其实证分析研发投入强度与环境污染之间的关系。

1 研究方法

1.1 熵权法

熵的概念最早来自物理学，其物理意义是体系混乱程度的度量。1948 年克劳德·艾尔伍德·香农提出了“信息熵”的概念，他用信息熵来描述信源的不确定度，即熵值越大，系统无序性就越大，弄清楚它所需要的信息量也就越大。本文采用熵权法计算环境污染综合指数^[31]。如果熵值越小，说明该指标在环境污染综合评价中的作用越大，应该给该指标赋予更高的权重。

首先，将 30 个省份每种污染物的排放量进行标准化：

$$Y_{ij}'' = \frac{X_{ij} - \min(X_{ij})}{\max(X_{ij}) - \min(X_{ij})} \quad (1)$$

式中： Y_{ij}'' 代表省 i 中污染物 j 的标准排放量，而 X_{ij} 代表省份 i 中污染物 j 的实际排放量。i=1, 2, ..., 30，分别代表 30 个省份；j=1, 2, 3，分别表示固体废物、废水和废气三种污染物。

其次，对标准化后的数据进行坐标转换，即：

$$Y_{ij}' = Y_{ij}'' + 1 \quad (2)$$

此时可算出熵为：

$$E_j = -\frac{1}{\ln(m)} \sum_{i=1}^m Y_{ij}' \ln(Y_{ij}') \quad (3)$$

式中： $Y_{ij}' = \frac{Y_{ij}''}{\sum_{i=1}^m Y_{ij}''}$ 。

环境污染综合指数中各污染物的权重为：

$$W_j = \frac{(1 - E_j)}{\sum_{j=1}^n (1 - E_j)} \quad (4)$$

每个省的环境污染综合指数 (CIEP) 为：

$$CIEP_i = \sum_{j=1}^n W_j Y_{ij} \quad (5)$$

CIEP 值越大表示环境污染越严重。2008—2017 年我国 30 个省份的环境污染综合指数值见表 1。

1.2 空间计量方法

1.2.1 莫兰指数及其散点图

空间相关性是指相邻省份的经济指标之间的相关性，如污染物排放的溢出和扩散效应，空间异质性是指各省份在经济发展差距、环境调控、创新效率等指标上的空间差异^[11]。在实证分析中通常使用莫兰指数 (Moran' sI) 来检验变量的空间相关性。莫兰指数又分为全局莫兰指数和局部莫兰指数 (除有特殊说明外本文中出现的莫兰指数均指全局莫兰指数)。其计算公式如下：

$$\text{Moran's } I_{\text{全}} = \frac{n}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \frac{\sum_i \sum_{j \neq i} W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i \sum_{j \neq i} W_{ij}} \quad (6)$$

$$\text{Moran's } I_{ij0} = \frac{(x_i - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (7)$$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

式中：， x_i 和 x_j 为地区 i 和 j 的观测值， n 为地区数， W_{ij} 为空间权重矩阵。

莫兰指数取值为 $[-1, 1]$ 。如果莫兰指数小于 0 表示空间负相关，等于 0 表示不相关，大于 0 表示空间正相关。

在实证分析中常用莫兰散点图来揭示数据的空间异质性，其实质就是用不同空间单位的观测值 (y) 与其空间滞后项关系 (Wy) 绘制成二维散点图。莫兰散点图在坐标系上将观测值与其空间滞后分成了四个象限，第一、第二、第三、第四象限分别代表高一高、低一高、低一低、高一低的空间相关。

1.2.2 空间计量模型

空间计量经济学中有三种常见模型，即空间自回归模型 (SAR)、空间误差模型 (SEM) 和空间杜宾模型 (SDM)。

当因变量在空间上相关时，模型是空间自回归模型 (SAR)，其公式如下：

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (8)$$

式中： y 代表了因变量； W 表示已标准化的空间权重矩阵； Wy 代表空间滞后因变量； ρ 代表空间回归系数，反映了空间邻近区域观测值 Wy 对当地的观察值 y 的空间效应； X 和 β 分别代表自变量及其系数； ε 是服从正态分布的随机误差项。

当误差项在空间上相关时，模型为空间误差模型 (SEM)，公式是：

$$y=X\beta+\mu, \mu=\lambda W\mu+\varepsilon \tag{9}$$

式中： ε 表示随机误差项， λ 代表误差项的空间误差系数， μ 代表正态分布的随机误差项。

当因变量和自变量都反映空间相关性时，模型就是空间杜宾模型 (SDM)，公式为：

$$y=\rho W y+X\beta+W X \gamma+\varepsilon \tag{10}$$

式中： $W X$ 代表空间滞后解释变量， γ 代表空间滞后解释变量的系数。

2 变量选择与数据说明

2.1 变量选择

2.1.1 被解释变量

本文选取环境污染作为被解释变量，以环境污染综合指数 (CIEP) 表示。基于固体废物、废水、废气等三类污染物的排放量，采用熵权法构建环境污染综合评价指数以度量 30 个省份 10 年的污染排放情况^[31]。

