

基于空间因素考量的环境规制 对技术创新的影响研究

范旭¹ 李键江² 李蓓黎¹¹

(1. 华南理工大学 公共管理学院, 广东 广州 510641;

2. 华南理工大学 马克思主义学院, 广东 广州 510641)

【摘要】: 通过设置三种不同的空间权重矩阵(邻接、地理距离、空间距离), 将空间因素纳入环境规制对区域技术创新的影响中, 构建环境规制对区域技术创新影响的空间计量模型, 并以 2009—2017 年中国 31 个省份的面板数据运用 Moran' s I 指数和莫兰散点图分析了区域技术创新的全局空间自相关性和局域的空间集聚特征, 然后基于改进的知识生产函数构建了 SLM 和 SEM 两个空间面板模型, 就环境规制对区域技术创新的影响进行了实证分析。研究发现: 我国的区域技术创新存在空间自相关性; 环境规制与区域技术创新呈现明显正相关关系; 空间溢出效应是区域技术创新活动不可忽略的重要因素。研究结果表明: 政府部门在协调推进环境保护与创新发展时, 应注意考虑空间因素对环境规制与区域技术创新二者之间关系的影响, 努力协调中央和地方的关系, 保持地方政府决策的连续性和系统性, 这样才能在保护环境的基础上, 促进区域的技术创新取得明显进步。

【关键词】: 环境规制 空间计量模型 实证分析

【中图分类号】: X196; F062.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2021)04-156-07

“绿水青山就是金山银山”, 良好的生态环境是一个国家的宝贵财富。近年来, 由于环境的恶化及全球性的自然灾害频发, 世界各国正逐渐加大环境规制力度, 中国也不例外, 比如, 2014 年修订并实施被誉为“史上最严”的《中华人民共和国环境保护法》, 通过对污染企业“按日计罚”、对污染违法者动用行政处罚等手段, 敦促企业树立环境保护意识, 规范企业按环境保护标准进行有序生产。使我国的环境保护取得明显成就, 以大气为例, 截至 2017 年, 长三角、珠三角和京津冀区域的细颗粒物(PM_{2.5})平均浓度比 2013 年分别降低了 34.3%、27.7%和 39.6%。然而, 随着我国发展阶段进入经济新常态, 我国比以往任何一个时候都更加注重依靠创新转变过去粗放的经济 development 方式。经济发展方式的转变离不开先进的技术, 而先进技术的诞生需要依靠创新。因此, 探析环境规制对区域技术创新的影响规律, 对新时代我国深入实施创新发展战略及创新型国家的建设具有举足轻重的现实意义。

1 文献综述

关于环境规制对区域技术创新影响的相关研究, 以“波特假说”为基础理论, 支持环境规制会对技术创新产生促进作用的

作者简介: 范旭, 博士, 教授, 博士研究生导师, 研究方向为科技政策与创新管理、公共政策与区域发展。E-mail:scutwc@163.com
基金项目: 国家社会科学基金重点项目“新时代社会主要矛盾转化下我国创新性国家建设研究”(18AKS008);教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“新时代我国科技评价制度改革研究”(19JZD025);广东省省级科技计划项目“广东省新兴产业技术发展科技型中小微企业的技术创新研究”(2017A010106001)

观点。在波特看来,积极的环境规制政策不仅有利于企业进行技术创新活动,并且能够帮助企业抵消因为环保而产生的成本^[1-2]。支持者们大多以发达国家^[3]、企业^[4]或制造业^[5]等为研究对象,将环境污染治理投资额和研发经费支出或者专利申请数分别作为环境规制和技术创新的测量指标^[6],通过一系列实证分析发现,环境规制与技术创新之间表现为明显的正相关关系^[7],严格的环境规制虽然会增加企业的生产成本,但是它能够在一定程度上促进企业自主创新能力的提升^[8],尤其对环保技术的创新起到主要推动作用^[9],在环境规制下促进的技术创新活动还能够在一定程度上减轻甚至抵消因环境规制而增加的企业成本。然而,反对者却认为环境规制会对技术创新产生抑制作用,支持这个观点的学者大多认为,过度严格的环境规制容易使企业在生产经营中为满足环境规制的要求,加重企业的负担,进而对其自身的技术创新活动产生不利影响^[10]。除此之外,还有部分学者持不确定的观点,支持这个观点的学者认为,目前判定环境规制与技术创新存在相关性的证据尚不明确^[11],而环境规制对技术创新的影响作用是不确定的,环境规制对技术创新的影响可能是不明显的^[12],也可能随着环境规制力度的加强,其对技术创新呈现先抑制后促进^[13]或者先促进后抑制的影响^[14-15];此外,环境规制对技术创新的影响还可能存在区域差异,在发达的东部地区,环境规制会对技术创新起促进作用,在不发达的中、西部地区却不会^[16-17],因此,不能笃定地认为该假说成立。

