

环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应

董直庆, 王 辉

[摘要] 前沿研究关注环境政策对本地绿色技术创新的激励作用,却普遍忽视环境规制可能对邻地绿色技术进步的影响。本文在 Acemoglu et al.(2012)环境技术进步方向模型的基础上,数理演绎环境规制对“本地—邻地”绿色技术创新的影响,结合城市面板数据检验环境规制对“本地—邻地”绿色技术进步作用的真实效果。结果发现:①环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应非一致性特征突出,环境规制并非一定能激励本地绿色技术进步,主要表现为先抑后扬的门槛特征。而环境规制对邻地绿色技术进步表现出倒U型作用效应,且峰值在城市经济圈300千米地域内。②高环境规制地区易引致污染产业向邻地转移,短期邻地产业承接会提高其收入水平促进绿色技术进步,但长期污染产业转移会影响邻地产业朝绿色技术方向转变。同时,不同城市环境规制政策并未实现同步激励,减弱了对绿色技术创新的激励及降低“本地—邻地”技术创新联动效应。

[关键词] 环境规制; 绿色技术进步; 污染产业转移

[中图分类号]F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)01-0100-19

一、问题提出

近年来中国城市雾霾天气频繁,环境质量不断恶化。耶鲁大学发布的《2018年环境绩效指数报告》认为中国的空气质量排名仅超过印度、孟加拉国和尼泊尔,排名倒数第四,成为世界上空气污染最严重的地区之一。空气、饮用水和土地的污染对居民生产和生活破坏惊人,带来严重的社会经济后果。中国国家环保总局数据显示,2014年严重的环境污染造成中国经济损失达3.82万亿元。虽然人口密集中心尤其是大城市地区污染企业外迁、关停中小型污染企业、大幅度缩减化石能源使用等,可以抑制局部地区污染物排放,然而诸如此类以直接遏制污染排放为目的的环境规制政策,可能会以牺牲经济增长为代价。非此即彼的环境政策不仅易造成经济增长与环境保护形成交替占优博弈,而且会反向束缚地区经济绩效的提升和压缩节能减排空间(沈能,2012),也易刺激地方政府的机会主义和短视行为,出现“中心—外围”地区经济增长和环境保护的博弈,诸如中心地区环境规

[收稿日期] 2018-07-01

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“要素与技术耦合视角下技术进步偏向性的形成机理、路径转换和跨国传递机制研究”(批准号71573088);国家社会科学基金重点项目“新常态下我国经济增长动力转换和新增长点培育研究”(批准号15AZD002);国家社会科学基金重点项目“供给侧结构性改革下东北老工业基地创新要素流动集聚与空间结构优化研究”(批准号17AZD009)。

[作者简介] 董直庆,华东师范大学经济学院教授,博士生导师,管理学博士;王辉,华东师范大学经济学院博士研究生。通讯作者:王辉,电子邮箱:15863147504@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

制引发污染就近转移问题(沈坤荣等,2017)。

解决环境污染问题的有效手段,长期看主要依靠技术进步(Acreoni and Levinson,2001; Brock and Taylor,2010;王敏和黄滢,2015),尤其是以绿色技术为导向的创新(Acemoglu et al.,2012;董直庆等,2014)。不过,在自由市场经济环境中,传统非清洁技术领域的产品生产和技术研发存在利润优势,绿色技术创新后发劣势明显,仅凭市场本身难以实现技术进步朝绿色方向转变。加之不同地区经济增长和技术差距,地区间出现明显的跨界污染(Keller and Levinson,2002;List et al.,2003)、产业梯次承接引发污染产业转移(林伯强和邹楚沅,2014;Wu et al.,2017)等问题,加剧了不同地区环境治理的困难。面对环境污染的治理问题,任何地区皆不能独善其身,联防联控和协同减排成为地区间环境协同治理的关键。然而,由于要素禀赋和经济发展水平的差异,不同地区环境规制政策的实施方向和实施强度存在非同步和非一致性,增加了地区间环境规制激励绿色技术创新的难度。如何有效激励绿色技术创新并协调区域环境规制政策,实现环境规制效应的同步性,成为亟需解决的问题。

环境规制与技术创新关系的争论由来已久,早期文献往往认为环境规制引致“遵循成本”高企,企业生产负担加重,不仅无法激励企业投入绿色技术创新,反而可能会取得适得其反的效果。对高治污成本的资源密集型行业和产业,规制引致的成本负担尤其明显(Conrad and Wastl,1995;Gray and Shadbegian,2003)。Popp et al.(2009)和张成等(2011)进一步依据“遵循成本”理论与“创新补偿”理论验证波特假说,结果发现环境规制所导致的企业“遵循成本”,确实压缩了企业的利润空间,短期内无法有效激励企业进行技术研发。但从长期看,政策规制仍会使企业倾向于提高技术研发投入,以期通过生产效率提高和生产方式转变所带来的创新效应,弥补企业“遵循成本”的负面影响,从而实现生产利润提升与清洁生产转型相容发展。大量文献就环境规制影响技术创新的补偿效应进行深入探讨,以期寻求环境质量与经济增长的双赢模式。Porter and van der Linde(1995)认为,技术进步形成“创新补偿”收益超过环境规制成本,合理的环境规制措施能够有效激励被规制企业的生产技术革新。Hamamoto(2006)以污染治理成本和R&D支出,分别表征环境规制强度和技术创新,以美日制造业数据检验环境规制与技术创新关系,结果表明环境规制压力存在刺激企业技术创新效应。Acemoglu et al.(2012)进一步将生产部门划分为清洁型与非清洁型两种,通过构建技术进步方向模型系统演绎技术进步内生化的过程,从理论上分析了环境政策激励对技术创新的影响;其数值模拟结果发现,政府环境污染税收和研发补贴政策的组合能够在不牺牲经济增长的情况下,促进清洁技术创新,减少污染排放。此外,相当一部分学者认为,环境规制强度与治污技术及清洁技术之间并非简单的线性关系,而是呈现先减后增的“U”字型特征,即环境规制存在门槛(李斌等,2011;李斌等,2013;董直庆等,2015;陈超凡,2016)。

适宜的环境规制政策虽然能够有效激励技术创新,但不同区域之间跨界污染(Keller and Levinson,2002;List et al.,2003;陆铭和冯皓,2014)和污染产业跨地区转移(Wu et al.,2017;林伯强和邹楚沅,2014)易恶化污染产业流入地的环境质量,导致落后地区环境规制出现“逐底竞争”(Konisky,2007;朱平芳等,2011;李胜兰等,2014)或出现“污染天堂”现象(沈坤荣等,2017)。或者,不同地区环境规制强度和政策激励方向不一致,引致区域间污染产业转移而重构落后地区的产业结构,改变地区绿色技术研发水平。伴随一个地区的环境规制趋紧,属地企业虽然也可能会就地进行技术创新,但也可能会将污染企业就近迁移至环境规制较弱的地区(沈坤荣等,2017)。

环境规制可能会引发污染就近转移,那么,本地的环境规制是否会对邻地绿色技术进步产生影响?对这方面问题却知之甚少,仅有少量文献从存在贸易来往的跨国层面展开过相关研究。

Lanjouw and Mody(1996)发现,正是由于美国对汽车尾气排放的严格管制,使其汽车主要进口来源国的德国和日本汽车尾气排放控制专利比例异常之高。Dechezleprêtre et al.(2011)认为,中国国内环境政策的趋紧以及发达国家愈加严格的气候管制政策,促进了中国低碳专利申请量的大幅增长。不过,Popp(2006)则认为外国政策规制变动不会增加本国的技术创新活动。沈坤荣等(2017)和 Wu et al.(2017)亦关注到环境规制的污染跨界影响。但这类研究仅关注本地环境规制对污染产业向邻地转移的作用,并未关注其可能引致邻地绿色技术创新的变化。沈坤荣等(2017)认为,本地环境规制的增强引发污染产业的就近迁移,增加了邻近地区的污染产值;追求区域经济利益最大化的差异性环境政策,将不利于全局环境治理。Wu et al.(2017)发现,“十一五”规划减排任务颁布之后,出现明显的企业从环境规制相对严格的沿海省份向中西部迁移趋势。