2.1.2 解释变量

表 1 2008—2017 年我国 30 个省份环境污染综合指数

省份	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年
安徽	0.0330	0.0334	0.0329	0.0337	0.0338	0.0320	0.0339	0.0342	0.0339	0.0337
北京	0.0254	0.0255	0.0256	0.0275	0.0273	0.0272	0.0271	0.0266	0.0272	0.0267
福建	0.0337	0.0341	0.0334	0.0315	0.0313	0.0315	0.0306	0.0303	0.0303	0.0304
甘肃	0.0281	0.0282	0.0286	0.0295	0.0295	0.0294	0.0296	0.0294	0.0291	0.0291
广东	0.0391	0.0380	0.0383	0.0399	0.0398	0.0396	0.0389	0.0378	0.0386	0.0387
广西	0.0388	0.0376	0.0376	0.0314	0.0317	0.0314	0.0313	0.0308	0.0309	0.0308
贵州	0.0317	0.0326	0.0319	0.0312	0.0314	0.0315	0.0312	0.0308	0.0316	0.0327
海南	0.0245	0.0246	0.0248	0.0258	0.0257	0.0257	0.0257	0.0254	0.0259	0.0256
河北	0.0434	0.0429	0.0429	0.0455	0.0457	0.0458	0.0459	0.0456	0.0459	0.0450

河南	0.0398	0.0404	0.0401	0.0392	0.0393	0.0397	0.0392	0.0391	0.0372	0.0369
黑龙江	0.0305	0.0305	0.0305	0.0317	0.0320	0.0319	0.0317	0.0316	0.0319	0.0317
湖北	0.0329	0.0330	0.0331	0.0330	0.0327	0.0329	0.0328	0.0325	0.0325	0.0321
湖南	0.0346	0.0352	0.0348	0.0331	0.0329	0.0329	0.0326	0.0324	0.0320	0.0312
吉林	0.0293	0.0295	0.0294	0.0302	0.0297	0.0298	0.0299	0.0299	0.0291	0.0294
江苏	0.0420	0.0420	0.0424	0.0397	0.0391	0.0389	0.0385	0.0380	0.0390	0.0389
江西	0.0330	0.0329	0.0326	0.0324	0.0323	0.0325	0.0323	0.0326	0.0336	0.0330
辽宁	0.0394	0.0389	0.0373	0.0386	0.0384	0.0383	0.0396	0.0418	0.0386	0.0403
内蒙古	0.0357	0.0359	0.0373	0.0376	0.0382	0.0377	0.0382	0.0398	0.0384	0.0395
宁夏	0.0268	0.0269	0.0277	0.0282	0.0282	0.0283	0.0282	0.0278	0.0282	0.0283
青海	0.0257	0.0258	0.0262	0.0283	0.0284	0.0286	0.0289	0.0301	0.0308	0.0300
山东	0.0429	0.0433	0.0436	0.0423	0.0421	0.0421	0.0426	0.0431	0.0447	0.0444
山西	0.0392	0.0381	0.0381	0.0390	0.0394	0.0398	0.0404	0.0421	0.0404	0.0415
陕西	0.0323	0.0316	0.0316	0.0320	0.0321	0.0323	0.0326	0.0327	0.0318	0.0322
上海	0.0282	0.0281	0.0280	0.0293	0.0291	0.0290	0.0287			

城镇化率：影响城市环境质量的诸多因素中，新型城镇化占据了主导性的地位，其不但能起到改善本地生态环境质量的作用，而且能通过空间溢出效应提升周边地区的环境质量^[35]。本文以年末城镇人口比重来衡量城镇化率^[36]。

外国直接投资：外国直接投资通常用在较为先进的减排技术和污染排放设备上，这有助于降低能源消耗和污染排放量，从而实现绿色或清洁生产^[26]。本文用外国直接投资额取对数来衡量该指标，并以 2008 年为不变价格，用 GDP 平减指数剔除价格影响。

产业结构：产业结构可能会对环境产生一定的影响。工业化进程的加速往往伴随着对资源的过度开发和污染排放的增长。随着社会经济的发展，技术进步的力量将使产业结构得到一定程度的优化升级，而第二产业在国民经济中比重的下降也会使资源和环境的压力得到缓解。本文用第二产业产值占各地区生产总值的比重来度量产业结构^[31]。

能源结构：化石燃料的燃烧会产生多种污染物，尤其是煤炭的燃烧不可避免地会破坏环境。而煤炭在我国能源总储量中所占比例较大，且中国能源消费结构又是以煤为主。因此，我们参考邵帅等^[11]的研究将煤炭消费占能源消费总量之比所表示的能源消费结构作为控制变量之一。

环保意识：工业污染是环境质量问题的主要影响因素，对工业污染的治理投资越大，说明其环保意识越强。本文将工业污染治理投资额取对数作为环保意识的代理变量，并以 GDP 平减指数剔除价格影响^[26]。

2.2 空间权重矩阵构建

为了揭示各区域之间的空间依赖性与关联程度，需要定义空间权重矩阵 W ，即将 n 个空间单元两两之间的空间联系写成一个 $n \times n$ 的矩阵形式，矩阵 W 中的任意元素表示的是空间单元 i 和空间单元 j 的空间联系，如下所示：

$$W = \begin{bmatrix} w_{11} & \cdots & w_{1n} \\ \vdots & & \vdots \\ w_{n1} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix} \quad (11)$$

现有的空间计量实证研究中常用的空间权重矩阵包括邻接权重矩阵、地理距离权重矩阵、经济距离权重矩阵和嵌套矩阵等^[37]。实证中常需对空间权重矩阵进行行标准化。

2.2.1 邻接权重矩阵

文献中最早出现的空间权重矩阵就是邻接矩阵，它是根据个体的空间分布来设定权重矩阵的^[38]。当个体之间相邻时，取值为 1；不相邻时，取值为 0。

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{当区域 } i \text{ 与区域 } j \text{ 相邻} \\ 0, & \text{当区域 } i \text{ 与区域 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (12)$$