为何到目前为止,环境规制对区域技术创新之间的影响作用尚未清晰?一种可能的解释认为,所构建的环境规制对技术创新影响的计量模型中没有将空间因素纳入区域创新活动的影响所导致。已有研究表明,区域的技术创新存在明显的空间自相关性^[18],所谓空间自相关性也称空间依赖性,即表征各个不同区域之间的属性值在空间上具有相关性,而这种相关性由地理位置等因素造成。因此,探析环境规制对区域技术创新的影响作用,需要将空间因素纳入其中考虑才合理。虽然近年来国内学者通过实证研究来探析环境规制对区域技术创新影响规律的研究不少^[19-20],但都没有将空间因素纳入其中。

基于以上分析,为全面深入探究考虑空间效应的情况下,环境规制对区域技术创新的影响规律,基于文献研究,本文通过设置三种不同的空间权重(邻接、地理距离、经济距离),运用空间自相关及空间计量经济学方法,构建环境规制对区域技术创新影响的空间计量模型,以2009—2017年中国31个省份的面板数据进行实证分析,并根据实证分析结论,以期为新时代中国如何构建环境保护和创新发展二者协调发展提供建设性的政策启示。

2 研究设计

2.1 空间自相关与空间计量模型

2.1.1 空间自相关

将空间效应纳入考虑范围,建立空间计量模型之前需要检验被解释变量是否存在空间区域关联与空间依赖性。全局空间关联分析是从区域空间整体上刻画空间差异程度和空间关联的分析方法,本文使用全局空间自相关度量指标 Moran' sI 指数,测量不同地区观测变量的总体相关程度,如式(1)所示:

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

其中, $\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$ 。Moran' sI 指数的范围为[-1, 1],其符号表示空间关联的方向性,绝对值表示其关联强度。除此之外,借助莫兰散点图从局部视角更加清晰直观地刻画局域的空间联系形式,以揭示各个省份之间的空间差异程度。

2.1.2 空间计量模型

目前，常用的空间计量模型主要包括空间误差模型 (SEM) 和空间滞后模型 (SLM) 两种，两种模型与传统计量模型的区别在于，空间滞后模型在传统计量模型的基础上引入了被解释变量的空间滞后项，而空间误差模型在传统计量模型的基础上引入了随机误差项的空间滞后项。SLM 和 SEM 的模型表达式分别如式 (2) 和式 (3) 所示。

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (2)$$

式中： $\rho W y$ 为被解释变量的空间滞后项； W 为空间权重矩阵； ρ 为空间滞后自相关系数，表示空间溢出效应的大小；向量 β 为各解释变量对被解释变量的影响， ε 为随机误差项。

$$y = X\beta + \varepsilon, \varepsilon = \lambda W \varepsilon + \mu, \mu \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (3)$$

式中： $\lambda W \varepsilon$ 为随机误差项的空间滞后项； W 为空间权重矩阵； μ 为服从正态分布的随机误差项； λ 为空间误差自相关系数，表征相同空间权重地区的技术创新活动对本地区技术创新活动的影响。

关于空间计量模型该如何选取的问题，根据 Anselin 等^[21]的研究，首先通过 Moran' sI 指数判断空间自相关性，然后引入空间变量，再比较 LM-LAG 与 LM-ERR 两个统计量，若 LM-LAG 更显著，则选用 SLM 模型更恰当，反之，认为选用 SEM 模型更恰当。若两者相近，则比较 Robust LM-LAG 与 Robust LM-ERR。

2.2 变量选取

(1) 技术创新 (TEC)。

在现有文献中，衡量区域技术创新的指标主要有新产品销售收入、产值和专利等，其中发明专利是衡量区域技术创新的重要核心指标^[22-24]。因此，本文选取发明专利的申请数作为反映区域技术创新的主要指标。因为，首先，研发人员在技术创新过程中所产生的主要成果往往具有可观的经济价值，研发人员为维护自身知识产权的合法权益，主要将其技术创新成果申请为发明专利作为主要的法律保护手段；其次，发明专利相关统计数据较容易获得；再次，考虑到相关研究中以发明专利作为衡量技术创新常用的指标有发明专利的申请量和授权量，结合我国发明专利的审批时间一般是 1 至 3 年，故选取发明专利申请数更为合理。