不难发现,前沿文献研究重点关注同一地区环境规制的技术创新效应,普遍忽视一个地区环境规制的技术创新效应是否会从其属地即本地向邻地扩散,尤其未重视是否会转变邻地的技术创新方向。基于此,本文构建数理模型演绎环境规制与“本地—邻地”绿色技术创新之间的作用机理,利用地级城市面板数据结合空间面板杜宾模型,实证检验环境规制与绿色技术创新的“本地—邻地”效应,进一步考察本地环境规制对邻地绿色技术创新影响的传导机制。本文的主要创新之处包括:一是有别于以往研究仅局限于环境规制的本地技术进步效应(张成等,2011;李斌等,2013;董直庆等,2015),创新性地从环境规制的“本地—邻地”技术进步联动视角出发,构建数理模型分析环境规制对本地—邻地绿色技术创新的作用机理,并利用地级城市层面的经济数据进行检验。二是依据区域产业转移的特征性事实(List et al.,2003;Wu et al.,2017;林伯强和邹楚沅,2014;陆铭和冯皓,2014),检验环境规制邻地绿色技术进步效应的传导机制,通过考察污染产业转移对承接地绿色技术进步的抑制作用和收入效应,拓展环境规制技术创新效应的研究。三是结合世界知识产权组织提供的绿色专利清单,从国家知识产权局中国专利公布公告网搜索绿色技术的相关专利集,统计不同市域和不同时期绿色技术专利数据,验证环境规制对“本地—邻地”绿色技术创新的作用效应,避免以往依靠数据测算技术进步的误差(张成等,2011),以及单纯以某一行业技术进步作为某类技术创新的技术选择性偏误问题(Aghion et al.,2016;董直庆等,2015)。

本文的余下结构安排如下:第二部分模型演绎;第三部分计量模型选择、指标设计以及数据来源说明;第四部分环境规制的绿色技术进步效应检验与结果评价;第五部分传导机制检验与评析;第六部分基本结论。

二、模型演绎

本节在 Acemoglu et al.(2012)环境技术进步方向模型的基础上,以研发部门相对利润作为衡量地区能否开展技术创新的依据,数理演绎环境规制的本地—邻地绿色技术进步效应。本文的模型与 Acemoglu et al.(2012)模型的主要区别在于:一是 Acemoglu et al.(2012)模型严格划分清洁与非清洁生产部门,认定清洁生产部门只使用清洁技术且清洁技术无污染,而非清洁生产部门只使用非清洁技术,本文模型不再严格区分清洁部门与非清洁部门技术差异化效应,赋予技术进步生产与减排的双重属性,借此分析环境规制如何推动绿色技术进步。二是 Acemoglu et al.(2012)模型只进行环境规制对本地绿色技术进步效应的研究,忽视环境规制对区域间技术创新的竞争和挤出效应。而本文重点探究环境规制与“本地—邻地”绿色技术进步的关系,丰富并发展了 Acemoglu et al.(2012)的环境技术进步方向模型,并结合技术进步的生产与减排双重属性,分类考察环境规制如何改变本地—邻地技术进步效应。

假设 1: 一国产品生产部门包括 a 地区生产部门与 b 地区生产部门, 地区 a 与地区 b 间的商品与劳动可以自由流动, 所有中间品投入皆用于最终品生产。最终品 Y_t 采用固定替代弹性的 CES 生产技术生产, a 地区与 b 地区产品的生产均选择劳动与蕴含前沿技术的资本品, 即以机器设备质量提升方式推动整个产品部门的技术进步。

最终产品部门总产能 Y_t 采用固定替代弹性的 CES 生产函数表示:

$$Y_t = (Y_{at}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + Y_{bt}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}})^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

上式中, Y_{at} 和 Y_{bt} 分别代表 a 地区与 b 地区的经济产出, 替代弹性 ε 表示 a 地区与 b 地区产品之间的替代特征。 a 地区与 b 地区采用各自的劳动和资本品以及前沿技术进行生产, 其生产过程满足:

$$Y_{jt} = L_{jt}^{1-\alpha} \int_0^1 A_{ju}^{1-\alpha} m_{ju}^{\alpha} di \quad (1)$$

$$e(Y_{jt}) = (1-\theta(A_{jt})) L_{jt}^{1-\alpha} \int_0^1 A_{ju}^{1-\alpha} m_{ju}^{\alpha} di \quad (2)$$

式(1)、式(2)中, $\alpha \in (0, 1)$ 为机器设备的产出弹性, $j \in \{a, b\}$ 为地区角标。 Y_{jt} 代表地区 j 的经济产出, L_{jt} 代表地区 j 的劳动力投入量, 其中一国劳动力在 a 地区与 b 地区进行分配; m_{ju} 为地区 j 使用的第 i 种资本品的数量, 可以用产品生产过程中使用的机器设备数量表示; A_{ju} 代表地区 j 中所使用的第 i 种机器的质量, 代表地区 j 的技术水平。 $e(Y_{jt})$ 为地区 j 产品生产过程中所产生的副产品即污染产出, $\theta(A_{jt})$ 为绿色技术的减排能力, 其值受制于地区绿色技术水平本身且满足 $\partial\theta(A_{jt})/\partial A_{jt} > 0$, 即随着 A_{jt} 的提高而增强。式(2)表明绿色技术的提升既可以提高地区产出, 又可以降低地区污染物排放强度, 最终污染水平取决于绿色技术增产能力与减排能力的净效应。

假设 2: 生产部门生产产品同时会产生环境污染, 通常产品生产越多, 环境的负外部性越大即污染产出水平越高, 环境质量越差。为抑制企业生产过程中的污染物排放, 提高环境质量, 政府对产品生产部门征收一定比例的污染税。

通过选择最优劳动力和机器投入实现其利润最大化, 地区 j 的利润最大化问题为:

$$\max_{\{L_{jt}, m_{ju}\}} p_{jt} L_{jt}^{1-\alpha} \int_0^1 A_{ju}^{1-\alpha} m_{ju}^{\alpha} di - w_{jt} L_{jt} - \int_0^1 p_{mu}^j m_{ju} di - \tau_{jt} p_{jt} e(Y_{jt}) \quad (3)$$

上式中, p_{jt} 为 Y_{jt} 的价格, p_{mu}^j 为 m_{ju} 的价格, w_{jt} 为地区 j 所雇佣劳动力的价格, T_{jt} 为地区 j 政府征收的污染税税率。依据利润最大化原则, 对上式求利润最大化一阶条件可得:

$$w_{jt} = (1-\alpha) p_{jt} [1-\tau_{jt} (1-\theta(A_{jt}))] L_{jt}^{-\alpha} \int_0^1 A_{ju}^{1-\alpha} m_{ju}^{\alpha} di$$

$$p_{mu}^j = \alpha p_{jt} [1-\tau_{jt} (1-\theta(A_{jt}))] L_{jt}^{1-\alpha} A_{ju}^{1-\alpha} m_{ju}^{\alpha-1}$$