二元邻接矩阵对角线上的元素均是 0，且该矩阵是一个对称矩阵。

2.2.2 地理距离权重矩阵

基于地理距离的权重矩阵不但可以用来衡量相邻空间单元的相关关系，还能用来衡量与相邻空间单元随地理距离变化的关系。距离越近，空间相关程度越高。通常用地理距离的倒数或地理距离倒数的平方构造地理距离权重矩阵。

$$W_d = \frac{1}{d_{ij}} \text{ 或 } W_d = \frac{1}{d_{ij}^2} \quad (13)$$

式中： $d_{ij} = \arccos\{(\sin \phi_i \times \sin \phi_j) + [\cos \phi_i \times \cos \phi_j \times \cos(\Delta \tau)]\} \times R$;

ϕ_i 和 ϕ_j 分别表示某个省份(省会或地理几何中心)的经度和纬度； $\Delta \tau$ 为两个省份的经度之差； R 为地球半径，等于 6371 千米。

2.2.3 经济距离权重矩阵

简单的邻接矩阵或者地理距离矩阵并没有考虑到经济活动的空间相关性，而经济现象必然会受到许多非地理因素的影响，经济距离权重矩阵就是基于这样一个理念而产生的^[39]，常用两个空间单元人均 GDP 之差绝对值的倒数来构建经济距离矩阵。若两个空间单元经济发展水平越接近，其权重就越大；若两个空间单元发展水平差距越大，其权重就越小。

$$W_y = \begin{cases} \frac{1}{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|}, & \text{当 } i \neq j \\ 0, & \text{当 } i = j \end{cases} \quad (14)$$

式中： $\bar{Y}_i$ 和 $\bar{Y}_j$ 分别表示两个地区的人均 GDP。

2.2.4 经济地理距离嵌套权重矩阵

如果变量的空间效应中同时含有地理距离因素与经济距离因素时，就要用到嵌套权重矩阵。嵌套权重矩阵将地理距离权重矩阵与经济特征或其他特征权重矩阵有机地结合在一起，它能准确地将空间效应的综合性与复杂性展示出来^[40]。

本文借鉴李靖等^[41]的研究，构建能够同时考虑地区间经济 and 地理空间相关性的经济地理距离嵌套权重矩阵。公式如下：

$$W_g = W_d \times W_e \quad (15)$$

式中： W_g 代表嵌套矩阵 $W_d = \frac{1}{d_{ij}^2}$ ，地理距离矩阵，经济距离矩阵 $W_e = \frac{1}{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|}$ ，其中 $\bar{Y}_i$ 和 $\bar{Y}_j$ 分别表示两个地区的人均 GDP。

2.3 数据说明

本文实证样本为 2008—2017 年中国 30 个省份 10 年的面板数据。30 个省份的研发投入数据来源于《中国科技统计年鉴》，三废排放、GDP 和城镇化率、外国直接投资来自《中国统计年鉴》，产业结构和能源结构根据历年《中国统计年鉴》数据计算而得，环保意识数据来源于《中国环境统计年鉴》。本文空间权重矩阵构建和空间面板模型的实证分析采用 Matlab 软件完成。数

据描述性统计分析见表 2。

3 实证结果分析与讨论

3.1 空间相关性分析

3.1.1 全局莫兰指数 (Moran' sI)

表 2 描述性统计分析

变量名称	样本数	平均数	标准差	最小值	最大值
环境污染 (CIEP)	300	0.033	0.005	0.025	0.046
研发投入 (R&D)	300	1.505	1.07	0.22	6.010
地区生产总值 (lnGDP)	300	9.392	1.035	5.979	11.27
城镇化率 (City)	300	0.547	0.132	0.291	0.896
外国直接投资 (lnFDI)	300	7.857	1.397	4.255	11.71
产业结构 (Struc)	300	0.464	0.083	0.19	0.615
能源结构 (Energy)	300	0.948	0.397	0.069	0.961
环保意识 (lnPoinve)	300	11.82	0.953	8.193	14.110

表 3 显示了根据经济地理距离空间权重矩阵计算得出的 2008—2017 年我国各省份环境污染莫兰指数。从中可以看出，2008—2017 年我国各省份环境污染和研发投入的全局莫兰指数均为正值，且都通过了 1%的显著性检验。从 2008—2017 我国各省环境污染莫兰指数时序图 (图 1) 中可以看出，环境污染和研发投入的莫兰值波动范围很小，其中环境污染莫兰值每年都在 0.1 以上，研发投入莫兰值每年都在 0.35 以上。这表明我国各省份环境污染和研发投入均存在空间正相关性，其空间分布具有显著的空间集聚特征。

表 3 2008—2017 年环境污染和研发投入莫兰指数

年份	环境污染	研发投入
2008	0.127*	0.392***
2009	0.139*	0.357***
2010	0.156**	0.362***
2011	0.122*	0.403***
2012	0.120*	0.413***

2013	0.120*	0.424***
2014	0.110*	0.425***
2015	0.108*	0.424***
2016	0.102*	0.419***
2017	0.117*	0.379***