(2) 环境规制 (ENV)。

衡量环境规制的指标种类繁多，包括单位 GDP 能耗、排污税、环境污染治理投资额和工业污染治理投资完成额与工业企业主营业务收入的比值等^[25-28]。由于环境污染治理投资额属于基于市场的环境规制工具，具有较高的应用价值^[29]。基于数据的可得性，本文选取地方环境污染治理投资额与地方 GDP 的比重作为衡量环境规制的指标。

(3) 研发资本 (R&D)。

参考文献^[30]，采用永续盘存法核算 R&D 的资本存量，公式如式 (4) 所示：

$$K_{it} = (1 - \delta) \times K_{it-1} + I_{it} \quad (4)$$

式中： K_{it} 和 $K_{i(t-1)}$ 分别为 i 地区第 t 期和第 $t-1$ 期的资本存量； δ 为折旧率，根据文献，文中取 $\delta=15\%$ ； I_{it} 表示 i 地区第 t 期的实际 R&D 经费支出，其值根据相关研究构造的 R&D 支出价格指数计算^[31]，以 2009 年为基期，对名义上 R&D 经费支出进行平减。其中，估算基期资本存量时，假设 R&D 资本存量的增长率等于 R&D 经费的增长率，基期资本存量的估算公式为：

$$K_{i0}=I_{i0}/(g+\delta) \quad (5)$$

式中： K_{i0} 为基期资本存量， I_{i0} 为基期实际 R&D 经费支出， g 为考察期内实际 R&D 经费支出的平均增长率， δ 为折旧率。据此，可计算出各年各地区的 R&D 资本存量。

(4) 人力资本 (HUM)。

根据相关研究^[32]，选取各地区每年劳动者的平均受教育年限来表示人力资本，将劳动者的受教育程度和受教育年限分为未受教育 (0 年)、小学 (6 年)、初中 (9 年)、高中 (12 年)、大专及其以上 (16 年) 五个程度，其中各个教育程度使用地区各教育程度的人数占总人数的比重表示。各地区的人力资本水平 $HUM=(未受教育 \times 0 + 小学 \times 6 + 初中 \times 9 + 高中 \times 12 + 大专及其以上 \times 16)/100$ 。

(5) 创新环境 (INN)。

选取各地区每年技术市场成交额来反映地区的创新环境。

(6) 经济发展水平 (GDP)。

选取各地区人均 GDP 代表区域经济发展水平。

2.3 数据说明

2.3.1 空间权重设置

为深入揭示区域间接因素、经济因素、地理因素对环境规制与区域技术创新二者之间的影响规律，根据文献^[33-34]，本文设置了三种不同的空间权重矩阵：第一，邻接空间权重矩阵 (W_1)，通过判断空间单元是否相邻来设定邻接空间权重矩阵，若两个空间单元相邻，则对应的权重矩阵元素为 1，反之则为 0；第二，地理距离空间权重矩阵 (W_2)，选用省会城市间球面距离平方的倒数来构造地理距离权重矩阵；第三，经济距离空间权重矩阵 (W_3)，其计算公式为 $W_3=W_2 \times E$ ，其中， E 为空间单元的 GDP 矩阵，矩阵元素由各省人均实际 GDP 均值之差倒数的绝对值来构造，而 W_2 为地理距离空间权重矩阵。

2.3.2 数据来源

本文数据主要从 EPS 数据平台中的中国科技数据库、中国宏观经济数据库、中国金融数据库以及中国区域经济数据库中获得，通过 Excel 对原始数据进行筛选、统计，取均值补充缺失值等，本文得到了 2009—2017 年中国 31 个省份 (不包括港澳台地区) 的面板数据。

2.4 模型设置

根据上述变量选取与说明，本文对 Jaffe^[35] 的知识生产函数模型进行扩展，建立环境规制对区域技术创新影响的基本模型如

式(6)所示:

$$TEC_{it} = \alpha_0 ENV_{it}^{\alpha_1} R\&D_{it}^{\alpha_2} HUM_{it}^{\alpha_3} INN_{it}^{\alpha_4} GDP_{it}^{\alpha_5} \quad (6)$$