资本品 m_{ju} 由垄断竞争厂商生产, 生产成本和使用价格分别为 $\alpha^2 r_j$ 和 p_{mu}^j , 则为地区 j 提供物质资本的生产商的利润最大化问题满足:

$$\max [p_{mu}^j m_{ju} - \alpha^2 r_j m_{ju}] \quad (4)$$

求解该最优化问题, 得到地区 j 第 i 类机器设备生产商的最优产量与最大利润:

$$m_{ju} = p_{jt}^{-\frac{1}{1-\alpha}} [1-\tau_{jt} (1-\theta(A_{jt}))]^{\frac{1}{1-\alpha}} L_{jt} A_{ju}^{\frac{1}{\alpha-1}} r_j^{-\frac{1}{\alpha-1}} \quad (5)$$

$$\pi_{ji} = \alpha(1-\alpha)r_j^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} p_{ji}^{\frac{1}{1-\alpha}} [1-\tau_{ji}(1-\theta(A_{ji}))]^{\frac{1}{1-\alpha}} L_{ji} A_{ji}$$

进一步推导可得,为地区 j 生产提供资本品的所有机器设备生产商的利润总和为:

$$\pi_{ji} = \alpha(1-\alpha)r_j^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} p_{ji}^{\frac{1}{1-\alpha}} [1-\tau_{ji}(1-\theta(A_{ji}))]^{\frac{1}{1-\alpha}} L_{ji} A_{ji}$$

由此可得 a 地区与 b 地区机器设备生产商的相对利润:

$$\frac{\pi_{at}}{\pi_{bt}} = \left(\frac{p_{at}}{p_{bt}} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \left(\frac{r_a}{r_b} \right)^{\frac{-\alpha}{1-\alpha}} \left(\frac{1-\tau_{at}(1-\theta(A_{at}))}{1-\tau_{bt}(1-\theta(A_{bt}))} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \frac{A_{at}}{A_{bt}} \frac{L_{at}}{L_{bt}} \quad (6)$$

由公式(6)可知,地区 a 与地区 b 的相对利润,取决于两地区资本品相对成本 $\frac{r_a}{r_b}$ 、产品的相对价

格 $\frac{P_{at}}{P_{bt}}$ 、相对技术创新水平 $\frac{A_{at}}{A_{bt}}$,且受区域间环境税率 τ_{jt} 以及绿色技术减排能力 $\theta(A_{jt})$ 的影响。

将资本品供应厂商的最优产出式(5)代入产品生产函数式(1),可得地区最优产出:

$$Y_{jt} = r_j^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} p_{jt}^{\frac{1}{1-\alpha}} [1-\tau_{jt}(1-\theta(A_{jt}))]^{\frac{1}{1-\alpha}} L_{jt} A_{jt}$$

假设3:地区 j 第 i 类机器设备 m_{ji} 的质量为 A_{ji} ,机器设备技术创新的研发者也是机器的生产者,机器 m_{ji} 的质量在时刻 t 被改进 β 水平的概率为 μ_{ji} ,则没有被改进的概率为 $1-\mu_{ji}$,其中 $\beta > 1$ 。借鉴易信和刘凤良(2015)的参数设计思路,将研发投入设定为人均研发投入以规避研发规模效应。同时,考虑到伴随技术进步和技术水平的提升,技术创新往往愈发困难,将研发概率函数设定为:

$$\mu_{ji} = \lambda_j \left(\frac{R_{jit}}{L_{ji} A_{ji}} \right)^\varphi$$

其中, R_{ji} 为研发投入量, λ_j 为研发效率参数, φ ($0 < \varphi < 1$) 为研发投入的产出弹性。

由前所述,为地区 j 生产提供机器设备的技术创新成功概率为 μ_{ji} ,失败的概率为 $1-\mu_{ji}$ 。进而可得 Δt 期后地区 j 第 i 类机器设备的质量满足:

$$A_{ji+\Delta t} = \mu_{ji} \beta A_{ji} \Delta t + (1-\mu_{ji} \Delta t) A_{ji}$$

进一步可得地区 j 第 i 类机器设备在第 t 期的增量满足:

$$\dot{A}_{ji} = \mu_{ji} \beta A_{ji} - \mu_{ji} A_{ji} = (\beta-1) \mu_{ji} A_{ji}$$

借鉴 Barro and Sala-i-Martin (1997) 的设定思路,假设研发市场出清时专利的价格等于单位技术所带来的研发利润,故本文设定地区 j 第 i 类机器设备的价格 $P_{A_{ji}}$ 为:

$$P_{A_{ji}} = \frac{\pi_{jit}}{A_{ji}} = \alpha(1-\alpha)r_j^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} p_{ji}^{\frac{1}{1-\alpha}} [1-\tau_{ji}(1-\theta(A_{ji}))]^{\frac{1}{1-\alpha}} L_{ji}$$

因此,研发部门第 i 类机器研发的创新收益为:

$$P_{A_{ji}} \dot{A}_{ji} = (\beta-1) \mu_{ji} \pi_{jit}$$

研发利润最大化满足研发产出的成本等于技术提升所带来的收益:

$$\max [P_{A_{ji}} \dot{A}_{ji} - R_{jit}]$$

求解目标函数可得地区 j 第 i 类机器设备的最优研发投入 R_{jit} 满足:

$$R_{jit} = (\beta-1)^{\frac{1}{1-\varphi}} \lambda_j^{\frac{1}{1-\varphi}} \varphi^{\frac{1}{1-\varphi}} \alpha^{\frac{1}{1-\varphi}} (1-\alpha)^{\frac{1}{1-\varphi}} r_j^{\frac{\alpha}{(\alpha-1)(1-\varphi)}} p_{ji}^{\frac{1}{(1-\alpha)(1-\varphi)}}$$

$$[1-\tau_{jt}(1-\theta(A_{jt}))]^{\frac{1}{(1-\alpha)(1-\varphi)}} L_{jt} A_{jt}$$

进而可得技术改进的最优成功率:

$$\mu_{jt} = (\beta-1)^{\frac{\varphi}{1-\varphi}} \lambda_j^{\frac{1}{1-\varphi}} \varphi^{\frac{\varphi}{1-\varphi}} \alpha^{\frac{\varphi}{1-\varphi}} (1-\alpha)^{\frac{\varphi}{1-\varphi}} r_j^{\frac{\alpha\varphi}{(\alpha-1)(1-\varphi)}} p_{jt}^{\frac{\varphi}{(1-\alpha)(1-\varphi)}} [1-\tau_{jt}(1-\theta(A_{jt}))]^{\frac{\varphi}{(1-\alpha)(1-\varphi)}} \quad (7)$$

创新成功率取决于机器设备的研发效率、研发产出弹性,进一步可得技术水平函数:

$$A_{jt} = \int_0^1 \beta A_{jt-1} \mu_{jt} di + \int_0^1 A_{jt-1} (1-\mu_{jt}) di = \beta A_{jt-1} \mu_{jt} + A_{jt-1} (1-\mu_{jt})$$

结合(7)式可得均衡技术进步率 g_{jt}^A :

$$g_{jt}^A = (\beta-1)^{\frac{1}{1-\varphi}} \lambda_j^{\frac{1}{1-\varphi}} \varphi^{\frac{\varphi}{1-\varphi}} \alpha^{\frac{\varphi}{1-\varphi}} (1-\alpha)^{\frac{\varphi}{1-\varphi}} r_j^{\frac{\alpha\varphi}{(\alpha-1)(1-\varphi)}} p_{jt}^{\frac{\varphi}{(1-\alpha)(1-\varphi)}} [1-\tau_{jt}(1-\theta(A_{jt}))]^{\frac{\varphi}{(1-\alpha)(1-\varphi)}}$$