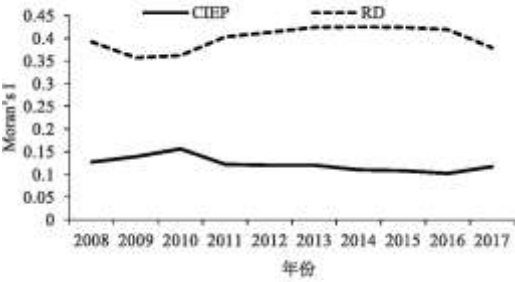


图 1 2008—2017 各省环境污染和研发投入莫兰指数时序图

3. 1. 2 局部莫兰指数 (Moran’ sI)

考虑到某些局部区域的非典型特征，本文进一步估计了局部莫兰指数，并获得了莫兰散点图。根据莫兰散点图，所有省都位于四个不同的象限中，这些省可以分为四种污染类型：高一高，低一高，低一低和高一低，分别对应于散点图中的第一、第二、第三和第四象限。本文选择 2008 年、2011 年、2014 年和 2017 年数据创建莫兰散点图。因篇幅所限，只汇报 2017 年我国各省份环境污染莫兰散点图(图 2)，表 4 报告了由散点图整理的 2008 年、2011 年、2014 年和 2017 年各省空间集聚布局情况。

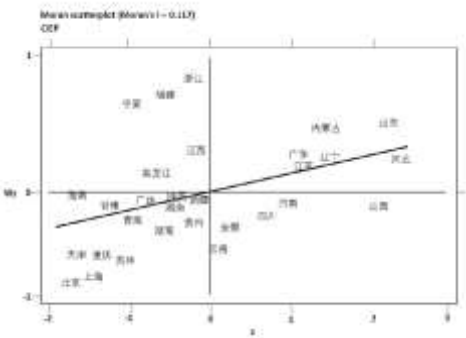


图 2 2017 年我国各省份环境污染莫兰散点图

表 4 我国各省份环境污染空间集聚布局情况

集	2008 年	2011 年	2014 年	2017 年
---	--------	--------	--------	--------

聚类类型				
HH	广东、河北、山东、辽宁、内蒙古、江苏	浙江、内蒙古、山东、辽宁、江苏、广东、河北	河北、山西、广东、江苏、辽宁、内蒙古、山东	广东、江苏、辽宁、内蒙古、山东、河北
LL	北京、上海、吉林、天津、重庆、青海、湖南、贵州、甘肃、广西、山西、湖北、新疆、云南、海南	北京、甘肃、吉林、上海、天津、重庆、贵州、新疆、广西、湖北、湖南、云南	北京、天津、上海、吉林、重庆、甘肃、广西、贵州、新疆、湖南、云南	北京、天津、上海、吉林、重庆、青海、湖南、贵州、甘肃、广西、湖北、陕西、新疆、云南、海南
HL	安徽、四川、河南、山西	安徽、四川、山西、河南	安徽、四川、河南	安徽、四川、河南、山西
LH	福建、宁夏、浙江、黑龙江、江西	福建、宁夏、海南、青海、黑龙江、陕西、江西	海南、福建、宁夏、青海、浙江、黑龙江、陕西、湖北、江西	宁夏、福建、浙江、黑龙江、江西

从图 2 和表 4 可知，2008 年、2011 年、2014 年和 2017 年这 4 年中广东、河北、辽宁、内蒙古、江苏、山东等 6 省份属于高污染高集聚型(HH)，即这 6 个省份是高污染地区，其相邻省份也是高污染地区。而新疆、云南、黑龙江、贵州、甘肃、湖南、广西、北京、上海、天津、重庆、吉林等 13 个省份一直是低污染低集聚型(LL)，即这 13 个省份污染低，其相邻省份污染也低。安徽、四川和河南 3 个省份始终是高污染低集聚型(HL)，即本地污染较严重，但周边相邻省份污染却较轻。福建、宁夏和黑龙江 3 个省则总是属于低污染高集聚型(LH)，即这本地污染低，但其相邻省份污染较严重。从空间上来看，绝大部分省位于第一和第三象限，即高一高集聚和低一低集聚型，说明我国大部分省环境污染存在显著的空间集聚特征，即高值与高值集聚、低值与低值集聚。

3.2 空间实证分析与讨论

本文基于 2008—2017 年我国 30 个省份的面板数据构建不包括空间交互效应的面板数据模型：

$$CIEP_{it}=\beta_0+\beta_1R\&D_{it}+\beta_2\ln GDP_{it}+\beta_3City_{it}+\beta_4\ln FDI_{it}+\beta_5Struc_{it}+\beta_6Energy_{it}+\beta_7\ln Poinve_{it}+\mu_i+\xi_t+\varepsilon_{it}\quad (16)$$

式中：i 和 t 分别表示第 i 个省在第 t 年的数据(i=1,2,⋯,30; t=1,2,⋯,10)；被解释变量 CIEP 表示环境污染；解释变量 R&D 表示研发投入；控制变量包括地区生产总值(lnGDP)、城镇化率(City)、外国直接投资(lnFDI)、产业结构(Struc)、能源结构(Energy)、环保意识(lnPoinve)； μ_i 和 ξ_t 分别代表空间特定效应和时间特定效应， ε_{it} 表示服从正态分布的随机误差项。