为防止异方差对模型估计结果造成的影响,对上式两边同时取对数,得出标准模型如式(7)所示:

$$\ln TEC_{it} = \ln \alpha_0 + \alpha_1 \ln ENV_{it} + \alpha_2 \ln R\&D_{it} + \alpha_3 \ln HUM_{it} + \alpha_4 \ln INN_{it} + \alpha_5 \ln GDP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式中:被解释变量 TEC_{it} 表示 i 地区第 t 年的技术创新情况,解释变量 ENV 表示环境规制,控制变量 $R\&D$ 、 HUM 、 INN 和 GDP 分别表示研发资本、人力资本、创新环境和经济发展水平。

在模型中引入被解释变量的空间滞后项和误差项的空间滞后项,分别建立环境规制对区域技术创新影响的空间误差模型和空间滞后模型,如式(8)、式(9)所示:

SLM 模型:

$$\ln TEC_{it} = \ln \alpha_0 + \alpha_1 \ln ENV_{it} + \alpha_2 \ln R\&D_{it} + \alpha_3 \ln HUM_{it} + \alpha_4 \ln INN_{it} + \alpha_5 \ln GDP_{it} + \rho W \ln TEC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

SEM 模型:

$$\ln TEC_{it} = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln ENV_{it} + \beta_2 \ln R\&D_{it} + \beta_3 \ln HUM_{it} + \beta_4 \ln INN_{it} + \beta_5 \ln GDP_{it} + \lambda W \varepsilon_{it} + \mu_{it} \quad (9)$$

式中: $\rho W \ln TEC_{it}$ 和 $\lambda W \varepsilon_{it}$ 分别为被解释变量的空间滞后项和误差项的空间滞后项, ρ 和 λ 分别为空间滞后项系数和空间误差项系数, W 为空间权重矩阵。

3 实证检验与分析

3.1 空间自相关检验与分析

区域技术创新的全局 Moran' sI 指数用以解释区域技术创新是否存在空间依赖性,经计算,其 Moran' sI 指数的结果如表 1 所示, Moran' sI 指数的变化趋势如图 1 所示。由表 1 可知, 2009—2017 年,我国区域技术创新存在明显的正向空间依赖性(所有系数为正,且均通过显著性检验),表明我国各地区间的创新活动并非是相互独立的,地区的创新活动容易受其他具有相似空间特征地区的创新活动的影响,在地理空间上表现出空间关联性。

表 1 2009—2017 年中国区域技术创新的全局 Moran' sI 指数

年份	W ₁		W ₂		W ₃	
	Moran' sI	Z	Moran' sI	Z	Moran' sI	Z
2009	0.208**	2.238	0.108***	3.821	0.730**	0.582
2010	0.199**	2.160	0.106***	3.766	0.698**	2.480
2011	0.195**	2.126	0.106***	3.786	0.747**	2.651
2012	0.203**	2.222	0.099***	3.604	0.733**	2.623
2013	0.206**	2.248	0.097***	3.559	0.783**	2.796
2014	0.217**	2.367	0.090**	3.394	0.797**	2.861
2015	0.256**	2.722	0.091**	3.411	0.757**	2.712
2016	0.234**	2.505	0.101***	3.654	0.811**	2.886
2017	0.194**	2.109	0.103***	3.701	0.863**	3.036

由图 1 可知,在经济距离空间权重下,区域技术创新的 Moran' sI 指数随时间推移呈微弱上升趋势,在邻接空间权重和地理距离空间权重下却呈平稳趋势,说明从整体上来看区域技术创新的空间依赖性较稳定。相比于邻接空间权重,在地理距离空间权重下 Moran' sI 指数最小,而经济距离空间权重下 Moran' sI 指数最大,这说明经济因素比地理因素更能促进区域间空间依赖性的产生。例如上海和广州,地理距离虽然较远,以至于削弱了彼此间创新活动的相互影响,但相仿的经济发展水平在某种层面上会弥补这种因地理距离所导致的不利影响程度,促进彼此间创新活动的相互影响。