将上式两边对 τ_{jt} 求偏导,可得绿色技术与环境规制 τ_{jt} 关系满足:

$$\frac{\partial A_{jt}}{\partial \tau_{jt}} = A_{jt-1} \frac{\partial g_{jt}^A}{\partial \tau_{jt}} = \frac{A_{jt-1} G[\theta(A_{jt})-1]}{1-A_{jt-1} G \tau_{jt} \frac{\partial \theta(A_{jt})}{\partial A_{jt}}} \quad (8)$$

其中, $G = \frac{\varphi}{(1-\alpha)(1-\varphi)} [1-\tau_{jt}(1-\theta(A_{jt}))]^{-1} g_{jt}^A$,可知 G 与 g_{jt}^A 保持同向变动,本文认为 G 在一定程度上可以表征地区的绿色技术进步率。

$$\frac{\partial G}{\partial \tau_{jt}} = - \left(\frac{\varphi}{(1-\alpha)(1-\varphi)} - 1 \right) G [1-\tau_{jt}(1-\theta(A_{jt}))]^{-1} \left[(1-\theta(A_{jt})) - \tau_{jt} \frac{\partial \theta(A_{jt})}{\partial \tau_{jt}} \right]$$

由上式可知, τ_{jt} 对 G 的影响取决于机器设备产出弹性 α 、研发产出弹性 φ ,以及绿色技术减排能力 $\theta(A_{jt})$ 的影响,若研发产出弹性与机器设备产出弹性满足 $\varphi > \frac{1-\alpha}{2-\alpha}$ 时,则当 $1-\theta(A_{jt}) - \tau_{jt} \frac{\partial \theta(A_{jt})}{\partial \tau_{jt}} < 0$,则 $\frac{\partial G}{\partial \tau_{jt}} > 0$,环境规制的提升能够提高地区技术进步率,反之 $\frac{\partial G}{\partial \tau_{jt}} < 0$,环境规制的提升降低地区技术进步率。结合(8)式可知环境规制对本地绿色技术进步的作用取决于初始规制强度、生产力条件及其对地区技术进步率 G 的影响。

当初期 $1-A_{jt-1} G \tau_{jt} \frac{\partial \theta(A_{jt})}{\partial A_{jt}} > 0$ 时,如果 $\tau_{jt} < 1 / \left(A_{jt-1} G \frac{\partial \theta(A_{jt})}{\partial A_{jt}} \right)$,那么 $\frac{\partial A_{jt}}{\partial \tau_{jt}} < 0$,则提高本地环境规制强度,将对绿色技术进步存在抑制作用,此时若 $\frac{\partial G}{\partial \tau_{jt}} > 0$,随着环境规制强度 τ_{jt} 的提升,直到 $1-A_{jt-1} G \tau_{jt} \frac{\partial \theta(A_{jt})}{\partial A_{jt}} < 0$ 时, $\frac{\partial A_{jt}}{\partial \tau_{jt}} > 0$,环境规制对绿色技术进步表现为 U 型关系;若此时 $\frac{\partial G}{\partial \tau_{jt}} < 0$,则环境规制持续抑制绿色技术进步。反之,则反。

结论 1:环境规制对本地绿色技术进步的作用受地区初始环境规制强度 τ_{jt} 、前期绿色技术水平 A_{jt-1} 、绿色技术减排能力 $\theta(A_{jt})$ 以及绿色技术进步率 G 的影响,环境规制并非一定能够有效激励绿

色技术创新,通常其对绿色技术进步的作用存在门槛效应。当初始时刻 $1-\alpha A_{j-1} G \tau_j \frac{\partial \theta(A_{jt})}{\partial A_{jt}} < 0$ 时,若 $\frac{\partial G}{\partial \tau_j} < 0$,当环境规制强度跨越门槛值 $1/\left(\alpha A_{j-1} G \frac{\partial \theta(A_{jt})}{\partial A_{jt}}\right)$ 时,提高环境规制将抑制绿色技术进步并表现出倒 U 型特征。当初始时刻 $1-\alpha A_{j-1} G \tau_j \frac{\partial \theta(A_{jt})}{\partial A_{jt}} > 0$ 时,若 $\frac{\partial G}{\partial \tau_j} > 0$ 且环境规制强度跨越门槛值 $1/\left(\alpha A_{j-1} G \frac{\partial \theta(A_{jt})}{\partial A_{jt}}\right)$ 时,环境规制的作用则表现出 U 型特征。

依据劳动市场完全竞争和自由流动假定, a 地与 b 地劳动的边际产品价值相等:

$$(1-\alpha)p_a L_a^{-\alpha} \int_0^1 A_{ait}^{1-\alpha} m_{ait}^{\alpha} di = (1-\alpha)p_b L_b^{-\alpha} \int_0^1 A_{bit}^{1-\alpha} m_{bit}^{\alpha}$$

分别将 a 地与 b 地的最优机器设备产量 $m_{ait} = p_a^{\frac{1}{1-\alpha}} [1-\tau_a (1-\theta(A_{at}))]^{\frac{1}{1-\alpha}} L_a A_{ait} r_a^{\frac{1}{\alpha-1}}$ 和 $m_{bit} = p_b^{\frac{1}{1-\alpha}} [1-\tau_b (1-\theta(A_{bt}))]^{\frac{1}{1-\alpha}} L_b A_{bit} r_b^{\frac{1}{\alpha-1}}$ 代入上式,可得:

$$\frac{w_a}{w_b} = 1 = \left(\frac{p_a}{p_b}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \left(\frac{r_a}{r_b}\right)^{\frac{-\alpha}{1-\alpha}} \left(\frac{1-\tau_a (1-\theta(A_{at}))}{1-\tau_b (1-\theta(A_{bt}))}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \frac{A_{at}}{A_{bt}}$$

推导得到 a 地区与 b 地区产品的相对价格与技术创新关系满足:

$$\frac{p_a}{p_b} = \left(\frac{r_a}{r_b}\right)^{\alpha} \left(\frac{A_{at}}{A_{bt}}\right)^{\alpha-1} \left(\frac{1-\tau_a (1-\theta(A_{at}))}{1-\tau_b (1-\theta(A_{bt}))}\right)^{-\alpha} \quad (9)$$

根据行业最终品的 CES 生产函数特征,可以得到各地区的产品价格等于最终产品部门的边际产出价值。由此可知地区 a 与地区 b 的经济产出满足:

$$\frac{Y_a}{Y_b} = \left(\frac{p_b}{p_a}\right)^{\varepsilon}$$

则可得技术创新相对利润(10)式:

$$f(\tau_a, \tau_b) = \frac{\pi_a}{\pi_b} = \left(\frac{r_a}{r_b}\right)^{\alpha} \left(\frac{A_{at}}{A_{bt}}\right)^{\alpha-1} \left(\frac{1-\tau_a (1-\theta(A_{at}))}{1-\tau_b (1-\theta(A_{bt}))}\right)^{1-\alpha} \frac{Y_a}{Y_b} \quad (10)$$

其中, $Y_a = \sum_{i=1}^n c_{ai} Y_{ai}$ 和 $Y_b = \sum_{j=1}^m c_{bj} Y_{bj}$, c 为两地整体经济中各产业的产出权重。

同时, a 地和 b 地的最优经济产出满足:

$$Y_a = r_a^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} p_a^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} [1-\tau_a (1-\theta(A_{at}))]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} L_a A_{at}$$

$$Y_b = r_b^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} p_b^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} [1-\tau_b (1-\theta(A_{bt}))]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} L_b A_{bt}$$

由(10)式以及 Y_a 和 Y_b 的表达式可知:①两地最优的经济产出均可表示成环境规制的函数,意味着环境规制的变化将会引发不同地区产业利润和产业规模的变化,这可能会引发地区间产业转移和产业结构调整,进而改变两地整体经济产出。②两地技术创新利润是环境规制和经济产出的函数,即当环境规制变化时会产生双重效果:一是环境规制直接改变地区技术创新相对利润,改变两地技术创新方向;二是当两地的环境规制相对变化时,受制于政策约束,发达地区将相对落后或污染产业转移到落后地区,改变两地的相对经济产出和收入水平,进而影响技术创新的相对利润和技