用无空间交互效应的面板数据模型进行估计的结果报告在表 5 中，传统 LM 检验结果发现，在无固定效应、只有空间固定效应、只有时间固定效应、具有空间和时间双固定效应的非空间模型下，在 1%的显著性水平上拒绝了无空间滞后被解释变量的原假设和无空间自相关误差项的原假设。稳健 LM 检验结果表明，在无固定效应和只有时间固定效应的非空间模型下，在 1%的显著性水平上拒绝了无空间滞后被解释变量的原假设。在空间和时间双固定效应的非空间模型下，在 10%的显著性水平上拒绝了无空间滞后被解释变量的原假设。而在其他情况下，并未拒绝无空间滞后被解释变量和空间自相关误差项的原假设，这说明模型需要考虑时间固定效应。此外，LR 检验结果表明，不能拒绝空间固定效应的联合非显著性原假设(估计值为 2.8356，自由度为 30， $P>0.01$)，拒绝时间固定效应的联合非显著性原假设(估计值为 595.1439，自由度为 10， $P<0.1$)。因此，本文的实证模型考虑选

择具有时间固定效应的 SDM。

空间杜宾模型 SDM 的具体形式为：

$$\begin{aligned}
 CIEP_{it} = & \delta WCIEP_{it} + \alpha + \beta_1 R\&D_{it} + \theta_1 W\beta_1 R\&D_{it} + \\
 & \beta_2 \ln GDP_{it} + \theta_2 W\beta_2 \ln GDP_{it} + \beta_3 City_{it} + \\
 & \theta_3 W\beta_3 City_{it} + \beta_4 \ln FDI_{it} + \theta_4 W\beta_4 \ln FDI_{it} + \\
 & \beta_5 Struc_{it} + \theta_5 W\beta_5 Struc_{it} + \beta_6 Energy_{it} + \\
 & \theta_6 W\beta_6 Energy_{it} + \beta_7 \ln Poinve_{it} + \\
 & \theta_7 W\beta_7 \ln Poinve_{it} + \mu_i + \xi_i + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (17)$$

表 5 无空间交互效应的面板数据模型估计结果

决定因素	(1)	(2)	(3)	(4)
	联合 OLS	空间固定效应	时间固定效应	空间和时间固定效应
R&D	-0.0016** (-2.1946)	-0.0021** (-2.6622)	-0.0019*** (-3.0352)	-0.0022** (-2.5768)
lnGDP	0.0015*** (4.1268)	0.0011 (1.4516)	0.0016*** (4.4091)	0.0019* (1.8225)
City	-0.0139*** (-5.6526)	-0.0091* (-1.7965)	-0.0118*** (-4.6298)	-0.0079** (-2.1452)
lnFDI	-0.0014*** (4.5747)	-0.0001 (0.5343)	-0.0012*** (3.9580)	-0.0003 (1.1912)
Struc	0.0058** (2.2933)	-0.0071*** (-3.5495)	0.0017* (1.7775)	-0.0099*** (-3.4490)
Energy	0.0022*** (3.7856)	0.0030*** (3.9283)	0.0020*** (0.5775)	0.0027*** (3.3603)
lnPoinve	0.0016*** (6.2260)	0.0001 (0.2619)	0.0020*** (7.11153)	0.0011* (1.7462)
Intercept	-0.0064*** (-2.6018)	—	—	—
R ²	0.6656	0.1280	0.6797	0.1562
logL	1325.6734	1628.32	1332.1654	1629.7373
LM 空间滞后	21.6796***	13.1868***	25.4877***	12.2943***
LM 空间误差	18.4475***	14.3996***	9.7713***	17.2852***
稳健 LM 空间滞后	6.4610***	1.3329	18.2157***	4.1033*
稳健 LM 空间误差	5.2289**	2.5457	4.4993**	1.0942

表 6 第 2 列报告了具有时间固定效应的 SDM 就研发投入对环境污染的影响进行估计的结果。Wald 检验空间滞后估计值为 52.9494 (P<0.01)，LR 检验空间滞后的估计值为 4

$H_0: \theta = 0$ 。同样, Wald 检验空间误差估计值为 54.5539 ($P < 0.01$), LR 检验空间误差的估计值为 50.0612 ($P < 0.01$), 说明必须拒绝空间杜宾模型能简化为空间误差模型的原假设 $H_0: \theta + \delta \beta = 0$ 。因此, 必须拒绝 SAR 模型和 SEM 而选择空间杜宾模型。偏误修正后的参数估计结果显示在表 5 第 (3) 列, 很显然, 此模型中偏误修正法产生的影响非常小。豪斯曼检验结果 (估计值为 93.1545, $P < 0.01$) 也表明必须拒绝随机效应模型。综合上述, 本文最终确定分析研发投入对环境污染影响的空间计量模型为具有时间固定效应的空间杜宾模型。

表 6 中具有时间固定效应的空间杜宾模型估计结果显示, 在 1% 的显著性水平上研发投入系数为负, 表明我国各省研发投入与环境污染呈反向关系, 即加大研发投入强度, 环境污染就会降低。地区生产总值 GDP 系数为正, 表明一个地区经济发展水平越高, 其环境污染越严重。城镇化率系数为负可能是由于城镇化导致人群聚集, 而污染源正在逐步远离人群聚居区的缘故。外国直接投资系数为负, 说明外国直接投资所带来的先进减排技术和污染排放设备有利于降低能源消耗和污染排放。产业结构系数为正, 说明工业产值占各地区生产总值的比重越大, 环境污染越严重。能源结构系数为正, 说明燃烧的能源中煤炭所占比例越大, 环境污染越严重。环保意识即工业污染治理投资系数为正, 说明越是环境污染严重的地区环保意识越强, 改善环境质量的愿望越强烈, 在工业污染治理方面投入越多。环境污染的空间交互效应显著为正, 说明本身的环境污染越严重, 相邻省份受该省份环境污染的影响就越大。研发投入的空间交互效应显著为负, 是因为研发投入所带来的技术创新促进了节能减排技术的进步, 从而对相邻省份环境污染产生反向影响。地区生产总值与产业结构空间交互效应不显著, 说明各省份在制定地区生产总值目标与产业结构时只是立足本地实际情况, 因地制宜, 受相邻省份影响不大。