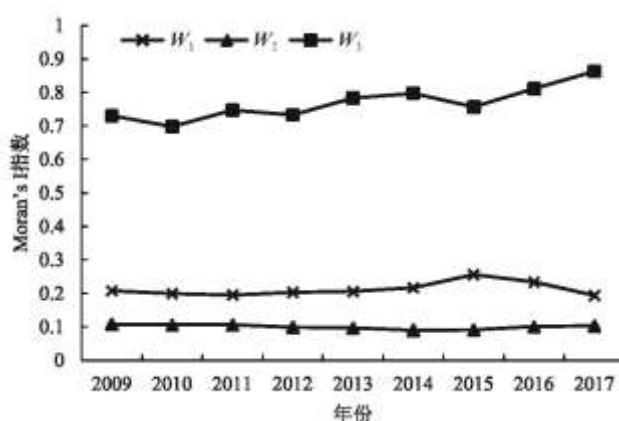
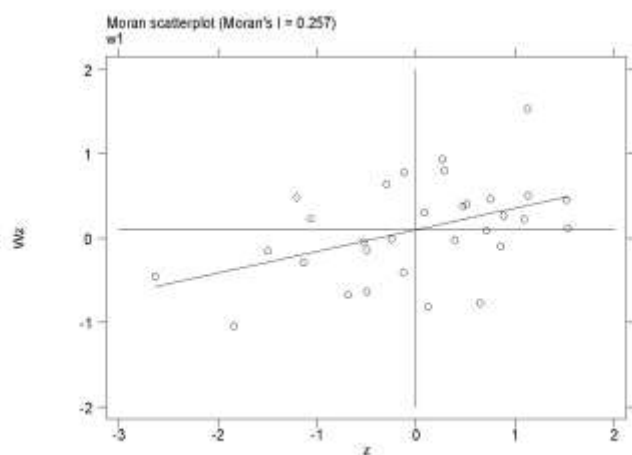


图 1 2009—2017 年中国区域技术创新 Moran' sI 指数演化趋势

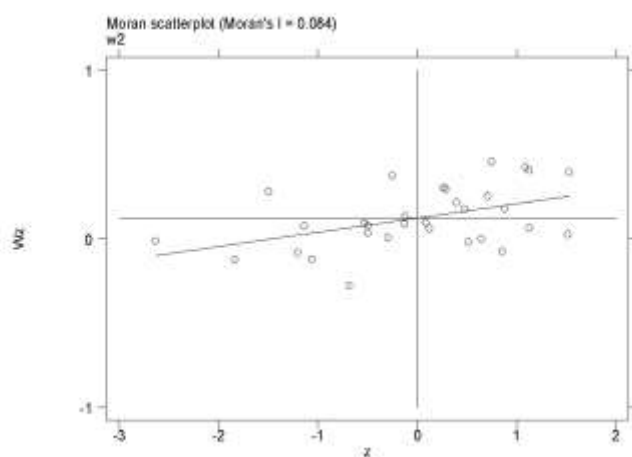
为进一步清晰刻画我国区域技术创新的空间联系特征,以 2017 年为例,分别绘制了基于三种空间权重的莫兰散点图,如图 2 所示。由图 2 可知,多数省份位于第一、第三象限,反映了我国区域技术创新具有很强的空间集聚特征,即技术创新水平高的省份和技术创新水平高的省份集聚,而技术创新水平低的省份和技术创新水平低的省份集聚,从而说明区域技术创新的空间分布不是均匀的。限于篇幅,本文尚未列出其余年份的莫兰散点图。

3.2 空间计量模型检验与分析

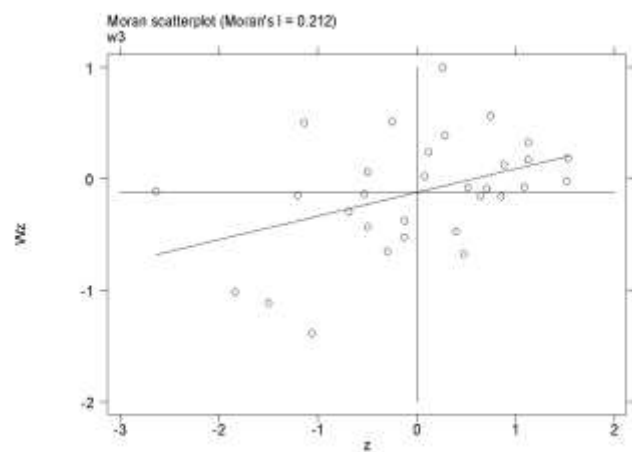
根据上述分析, 由于我国的区域技术创新具有空间自相关性, 且区域技术创新的空间分布并不是均匀的, 故其不能满足传统计量模型空间均匀的分布假设, 因此, 需要建立环境规制对中国区域技术创新影响的空间计量模型进行检验分析。需要说明的是, 本文所有变量数据已通过单位根检验, 所有数据均不存在单位根。



a. 邻接空间权重(W_1)



b. 地理距离空间权重(W_2)



c. 经济距离空间权重(W_3)

图 2 2017 年中国区域技术创新莫兰散点图

表 2 LM 检验结果

LM 检验	W ₁		W ₂		W ₃	
	统计量	P 值	统计量	P 值	统计量	P 值
LM-LAG	0.005	0.941	0.003	0.956	0.000	1.000
Robust LM-LAG	24.616	0.000	19.413	0.000	9.608	0.002
LM-ERR	154.914	0.000	360.950	0.000	82.793	0.000
Robust LM-ERR	179.524	0.000	380.360	0.000	92.401	0.000