术创新方向。

将两地最优经济产出代入(10)式,进一步整理可得:

$$f(\tau_{at}, \tau_{bt}) = \frac{\pi_{at}}{\pi_{bt}} = \left(\frac{r_a}{r_b} \right)^{-\alpha(\varepsilon-1)} \left(\frac{A_{at}}{A_{bt}} \right)^{(1-\alpha)(\varepsilon-1)} \left(\frac{1-\tau_{at}(1-\theta(A_{at}))}{1-\tau_{bt}(1-\theta(A_{bt}))} \right)^{1-\alpha+\alpha\varepsilon} \quad (11)$$

当 a 地区机器设备生产的相对利润较高时,研发人员将主要针对 a 地区产品进行技术研发提供新机器;当 b 地区的产品相对利润较高时,研发人员将主要针对 b 地区产品进行技术创新提供新机器设备;当两地区利润相等时,不同地区的技术创新投入无差异。

若假设初始状态 $f(\tau_{at}, \tau_{bt}) < 1$, τ_{at} 保持现有水平不变,则当地区 b 提高环境规制 τ_{bt} 水平,将(11)式对环境规制 τ_{bt} 求偏导可得:

$$\frac{\partial f}{\partial \tau_{bt}} = -f \left\{ (1-\alpha)(\varepsilon-1)A_{bt}^{-1} \frac{\partial A_{bt}}{\partial \tau_{bt}} + \frac{\alpha(1-\alpha+\alpha\varepsilon)}{1-\tau_{bt}(1-\theta(A_{bt}))} \left(\theta(A_{bt}) + \tau_{bt} \frac{\partial \theta(A_{bt})}{\partial \tau_{bt}} - 1 \right) \right\} \quad (12)$$

式(1)与式(2)指出,技术进步存在产出效应以及减排效应双重作用效果,而环境规制则通过影响技术进步的形式进入最终生产函数。考察环境规制对技术进步的作用,设 $M = (1-\alpha)(\varepsilon-1)A_{bt}^{-1} \frac{\partial A_{bt}}{\partial \tau_{bt}}$, 可将其定义为环境规制所引致的技术进步效应。考察环境规制对减排效应 $\theta(A_{at})$ 的作用,设

$$N = \frac{\alpha(1-\alpha+\alpha\varepsilon)}{1-\tau_{bt}(1-\theta(A_{bt}))} \left(\theta(A_{bt}) + \tau_{bt} \frac{\partial \theta(A_{bt})}{\partial \tau_{bt}} - 1 \right),$$

可将其定义为环境规制所引致的减排效应。由(12)式可知:①环境规制对邻地绿色技术进步的作用方向和作用强度,受环境规制的本地绿色技术进步效应 $\frac{\partial A_{bt}}{\partial \tau_{bt}}$ 、本地的减排能力 $\frac{\partial \theta(A_{bt})}{\partial \tau_{bt}}$ 以及地区间产品替代弹性 ε 的影响。若两地区产品存在替代关系

$\varepsilon > 1$, 当地区 b 环境规制没有跨越门槛值,且满足 $1-\tau_{bt}(1-\theta(A_{bt})) > 0$ 时,若 $\frac{\partial A_{bt}}{\partial \tau_{bt}} < 0$ (环境规制对本地

的绿色技术创新存在抑制作用),则 $\frac{\partial f}{\partial \tau_{bt}} > 0$ 。那么伴随 b 地环境规制强度的提高,则 f 值增加即 a 地

区进行机器设备研发的相对利润增大,当 τ_{bt} 增大直至相对利润 $f(\tau_{at}, \tau_{bt}) > 1$ 时, b 地环境规制将会推动 a 地绿色技术创新。②若两地区产品存在替代关系 $\varepsilon > 1$, b 地环境规制跨越门槛值,且满足

$1-\tau_{bt}(1-\theta(A_{bt})) > 0$ 时,若 $\frac{\partial A_{bt}}{\partial \tau_{bt}} > 0$, 即 b 地环境规制 τ_{bt} 促进 b 地自身的绿色技术进步, $\theta(A_{bt}) + \tau_{bt}$

$\frac{\partial \theta(A_{bt})}{\partial \tau_{bt}} - 1$ 符号不确定,即环境规制对 a 地绿色技术创新的影响方向表现出不确定性,其作用方向

和作用强度直接取决于 $M+N$ 变化时引发的净效应(绿色技术的扩散效应或极化效应),即

若此时 $\theta(A_{bt}) + \tau_{bt} \frac{\partial \theta(A_{bt})}{\partial \tau_{bt}} - 1 > 0$, 则 $M+N > 0$, $\frac{\partial f}{\partial \tau_{bt}} < 0$, 提高 b 地的环境规制将抑制 a 地的绿色技术

创新。反之则反。

结论 2: 环境规制引发本地—邻地的产业和产品生产规模变化,改变技术研发利润结构,进而转变本地—邻地的技术创新方向和投入强度。环境规制对本地绿色技术创新作用的非线性,亦是其对邻地绿色技术进步作用非一致的重要原因,若本地环境规制尚未跨越规制拐点且 $\frac{\partial A_{bt}}{\partial \tau_{bt}} < 0$ 时,当

环境规制强度提高至 $f(\tau_{at}, \tau_{bt}) > 1$ 时,将推动邻地绿色技术进步;若本地环境规制已跨越规制拐点且 $\frac{\partial A_{bt}}{\partial \tau_{bt}} > 0$ 时,则其作用方向取决于绿色技术进步激励与减排的净效应。

三、计量模型选择、指标设计与数据来源说明

1. 计量模型构建

主流观点认为,环境规制对本地的绿色技术创新表现出非线性特征,二者可能在某些条件下表现出“U”型特征。正如前述数理模型的推演结果所示,在环境规制对本地绿色技术进步呈现U型特征的同时,会引致邻地绿色技术进步表现出某些相似甚至相反的变化。暗示本地环境规制在不同情境下,可能会使邻地处于搭便车或搭黑车的角色境地。基于此,本文构建环境规制与技术进步二次曲线模型,对比环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应。计量模型设计如下:

$$Y_{it} = \delta_0 + \rho_0 W G_tech_{it} + \beta_1 ER_{it} + \beta_2 ER_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + \theta_1 WER_{it} + \theta_2 WER_{it}^2 + \theta_3 WX_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中, Y_{it} 代表绿色技术进步,采用每万名研发人均绿色技术专利数量 G_tech_{it} 表征, ER_{it} 为第 i 个城市在第 t 年的环境规制强度,代表绿色技术进步; X_{it} 为控制变量的集合。公式(13)中, δ_0 为不随个体变化的截距项, β_i 为各解释变量的估计系数。 W 为所选取的空间权重矩阵, θ_i 为解释变量的空间交互项系数, ρ_0 为被解释变量空间滞后待估系数, ε_{it} 为计量模型的随机误差项。

2. 空间权重矩阵选择

本文空间模型中选择反距离矩阵 W_1 表征地区之间的空间权重效应。同时为综合考察经济距离和研发能力距离因素的影响,采用李婧等(2010)的方法,构建经济距离权重矩阵 W_2 和研发能力距离权重矩阵 W_3 ,经济距离权重矩阵以地区国内生产总值的差异表征经济距离,研发能力距离权重矩阵以研发投入差异表征研发能力距离^①。为验证空间距离权重矩阵选择结果的稳健性,本文进一步选择反距离矩阵的平方矩阵 W_4 及其相应的经济距离与研发距离矩阵 W_5 和 W_6 。同时,空间权重矩阵的设计为避免全样本间距离可能出现的测量误差,以及本文考察不同城市经济圈的需要,以200千米、250千米、300千米、400千米、500千米以及600千米为阈值,设定局域空间权重矩阵考察不同距离城市经济圈环境规制的绿色技术进步效应。