表 6 具有时间固定效应的空间杜宾模型估计结果

决定因素	(1)	(2)
	时间固定效应	时间固定效应偏误校正
$W \times CIEP$	0.1372** (2.4170)	0.1372** (2.4167)
R&D	-0.0023*** (-4.2234)	-0.0023*** (-4.1540)
lnGDP	0.0018*** (5.2966)	0.0018*** (5.2077)
City	-0.0151*** (-3.4454)	-0.0151*** (-3.3878)
lnFDI	-0.0013*** (-4.3944)	-0.0013*** (-4.3205)
Struc	0.0042* (1.7991)	0.0042* (1.7739)
Energy	0.0011** (1.9750)	0.0110** (1.9419)
lnPoinve	0.0016*** (5.4202)	0.0016*** (5.3297)
$W \times R\&D$	-0.0024*** (-3.2606)	-0.0024*** (-3.2072)
$W \times \ln GDP$	-0.0018 (-1.1938)	-0.0018 (-1.1740)
$W \times City$	0.0320*** (3.5764)	0.0320*** (3.5164)
$W \times Struc$	-0.0097 (-1.1147)	-0.0097 (-1.0959)
$W \times Energy$	0.0037*** (2.7951)	0.0037*** (2.7483)
$W \times \ln poinve$	0.0021*** (2.8045)	0.0021*** (2.7596)

R^2	0.7293	0.7293
修正 R^2	0.7291	0.7291
logL	1357.3664	1357.2812
Wald 检验空间滞后统计量	52.9494***	51.2522***
LR 检验空间滞后	47.9917***	47.9914***
Wald 检验空间误差统计量	54.5539***	52.7356***
LR 检验空间误差	50.0612***	50.0612***

表 7 报告了解释变量和控制变量的直接效应、间接效应与总效应。解释变量 R&D 的直接效应(表 7)与其系数的估计(表 6)不一样,其原因是存在反馈效应,产生反馈效应是由于它对一个省的影响会传递给邻近省份且把邻近省份的影响又传回这个本地。反馈效应是部分来源于空间滞后被解释变量 $[W \times CIEP]$ 的系数估计值(可以证明它为正值且显著),部分来源于解释变量自身的空间滞后变量 $[W \times R\&D]$ 的系数估计值(可以证明它为负且显著)。

表 7 直接效应和间接效应表

决定因素	(1)	(2)
	时间固定效应	时间固定效应偏误校正
直接效应 R&D	-0.0026***(-4.1687)	-0.0026***(-4.2974)
间接效应 R&D	-0.0012***(-3.3151)	-0.0013***(-3.1478)
总效应 R&D	-0.0036***(-4.5826)	-0.0035***(-4.3723)
直接效应 lnGDP	0.0018*** (5.2060)	0.0018*** (5.2053)
间接效应 lnGDP	-0.0018(-3.3151)	-0.0018(-1.2044)
总效应 lnGDP	-0.0001(-0.0299)	-0.0001(-0.0188)
直接效应 City	-0.0151***(-3.4476)	-0.0155***(-3.5600)
间接效应 City	0.0317*** (3.6136)	0.0321*** (3.5039)
总效应 City	0.0167** (2.3615)	0.0167** (2.2692)
直接效应 lnFDI	-0.0013***(-4.2414)	-0.0013***(-4.5926)
间接效应 lnFDI	-0.0004***(-0.3663)	-0.0004***(-0.3616)
总效应 lnFDI	-0.0009(-0.9363)	-0.0009(-0.8610)
直接效应 Struc	0.0043*** (1.5104)	0.0043*** (1.5250)

间接效应 Struc	-0.0097 (-1.1496)	-0.0095 (-1.0952)
总效应 Struc	-0.0054 (-0.6190)	-0.0053 (-0.5719)
直接效应 Energy	0.0011* (5.4604)	0.0011* (1.9544)
间接效应 Energy	0.0035** (2.7048)	0.0035** (2.5976)
总效应 Energy	0.0046*** (3.2550)	0.0046*** (3.1192)
直接效应 lnPoinve	0.0016*** (5.4604)	0.0015*** (5.2986)
间接效应 lnPoinve	0.0020** (2.6933)	0.0020** (2.6526)
总效应 lnPoinve	0.0036*** (4.9168)	0.0036*** (4.8080)

研发投入的直接效应为-0.0026(表 7)，其系数的估计值为-0.0023(表 6)，则其反馈效应的值为-0.0003 或者为其直接效应的 11.54%。可见，这些反馈效应是相当小的。尽管在非空间模型中间接效应被人为设定为 0，但在空间杜宾模型中解释变量研发投入的间接效应为其直接效应的 50%。该间接效应在 1%的显著性水平下异于 0，说明如果一个省份的研发投入加大，不仅会改变本地的环境污染程度，而且会改变其邻近省份的环境污染程度。邻近省份环境污染程度的改变与这个省份环境污染的改变是成比例的，即相对于研发投入的改变，环境污染程度改变的比例近似为 1：2。地区生产总值与产业结构间接效应和总效应均不显著，说明这两项指标对邻近省的影响很小，与表 6 中这两项指标空间交互效应不显著的实证结果相印证。