表 3 空间计量模型的估计结果

变量	W ₁ -FE	W ₂ -FE	W ₃ -FE
ENV	0.022*** (3.66)	0.026*** (3.90)	0.028*** (3.93)
R&D	0.124*** (19.33)	0.114*** (19.05)	0.118*** (19.72)
HUM	-0.033 (-0.82)	-0.041 (-1.04)	-0.038 (-0.87)
INN	0.012** (2.97)	0.013*** (3.68)	0.013*** (3.35)
GDP	0.001 (0.12)	0.020** (2.10)	0.006 (0.58)
λ	0.719*** (16.97)	0.957*** (94.53)	0.644*** (12.35)
R ²	0.914	0.914	0.916
log-likelihood	481.466	487.975	438.213
N	279	279	279

计算空间计量模型的检验结果之前，需要通过 LM 检验和 Hausman 检验以选择最优的空间计量模型。首先，通过 LM 检验判断模型估计应该选择 SLM 模型还是 SEM 模型，其检验结果如表 2 所示。由表 2 可知，在三种不同的空间权重下，LM-ERR 的值均通过 1% 的显著性水平检验，而 LM-LAG 均未通过 10% 的显著性水平检验，因此，空间计量模型应优先考虑 SEM 模型。其次，通过 Hausman 检验判断模型估计应该选择固定效应模型还是随机效应模型，由于 Hausman 检验结果的 P 值为 0.000，强烈拒绝原假设，因此估计模型应选用固定效应模型，而非随机效应模型。综上，本文的估计模型选取 SEM 固定效应模型，其模型估计结果如表 3 所示。

由表 3 的模型估计结果可得，所有模型的 R² 都在 0.9 以上，说明模型拟合优度较好，模型的解释力较强。从解释变量来看，在三种不同的空间权重下，环境规制对区域技术创新的回归系数均为正数，其回归结果分别为 0.022、0.026 和 0.028，且在 1%

的水平下显著不为 0，说明环境规制强度每提升 1%，区域技术创新可能会分别提升 0.022%、0.026% 和 0.028%，该结果验证了以“波特假说”为基础的代表理论，环境规制的提升会在一定程度上对区域的技术创新产生正向的促进作用。之所以形成这一结果的主要原因，本文认为与我国政府部门采取了一系列促进环境保护和创新发展相融合政府工具有关。以新能源汽车为例，政府为了实现节能减排，减轻我国对化石燃料的依赖，一方面，采取政策措施进一步加大环境规制强度，比如 2016 年制定的《“十三五”节能减排综合工作方案》，对节能减排提出了更高要求；2014 年修订完成史上最严的《中华人民共和国环境保护法》，对污染环境的企业予以重拳等，促使企业在生产的过程中增强环保意识。另一方面，利用法律、政策、补贴、采购等政府工具，引导和鼓励企业依靠创新解决环境问题，比如 2009 年修订的《中华人民共和国可再生能源法》，从法律层面鼓励和推广新能源产业的研发与应用；2011 年对《外商投资产业指导目录》进行修订，国家首次对新能源汽车关键零部件的合资股比做明确规定，要求新能源汽车关键零部件外资比例不超过 50%，从政策层面倒逼企业依靠自主创新解决零部件问题；2019 年发布的《关于进一步完善新能源汽车推广应用财政补贴政策的通知》，提高了新能源汽车的补贴技术标准，促使和引导我国新能源技术朝着提升效率、提高电池系统能量密度等方面实现技术突破^[36]；此外，2014 年发布的《关于免征新能源汽车车辆购置税的公告》，2009 年出台的《汽车产业调整和振兴规划》和 2011 年初发布的《党政机关公务用车配备使用管理办法》，分别从政府补贴和政府采购层面维护新能源市场的稳定，为新能源产业的发展营造良好的创新环境。正是由于政府合理有效利用环境保护和创新发展相融合政府工具，促使我国在环境规制增强的同时，区域的技术创新得以适宜发展。

从控制变量看，在三种不同空间权重下，仅有研发资本和创新环境两个变量的回归系数为正数，且均在 5% 的水平下通过了显著性检验，说明研发资本和创新环境对区域技术创新有明显的正向促进作用，而经济发展水平只有在地理距离空间权重下对区域技术创新的影响才显著，这是因为地理距离并不相邻的地区之间，也会存在创新活动的相互影响^[37]，而与邻接空间权重相比，地理距离空间权重在反映客观现实方面，其准确性会更高一些，因此，经济发展水平也会对区域技术创新产生正向的促进作用。