3. 变量及数据说明

(1)被解释变量:采用万名研发人员绿色技术专利产出数量 G_tech_{it} 表征。传统方法测算技术进步往往使用非参数DEA方法,从生产率中分解出技术进步,或采用索洛余值法用回归残差表征技术进步。在绿色要素投入与产出难以从一般生产中区分出来的情况下,这两种方法直接用于测算绿色技术进步,会形成较大的测算偏误,因此本文选取绿色技术发明专利授权数来表征绿色技术进步。根据世界知识产权组织(WIPO)提供的绿色专利清单(<http://www.wipo.int/classifications/ipc/en/est>)中列示的绿色专利国际专利分类(IPC)编码,通过设置专利类型、IPC分类编码及发明单位(个人)地址,从国家知识产权局中国专利公布公告网分别获取不同城市层面的专利数据。

(2)环境规制 ER_{it} 及其工具变量 JS ,通过计算各地区各类污染物(如二氧化硫 SO_2 与烟尘 YC)排放的综合指数来衡量(杨振兵等,2016;叶琴等,2018):^①根据各城市污染物排放及经济产出指

^① 经济距离权重矩阵 W_2 和研发能力距离权重矩阵 W_3 的具体构建方法请见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

标,计算单位经济产出污染物排放,将各城市单位污染物排放标准化: $DE_{ij}^s = [DE_{ij} - \min(DE_j)] / [\max(DE_j) - \min(DE_j)]$ 。其中, DE_{ij} 为*i*城市第*j*类污染物的实际单位排放, $\max(DE_j)$ 与 $\min(DE_j)$ 分别为各城市污染物的单位最大排放量和最小排放量, DE_{ij}^s 为*i*城市*j*类污染物标准化后的值。②设定调整参数,不同城市污染物排放比重与强度相差较大,使用调整参数能够反映各城市污染的差异,计算公式为: $W_j = DE_{ij} / \overline{DE_{ij}}$ 。 $\overline{DE_{ij}}$ 为样本区间内*j*污染物的单位排放平均水平。③计算各城市环境规制强度 $ER_i = \sum_j W_j DE_{ij}^s$ 。

结合相关文献研究发现,城市降水量*JS*和空气污染逆向关系显著,以自然降水量作为工具变量表征环境规制,完全可以克服变量的内生性问题,详细说明见第四部分。其中,降水量数据主要来自于各省份的统计年鉴,对于省级统计年鉴中缺失的城市降水量数据,通过地级《城市统计年鉴》获取。

(3)其他控制变量指标选取设计:研发资本*K*,选择研发人员人均研发经费表示;以各地区GDP表示经济发展水平*ED*;以各城市实际使用外商投资额占GDP的比重表示外商直接投资*FDI*;以地方政府财政支出占GDP的比重表示行政管制*GOV*^①。

依据相关指标剔除数据缺失城市,最后筛选出164个地级市2003—2011年的面板数据作为样本进行检验,数据来源于国家知识产权局中国专利公布公告系统、历年中国工业企业数据库和《中国城市统计年鉴》。

四、环境规制的绿色技术进步效应检验与结果评价

1. 环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应

一般地,环境规制与技术进步关系的研究,首先需解决变量的内生性问题。一些文献选择环境规制的工具变量时,发现风速与空气污染呈现显著的负向关系,通常风速越大即空气流通系数越高的地区,空气污染越低且越倾向于使用较低的环境规制,空气流通系数(风速乘以边界层高度)可以作为环境规制的工具变量(沈坤荣等,2017;陈诗一和陈登科,2018)。不过,虽然空气流通系数作为环境规制的工具变量具有一定的合理性,空气流动有利于改变地区污染浓度,反向反映地区污染程度和环境规制强度。但空气流通会带来污染物的跨区域传递,应用其替代环境规制指标,则难以区分各个区域的环境规制强度,降低本文环境规制“本地—邻地”绿色技术进步效应研究的准确性。另一些文献研究发现降水与大气污染存在显著的负向关系(康恒元等,2017;周景坤,2017),自然满足作为环境规制工具变量的独立性条件。其优点是地区降水量能够降低本地的空气污染浓度,且不易引发污染扩散。同时,由于降水是自然现象,一个地区的降水量明显外生于环境规制政策,且其对绿色技术进步的作用仅通过环境规制来实现。因此,为解决环境规制指标的内生性问题,选择地区降水量*JS*作为环境规制的工具变量,采用两阶段最小二乘法检验环境规制的本地—邻地绿色技术进步效应,结果见表1。表1也列出了第一阶段的回归结果,发现地区降水量与环境规制指标负向关系显著且F值远大于10,排除弱工具变量问题。表1的本地—邻地效应检验结果显示:

(1)环境规制对本地绿色技术进步皆表现出显著的抑制作用,短期内无法有效激励企业投入绿色技术创新,反而会产生抑制效果,这与早期文献研究结果相似(Conrad and Wastl,1995;Gray and Shadbegian,2003),也与董直庆等(2015)和陈超凡(2016)观点相吻合。这可能源于:①环境规制使企业“遵循成本”高企,导致企业生产负担加重,进而降低企业绿色技术研发投入。同时,在当前较长时

① 变量描述性说明见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

表 1 环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应检验

		W_1	W_2	W_3	W_4	W_5	W_6
		$G_{tech_{it}}$	$G_{tech_{it}}$	$G_{tech_{it}}$	$G_{tech_{it}}$	$G_{tech_{it}}$	$G_{tech_{it}}$
本地效应	ER	-13.8247** (5.3596)	-13.8751** (5.3603)	-14.1208** (5.2936)	-14.0074** (5.4602)	-14.0845** (5.4488)	-13.5733** (5.3629)
	$(ER)^2$	9.8867 (6.8300)	10.0227 (6.8431)	9.6606 (6.7497)	11.2923 (6.9207)	11.4539* (6.9182)	9.7795 (6.7720)
	ED	-11.7243*** (1.0652)	-11.7133*** (1.0677)	-11.0174*** (1.0592)	-11.4119*** (1.0645)	-11.3831*** (1.0627)	-10.7871*** (1.0639)
	K	-0.0207 (0.0152)	-0.0204 (0.0152)	-0.0191 (0.0150)	-0.0167 (0.0150)	-0.0167 (0.0150)	-0.0178 (0.0149)
	GOV	-84.8017*** (5.9550)	-85.1798*** (5.9541)	-82.8706*** (5.8442)	-84.0595*** (5.9180)	-84.0142*** (5.8868)	-82.3110*** (5.8517)
	FDI	-124.9205** (63.5397)	-120.6226* (63.6997)	-116.6450* (63.5085)	-118.8843* (63.8227)	-116.8641* (63.8005)	-115.8315* (63.6162)
邻地效应	ER	49.4553* (27.9372)	50.9100* (28.9844)	41.9742 (30.3222)	23.8269** (11.0078)	24.1944** (11.1979)	20.5559* (11.0756)
	$(ER)^2$	-41.0768 (43.2197)	-42.5151 (45.0313)	-9.8369 (48.0232)	-25.7666* (15.4560)	-26.3024* (15.8132)	-15.8730 (15.6499)
	ED	7.7493 (7.4506)	6.6291 (7.5910)	-5.3356 (6.9587)	4.5774* (2.6497)	4.7453* (2.6610)	1.4954 (2.5659)
	K	0.2549** (0.1110)	0.2577** (0.1117)	0.2368*** (0.0645)	0.0561 (0.0350)	0.0570 (0.0355)	0.0810** (0.0248)
	GOV	147.4017*** (33.2456)	161.1627*** (34.9156)	174.6421*** (30.6375)	65.6720*** (13.3954)	68.6554*** (13.8093)	66.7344*** (13.1172)
	FDI	-603.3386 (445.7846)	-757.3069* (452.5382)	-892.8498** (453.3580)	-260.1638* (149.8985)	-274.9600* (150.0377)	-297.0156** (151.3917)
第一阶段回归结果							
	JS	-0.2431*** (0.0429)	-0.2431*** (0.0429)	-0.2431*** (0.0429)	-0.2431*** (0.0429)	-0.2431*** (0.0429)	-0.2431*** (0.0429)
	F	32.19***	32.19***	32.19***	32.19***	32.19***	32.19***
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	$Spa-rho$	0.4744*** (0.1221)	0.4080** (0.1286)	0.4048** (0.1325)	0.2666*** (0.0489)	0.2659*** (0.0483)	0.2759*** (0.0519)
	$sigma2$	11.2906*** (0.4167)	11.3438*** (0.4202)	11.2113*** (0.4138)	11.1683*** (0.4133)	11.1528*** (0.4125)	11.1111*** (0.4095)
	N	1476	1476	1476	1476	1476	1476