4 稳健性检验

4.1 更换空间权重矩阵

为了检验基准模型估计结果的稳健性，利用相同的模型和空间计量方法，选用地理距离倒数平方空间权重矩阵作为新的空间权重矩阵进行稳健性检验。结果表明，采用地理距离倒数平方空间权重矩阵后，回归结果仍显示空间杜宾模型的拟合效果是最优的。虽然采用该空间权重矩阵后估计结果的系数大小与采用经济地理距离权重矩阵有所不同，但主要解释变量估计系数的方向和显著性水平并没有发生变化。这也就表明，上述的研究结果是稳健可靠的。

4.2 更换研发投入的度量方式

本文采用另一种度量技术创新的方法来检验其对环境污染的影响，即采用各地区研究与试验发展(R&D)经费内部支出(单位：万元)作为替代变量。实证结果显示，主要解释变量估计系数的方向和显著性与基准模型一致，环境污染存在明显的空间溢出效应，而研发投入的加大能明显改善环境污染质量。因此，本文的实证估计结果仍然是稳健的。囿于篇幅限制，本文不汇报稳健性检验的估计结果。

5 结论与政策建议

本文基于 2008—2017 年中国 30 个省份的统计数据，利用熵权法构建了环境污染综合指数，选择经济地理距离空间权重矩阵和空间杜宾模型，从研发投入视角实证检验了技术创新对环境污染的影响。

我国各省份的环境污染和研发带来的技术创新存在显著的空间相关性。2008—2017 年我国各省份环境污染和研发投入的全

局莫兰值均显著且为正，且环境污染莫兰散点图显示其空间分布具有显著的空间集聚特征（即高值与高值集聚、低值与低值集聚）。这表明我国各省份环境污染和研发投入均存在较强的空间正相关性，即本地环境污染重，则邻近省份环境污染也不会轻，本地研发投入大，则邻近省份也会受其影响。这正是由于地区间的工业活动并非是随机独立的，本地区环境质量会受到其他地区环境污染的影响，改善周边地区环境污染程度将有利于本地区环境质量的提升。因此，各省份政府部门在制定地区发展政策时不仅应关注本地区的环境条件，还要考虑邻近省份的发展策略，加强与邻近省份的交流与合作，充分实现资源共享，并借鉴邻近省份节能减排的成功经验和有益做法，推动整个经济社会环境的共同发展和环境质量的改善。政府部门在制定防治环境污染的政策，采取节能减排措施的同时还要考虑技术创新所需的研发投入。政府部门应创造有利条件吸引研发经费和研发人才向本地区流动，有条件的地区可建立相应的环境保护基金，为企业的研发创新提供经济支持。

研发带来的技术创新与环境污染呈现反向关系，即加大研发投入强度，环境污染将会减小。实证结果显示研发投入的估计系数显著为负，直接效应和间接效应也均显著为负，说明环境质量的改变不仅受到当地研发投入的影响，还受到其他空间相关省份的研发投入的影响。这与王章名和王成璋^[13]的实证结果（研发投入对环境污染的影响呈倒“U”型关系且长期内存在拐点）不同，这可能是因为拐点已经出现，目前正处于倒“U”型的右侧，即随着研发投入的加大，环境污染呈下降趋势。政府部门应在做好知识产权保护的前提下，充分利用研发产生的技术创新所伴随的知识空间溢出效应推动本地区和邻近省份节能减排技术的进步，从而推动本地区和邻近省份环境质量的改善。即在其他条件不变的情况下，加大大地研发投入将会显著减轻其环境污染程度。而其他空间相关省份的研发投入强度增大也能够促使本地区环境改善，且邻近省份环境污染程度的改变与本地环境污染的改变是成比例的，即相对于研发投入的改变，环境污染程度改变的比例近似为 1：2。这一结论的启示在于各省份应加大研发投入力度，充分调动企业技术创新的积极性，促进节能减排技术的进步，改善环境质量。

参考文献:

- [1]李天宇. 第一轮中央生态环保督察及“回头看”全部完成：受理举报 21.2 万余件罚款 24.6 亿元[J]. 中国环境监察, 2019(5): 8-9.
- [2]颉茂华, 王瑾, 刘冬梅. 环境规制、技术创新与企业经营绩效[J]. 南开管理评论, 2014(6): 106-113.
- [3]Shahbaz M, Raghutla C, Song M L, et al. Public-private partnerships investment in energy as new determinant of CO2 emissions: The role of technological innovations in China[J]. Energy Economics, 2020, 86.
- [4]罗勇根, 杨金玉, 陈世强. 空气污染、人力资本流动与创新活力——基于个体专利发明的经验证据[J]. 中国工业经济, 2019(10): 99-177.
- [5]姜照华, 马娇. 绿色创新与环境污染、能源消耗的相互关系研究[J]. 生态经济, 2019(4): 160-166.
- [6]任亚运, 张广来. 城市创新能够驱散雾霾吗——基于空间溢出视角的检验[J]. 中国人口·资源与环境, 2020(2): 111-120.
- [7]Omri A, Hadj T B. Foreign investment and air pollution: Do good governance and technological innovation matter? [J]. Environmental Research, 2020, 185: 1-25.
- [8]逯进, 赵亚楠, 陈阳. 人力资本、技术创新对环境污染的影响机制——基于全国 285 个城市的实证分析[J]. 长江流域资源与环境, 2019(9): 2186-2196.
- [9]Ali W, Abdullah A, Khan M A. The dynamic linkage between technological innovation and CO2 emissions in

Malaysia:An autoregressive distributed lagged bound approach[J].International Journal of Energy Economics and Policy, 2016, 6(3):389-400.