当然，影响区域技术创新的影响因素不单只有以上所选取的变量，其他尚未纳入本文模型中会对区域技术创新产生影响，且具有空间依赖性的影响因素便通过模型中的随机误差项来表示，以至于随机误差项会产生较强的空间依赖性。当回归结果空间相关强度的参数 λ 不为 0 时，表明影响一个地区技术创新的其他因素还会对周围地区的技术创新产生扩散效应，这种影响称为间接的空间效应^[38]。由表 3 可知，在三个模型中， λ 的回归系数均为正，且均在 1% 的水平下通过了显著性检验，说明模型中存在间接的空间效应，并且该空间效应的测量考虑了地理距离、经济距离、邻接因素，进一步可解释为区域间的技术创新活动存在空间溢出效应的影响，空间溢出效应是我国区域技术创新不可忽略的重要因素。

4 结论与启示

本文以 2009—2017 年 31 个省份的空间面板数据为样本，首先，设置了三种空间权重，运用 Moran's I 指数和莫兰散点图分析了区域技术创新的全局空间自相关性和局域的空间集聚特征；然后基于改进的知识生产函数构建了 SLM 和 SEM 两个空间面板模型，就环境规制对区域技术创新的影响进行了实证分析。根据分析结果，得出以下结论：第一，我国各省份的创新活动在三种不同的空间关联模式下均呈现空间自相关性，因此，探析环境规制下区域的技术创新发展规律，需纳入空间关联作用所带来的影响；第二，环境规制能够对区域技术创新产生促进作用，地方的环境规制力度增强，一方面能够通过加大污染企业的惩罚力度，提升企业的环保意识，另一方面政府部门通过采取一系列促进环境保护和创新发展相融合政府工具，比如法律、政策、补贴、采购等，促使企业在生产活动中依靠创新解决生产过程中产生的环境污染问题，从而促进地区的技术创新产出；第三，空间溢出效应是区域技术创新活动不可忽略的重要因素。

本文研究结论对于我国未来处理环境保护和创新发展二者之间的关系具有以下政策启示：

第一，各级政府在制定绿色科技政策促进绿色创新发展的同时，不能忽略空间溢出效应所带来的影响，需要将其考虑进去，以使其更好地适应本地和其他地方的协同发展。

第二，政府部门应在培养企业创新意识的基础上，加大环境规制的强度，通过研发补贴、创新券、降低污染型企业贷款信用评级等方式，促使企业提高创新意识和环保意识，让企业增强节能减排和绿色生产的自觉性。

第三，各级政府应利用系统性思维去研究和制定基于环境保护而形成的绿色科技政策，利用好政府工具等手段，积极鼓励和引导企业利用研发对企业污染型、浪费型的生产方式进行改造升级，促进企业走绿色健康发展道路。为此，我国各级政府应继续加大全社会的人力、财力、物力投入，特别是设立与绿色环保技术相关的专项资金，积极引导社会力量参与其中，以期在全社会建立良好的绿色创新氛围，促使区域的创新活动越发活跃。

第四，因为环境污染问题是全球性问题，且我国的区域技术创新活动具有空间自相关性，所以政府在加大环境规制力度、推动地方实现创新发展的同时，应将地区间的空间关联作用及空间溢出效益纳入决策范围，各级政府应制定适宜的科技政策，确保我国各省份的创新活动顺利开展。中央政府应注重政策的普及性，确保各个省份都能很好适应，有更多的参与感。地方政府在制定科技政策时，应积极与其他省份的地方政府建立紧密联系，确保各个地方的政策之间形成良好的沟通与协调机制，增强科技政策的适应性与协调性。

参考文献:

- [1]Porter M E.America' s green strategy[J].Scientific American,1991,264(4):193-246.
- [2]Porter ME, van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 4(4):97-118.
- [3]Lanjouw J O, Mody A. Innovation and the international diffusion of environmentally responsive technology[J]. Research Policy, 1996, 25(4):549-571.
- [4]赵红. 环境规制对中国企业技术创新影响的实证分析[J]. 管理现代化, 2008(3): 4-6.
- [5]Brunnermeier S B, Cohen M A. Determinants of environmental innovation in US manufacturing industries[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003, 45(2):278-293.
- [6]Jaffe A, Palmer K. Environmental regulation and innovation: A panel data study[J]. Review of Economics and Statistics, 1997, 79(4):610-619.
- [7]黄平, 胡日东. 环境规制与企业技术创新相互促进的机理与实证研究[J]. 财经理论与实践, 2010(1): 99-103.
- [8]黄德春, 刘志彪. 环境规制与企业自主创新——基于波特假设的企业竞争优势构建[J]. 中国工业经济, 2006(3): 100-106.
- [9]许庆瑞, 王伟强, 吕燕. 中国企业环境技术创新研究[J]. 中国软科学, 1995(5): 16-20.
- [10]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.
- [11]Cesaroni F, Arduini R. Environmental technologies in the European chemical industry[R]. Italy: LEM Working Paper Series, 2001.

-
- [12]Bhatnagar S, Cohen M A. The Impact of environmental regulation on innovation:A panel data study[R]. Tennessee: Vanderbilt Center for Environmental Management Studies, 1997.
- [13]蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2013(7): 44-55.
- [14]李婧. 环境规制与企业技术创新效率研究[J]. 中国经济问题, 2013(4): 38-44.
- [15]韩先锋, 惠宁, 宋文飞. 环境规制对研发技术进步的影响效应研究[J]. 中国科技论坛, 2014(12): 75-79.
- [16]王动, 王国印. 环境规制对企业技术创新影响的实证研究——基于波特假说的区域比较分析[J]. 中国经济问题, 2011(1): 72-79.
- [17]王国印, 王动. 波特假说、环境规制与企业技术创新——对中东部地区的比较分析[J]. 中国软科学, 2011(1): 100-112.
- [18]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, 65.
- [19]李强, 聂锐. 环境规制与区域技术创新——基于中国省际面板数据的实证分析[J]. 中南财经政法大学学报, 2009(4): 18-23, 143.
- [20]崔立志, 许玲. 环境规制对区域技术创新的影响研究[J]. 工业技术经济, 2017(4): 19-25.
- [21]Anselin L, Bera A K, Florax R, et al. Simple diagnostic tests for spatial dependence[J]. Regional Science & Urban Economics, 1993, 26(1): 77-104.
- [22]周元元, 冯南平. 创新要素集聚对于区域自主创新能力的影晌——基于中国各省市面板数据的实证研究[J]. 合肥工业大学学报(社会科学版), 2015(3): 57-64.
- [23]韩晶. 中国高技术产业创新效率研究——基于 SFA 方法的实证分析[J]. 科学学研究, 2010(3): 467-472.
- [24]李健旋, 程中华. 知识溢出对区域创新影响的空间计量分析[J]. 中国科技论坛, 2017(2): 121-126.
- [25]Zugravu N, Kheder S B. The pollution haven hypothesis:A geographic economy model in a comparative study[J]. SSRN Electronic Journal, 2008. DOI:10. 2139/ssrn. 1266705.
- [26]Lanoie P, Patry M, Lajeunesse R. Environmental regulation and productivity:Testing the Porter hypothesis[J]. Journal of Productivity Analysis, 2008, 30(2): 121-128.
- [27]Berman E, Bui L T M. Environmental regulation and productivity:Evidence from oil refineries[J]. Review of Economics and Statistics, 2001, 83(3): 498-510.
- [28]尤济红, 王鹏. 环境规制能否促进 R&D 偏向于绿色技术研发?——基于中国工业部门的实证研究[J]. 经济评论, 2016(3):

[29]李勃昕,韩先锋,宋文飞.环境规制影响清洁生产型产业技术的创新效率吗?[J].中国科技论坛,2013(05):68-75,80.

[30]吴延兵.中国地区工业知识生产效率测算[J].财经研究,2008(10):4-14.

[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]赵丽娟,张玉喜,潘方卉.政府 R&D 投入、环境规制与农业科技创新效率[J].科研管理,2019(2):76-85.

[33]刘华军,杨骞.金融深化、空间溢出与经济增长——基于空间回归模型偏微分效应分解方法及中国的实证[J].金融经济研究,2014(2):86-95.

[34]刘那日苏,袁雪晴.自然资源开发、空间溢出与经济增长——基于空间面板回归偏微分效应分解方法的实证[J].软科学,2017(10):90-95.

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

[36]雍君.解读 2019 新能源汽车补贴新政[J].轻型汽车技术,2019(Z2):37-39.

[37]徐现祥,舒元.物质资本、人力资本与中国地区双峰趋同[J].世界经济,2005(1):47-57.

[38]潘文卿.中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应[J].经济研究,2012(1):54-65.