注:括号内为标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。下同。

间内市场的传统非清洁型技术仍旧占优,企业研发新型绿色技术的收入效益作用有限,在自身效益最大化条件下企业并无动力进行绿色技术研发,环境规制约束下绿色技术研发激励更是弱化。②区域间环境规制政策非相容激励,地区间不同的环境规制强度诱使污染产业转移,致使规制政策失效。经济发展水平 ED 对绿色技术创新亦表现为显著的抑制作用,暗示随地区经济发展水平的提高,绿色技术水平不仅没有提高,反而出现显著下滑。同时,人均研发资本 K 对绿色技术创新也为负

向影响,表明现阶段中国经济仍处于粗放型发展阶段,研发投入主要集中于传统技术,并未转向清洁方向。政府干预程度 GOV 作用显著为负,表明政府过多干预并未有效引导绿色技术创新。原因可能是技术创新主要以企业为主体,行政方式无法精准掌控企业技术研发激励的转变条件,甚至可能适得其反。 FDI 对绿色技术创新的影响显著为负,表明中国粗放型经济在招商引资过程中可能存在污染引进现象,表现出一定的“污染避难所”特征。

(2)环境规制的邻地绿色技术进步效应与本地差异明显。在距离平方及其经济权重矩阵 W_4 和 W_5 下,环境规制的邻地技术进步效应明显有别于本地效应,环境规制的邻地绿色技术进步效应表现出倒 U 型特征,即整体上环境规制对邻地绿色技术创新表现为“先扬后抑”特征,原因在于短期内环境规制会迫使高规制强度的城市污染产业就近转移,而承接产业转移的落后地区,由于产业转移带来收入水平提升,进而增加了邻地的绿色技术研发投入。不过,从长期看若本地环境规制强度提升,若邻地环境规制未与之同步变化,邻地往往会成为污染产业的承接地,进而使邻地产业结构朝非清洁方向发展,最终抑制邻地绿色技术进步。同时,邻地技术进步效应的系数绝对值显著高于本地,表明环境规制对邻地技术进步影响更突出。此外,其他权重矩阵下环境规制的邻地绿色技术进步效应,与 W_4 和 W_5 权重矩阵下的情况一致,但显著性下降。

2. 不同城市经济圈环境规制的绿色技术进步效应再检验

全域空间权重矩阵下,环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步关系回归结果表明,本地环境规制对绿色技术进步作用在不同空间权重矩阵下结果较为相似,而邻地效应在取单倍距离矩阵、距离平方及其经济和研发矩阵下效应并不完全一致。可能的主要原因包括:①环境规制对邻地绿色技术进步的作用效应可能需要满足一定条件。诸如环境规制的影响伴随两地距离渐远而依次消退,即其邻地绿色技术进步效应可能对距离更近的区域影响较大。②全区域空间距离权重矩阵的设定可能存在测算误差,环境规制政策影响的就近性以及地区经济的集聚特征,导致不同距离范围内可能结果并不相同。为印证这种猜想,借鉴沈坤荣等(2017)的权重矩阵设计方法,分别以 200 千米、250 千米、300 千米、400 千米、500 千米以及 600 千米为阈值,重新设定局域空间权重矩阵,考察不同距离城市经济圈环境规制对本地—邻地绿色技术进步的作用效果。

表 2 显示,环境规制的本地绿色技术进步效应,主要表现出 U 型趋势,即在一定距离范围城市经济圈中,环境规制的本地绿色技术进步效应呈现先抑后扬特征。进一步通过表 2 考察不同城市经济圈邻地绿色技术进步效应的差异性。发现,在 200—400 千米距离范围的不同城市经济圈中,环境规制的邻地绿色技术进步效应表现出显著的倒 U 型关系,但不同经济圈中 U 型倾斜度即系数不同,而且邻地效应伴随距离的变化而表现出先增大后减小的倒 U 型趋势,并在 300 千米的距离范围达到峰值。不过,邻地效应的 U 型特征更多体现在特定距离的范围内成立,当城市经济圈距离超过 400 千米,诸如到 500—600 千米时,环境规制对邻地绿色技术进步 U 型关系减弱,更多仅表现为显著促进效应。表明邻地效应的 U 型特征更多在特定局域内成立,若仅开展全域范围内检验,可能会出现明显的误差。

五、传导机制检验与评析

1. 环境规制的污染产业转移效应

不同距离范围的城市经济圈,环境规制的“本地—邻地”技术创新效应在强度和方向均存在差异。那么,环境规制通过何种方式最终引发本地—邻地绿色技术进步方向的转变?一般地,技术创新理论认为,市场最终选择何种类型技术,取决于技术创新相对利润(Acemoglu et al.,2012;董直庆