[10]Wang X T,Luo Y.Has technological innovation capability addressed environmental pollution from the dual perspective of FDI quantity and quality?Evidence from China[J].Journal of Cleaner Production, 2020, 258:1-13.

[11]邵帅, 李欣, 曹建华, 等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择[J]. 党政视野, 2016(12): 53.

[12]Chen LL, He F, Zhang Q Z, et al. Two-stage efficiency evaluation of production and pollution control in Chinese iron and steel enterprises[J].Journal of Cleaner Production, 2017, 165:611-620.

[13]王章名, 王成璋. 研发投入对环境污染影响的实证研究[J]. 管理学报, 2016(11): 1710-1717.

[14]Jiang Z Y, Wang Z J, Li Z B. The effect of mandatory environmental regulation on innovation performance:Evidence from China[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 203:482-491.

[15]任洪源, 刘刚, 罗永泰. 知识资源、研发投入与企业跨境创新绩效关系研究——基于面板数据门限回归的实证分析[J]. 管理评论, 2017(1): 105-113.

[16]李新功. 政府 R&D 资助、金融信贷与企业技术创新[J]. 管理评论, 2016(12): 54-62.

[17]黄奇, 苗建军, 李敬银, 等. 政府科技资助是否影响了中国工业企业技术创新效率[J]. 科技管理研究, 2015(20): 38-44.

[18]Yeh M L, Chu H P, Sher P J, et al. R&D intensity, firm performance and the identification of the threshold:Fresh evidence from the panel threshold regression model[J].Applied Economics, 2010, 42(3):389-401.

[19]陈恒, 侯建. R&D 投入、FDI 流入与国内创新能力的门槛效应研究——基于地区知识产权保护异质性视角[J]. 管理评论, 2017(6): 85-95.

[20]Li D, Zeng T. Are China' s intensive pollution industries greening?An analysis based on green innovation efficiency[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 259:1-8.

[21]Zhu Y F, Wang Z L, Yang J, et al. Does renewable energy technological innovation control China' s air pollution?A spatial analysis[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 250:1-13.

[22]黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016(4): 60-73.

[23]郭英远, 张胜, 张丹萍. 环境规制、政府研发资助与绿色技术创新: 抑制或促进?——一个研究综述[J]. 华东经济管理, 2018(7): 40-47.

[24]Lee K H, Min B. Green R&D for eco-innovation and its impact on carbon emissions and firm performance[J]. Journal of Cleaner Production, 2015, 108:534-542.

-
- [25] 保罗·埃尔霍斯特. 空间计量经济学——从横截面数据到空间面板[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2015.
- [26] 许和连, 邓玉萍. 外商直接投资导致了中国的环境污染吗——基于中国省际面板数据的空间计量研究[J]. 管理世界, 2012(2): 30-43.
- [27] Chen X Y, Shao S, Tian Z Z, et al. Impacts of air pollution and its spatial spillover effect on public health based on China's big data sample[J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 142:915-925.
- [28] Li B, Wu S S. Effects of local and civil environmental regulation on green total factor productivity in China: A spatial Durbin econometric analysis[J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 153:342-353.
- [29] Ge T, Qiu W, Li J Y, et al. The impact of environmental regulation efficiency loss on inclusive growth: Evidence from China[J]. Journal of Environmental Management, 2020, 268:1-10.
- [30] Feng Y C, Wang X H, Du W C, et al. Effects of environmental regulation and FDI on urban innovation in China: A spatial Durbin econometric analysis[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 235:210-224.
- [31] Liu K, Lin B Q. Research on influencing factors of environmental pollution in China: A spatial econometric analysis[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 206:356-364.
- [32] 安同良, 周绍东, 皮建才. R&D 补贴对中国企业自主创新的激励效应[J]. 经济研究, 2009(10): 87-98.
- [33] 林伯强, 谭睿鹏. 中国经济集聚与绿色经济效率[J]. 经济研究, 2019(2): 119-132.
- [34] 邵帅, 李欣, 曹建华. 中国的城市化推进与雾霾治理[J]. 经济研究, 2019(2): 148-165.
- [35] 谢锐, 陈严, 韩峰, 等. 新型城镇化对城市生态环境质量的影响及时空效应[J]. 管理评论, 2018(1): 230-241.
- [36] 陈真玲. 生态效率、城镇化与空间溢出——基于空间面板杜宾模型的研究[J]. 管理评论, 2016(11): 66-74.
- [37] 王守坤. 空间计量模型中权重矩阵的类型与选择[J]. 经济数学, 2013(3): 57-63.
- [38] Getis A. Spatial Weights Matrices[J]. Geographical Analysis, 2009, 41(4):404-410.
- [39] Neusser K. Interdependencies of US manufacturing sectoral TFPs: A spatial VAR approach[J]. Journal of Macroeconomics, 2008, 30(3):991-1004.
- [40] Parent O, LeSage J P. Using the variance structure of the conditional autoregressive spatial specification to model knowledge spillovers[J]. Journal of Applied Econometrics, 2008, 23(2):235-256.
- [41] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J]. 管理世界, 2010(7): 43-55.