表 2 不同城市经济圈环境规制的绿色技术进步效应对比检验

		W_{200}	W_{250}	W_{300}	W_{400}	W_{500}	W_{600}
		$G_{tech_{it}}$	$G_{tech_{it}}$	$G_{tech_{it}}$	$G_{tech_{it}}$	$G_{tech_{it}}$	$G_{tech_{it}}$
本地效应	ER	-15.4264** (5.5266)	-15.0891** (5.5331)	-16.3597** (5.4083)	-14.6077** (5.5158)	-13.7097** (5.5233)	-13.8197** (5.5057)
	$(ER)^2$	13.4733** (6.8178)	12.4995* (6.8389)	15.5116** (6.7650)	12.9528* (7.0300)	11.9065* (7.0301)	11.5030* (6.9825)
	ED	-9.8448*** (0.9957)	-9.2666*** (1.0327)	-10.5070*** (1.0323)	-10.2816*** (1.0412)	-10.3276*** (1.0354)	-10.5138*** (1.0293)
	K	-0.0169 (0.0151)	-0.0149 (0.0152)	-0.0191 (0.0149)	-0.0179 (0.0149)	-0.0174 (0.0150)	-0.0167 (0.0150)
	GOV	-70.3507*** (5.8414)	-72.3897*** (6.0361)	-83.0111*** (5.8833)	-82.3736*** (5.8993)	-83.7045*** (5.8599)	-83.0610*** (5.8528)
	FDI	-110.5025* (64.0965)	-86.7185 (65.2096)	-136.2697** (64.7358)	-146.3432** (64.6663)	-120.9769* (64.1028)	-119.2639* (64.0133)
邻地效应	ER	20.8937** (7.4132)	20.9564** (7.7291)	22.2366** (7.7142)	16.9552** (7.6747)	15.1033* (8.0507)	16.1693* (8.3089)
	$(ER)^2$	-26.8951** (9.7253)	-25.4672** (10.2388)	-27.6405** (10.3293)	-18.0523* (9.6896)	-15.7779 (10.1566)	-15.8660 (10.4402)
	ED	-3.0301*** (0.7997)	-2.6666** (0.8936)	1.5690 (1.0880)	0.4617 (1.4491)	-0.2340 (1.5400)	-0.1103 (1.6095)
	K	0.0176 (0.0224)	0.0108 (0.0240)	0.0630** (0.0255)	0.0537* (0.0274)	0.0557* (0.0288)	0.0506* (0.0299)
	GOV	13.6282 (8.3653)	16.3907* (8.8307)	47.3214*** (8.9769)	50.4644*** (9.8233)	58.2764*** (10.1204)	56.1337*** (10.6656)
	FDI	-325.0295*** (95.1438)	-368.0318*** (105.2142)	-63.1133 (106.7397)	-19.2782 (116.6536)	-192.5426 (128.1582)	-208.7874 (133.5005)
	$Spa-rho$	0.1407*** (0.0323)	0.1484*** (0.0347)	0.2589*** (0.0346)	0.2600*** (0.0375)	0.2406*** (0.0403)	0.2308*** (0.0421)
	$sigma2$	11.1681*** (0.4136)	11.2597*** (0.4174)	10.8972*** (0.4047)	11.0539*** (0.4120)	11.0942*** (0.4116)	11.1253*** (0.4118)
	N	1476	1476	1476	1476	1476	1476

等,2015)以及环境规制所引致“遵循成本”及“创新补偿”的净效应(Popp et al.,2009;张成等,2011)。当然,地方政府的行政分割和地区间经济锦标赛式竞争,易导致地区间出现环境规制的“逐底竞争”特征(Konisky,2007;李胜兰等,2014)。一些发达地区向欠发达地区转移污染产业,改变产业转移地即欠发达地区的产业结构(沈坤荣等,2017)。正是产业结构变化改变产业承接地技术创新的相对利润,进而影响企业的研发决策。事实是否果真如此?即环境规制是否会通过区域间产业转移影响绿色技术水平?本节以污染产业总资产占全部产业资产的比重^①作为因变量 DI ,分别检验代表性城市经济圈的环境规制是否引致污染产业转移,结果见表 3。

① 参考沈坤荣等(2017)的思路,将国务院 2006 年公布的《第一次全国污染源普查方案》中明确规定的 11 个重污染行业作为污染密集型产业。

表3结果显示:①不同距离范围城市经济圈,环境规制对本地污染产业皆表现为负向作用,且在1%水平下显著。表明地区实行的规制政策显著降低了本地区的污染产业比重,优化了地区产业结构,进而有利于推动本地产业朝绿色方向发展。②环境规制的邻地产业效应则显著为正,表明环境规制对邻地污染产业比重表现正向显著性且作用强度突出,明显提高邻地污染产业规模。印证前面的推断——环境规制使污染产业出现跨地区转移,不同地区环境规制强度差异引发产业污染成本变化,进而高成本地区污染产业朝成本更低的方向流动。

表3 传导机制检验(一)

		W_{200}	W_{250}	W_{300}	W_{400}	W_{500}	W_{600}
		DI	DI	DI	DI	DI	DI
本地效应	ER	-27.6756*** (1.1347)	-27.6032*** (1.1316)	-27.7279*** (1.1133)	-27.4562*** (1.1064)	-27.4626*** (1.1031)	-27.4171*** (1.0998)
	ED	1.2680** (0.5037)	1.1926** (0.5094)	1.2474** (0.5102)	1.3487** (0.5084)	1.3924** (0.5022)	1.3838** (0.4991)
	K	0.0006 (0.0077)	-0.0028 (0.0076)	-0.0030 (0.0074)	-0.0034 (0.0073)	-0.0035 (0.0073)	-0.0040 (0.0073)
	GOV	-1.9758 (2.9907)	-1.9340 (3.0179)	-0.4573 (2.9401)	0.2530 (2.9046)	-0.1664 (2.8644)	-0.3603 (2.8588)
	FDI	27.3372 (32.7534)	27.8525 (32.5480)	31.4672 (32.2901)	29.3291 (31.7494)	33.6958 (31.2352)	30.4833 (31.1670)
邻地效应	ER	10.9246*** (1.6319)	12.3836*** (1.7083)	14.1834*** (1.7337)	14.3225*** (1.7750)	15.0642*** (1.8499)	15.2634*** (1.9160)
	ED	1.4611*** (0.4092)	0.5563 (0.4472)	0.6035 (0.5488)	0.0025 (0.7177)	-0.0348 (0.7588)	0.0707 (0.7933)
	K	-0.0237** (0.0115)	0.0042 (0.0120)	-0.0058 (0.0127)	0.0029 (0.0135)	0.0024 (0.0141)	0.0074 (0.0145)
	GOV	-12.4694** (4.2249)	-9.0258** (4.3614)	-13.8611** (4.4330)	-17.3686*** (4.7468)	-17.0826*** (4.8461)	-18.1265*** (5.1025)
	FDI	4.2222 (48.3163)	-7.4724 (52.2696)	3.0333 (53.1309)	22.3939 (57.2325)	10.6993 (62.3631)	18.8501 (64.9343)
	$Spa-rho$	0.4384*** (0.0237)	0.4895*** (0.0240)	0.5298*** (0.0238)	0.5476*** (0.0243)	0.5746*** (0.0249)	0.5877*** (0.0255)
	$sigma2$	2.9232*** (0.1096)	2.8152*** (0.1058)	2.7162*** (0.1027)	2.6739*** (0.1004)	2.6441*** (0.0993)	2.6480*** (0.0994)
	N	1476	1476	1476	1476	1476	1476

2. 污染产业跨区域转移的绿色技术抑制效应

前述回归结果表明,环境规制会引致污染产业的跨区域转移。一个自然的问题,环境规制是否会通过产业转移影响承接地绿色技术创新?为此,在回归分析中引入环境规制与污染产业占比 DI 的交互项,检验环境规制引致的污染产业转移对承接地绿色技术创新的影响,结果见表4。

表4结果显示,加入 DI 控制变量后,环境规制一次项及二次项对绿色技术创新作用不显著,但 $ERDI$ 在 W_{200} 和 W_{250} 方程中显著。因此,依据 DI 全样本均值以及分城市经济圈均值,可以计算总效应。环境规制的总效应等于 ER 的系数加上 $ERDI$ 系数乘以 DI 的值。数据显示,若以地理距离矩阵

W_{200} 为例,加入 DI 变量之后,环境规制 ER 的实际结果由表 2 列示的 -15.4264 变为 -7.5089 ,U 型规制拐点由 0.5725 变为 2.9486 ,拐点大幅推迟暗示环境规制负向作用明显提高。说明污染产业转移会对承接地环境规制的绿色技术进步效应形成干扰。同时, $ERDI$ 系数显著为负亦说明污染产业的转移,抑制了承接地环境规制对绿色技术创新的激励作用。从交互项 $ERDI$ 的系数来看,在 200—250 千米距离范围内系数显著为负,而 300—600 千米系数虽依然为负但并不显著,表明污染产业转移对承接地绿色技术进步的抑制效应主要影响范围在 250 千米内。

表 4 传导机制检验(二)

	W_{200}	W_{250}	W_{300}	W_{400}	W_{500}	W_{600}
	G_{tech_i}	G_{tech_i}	G_{tech_i}	G_{tech_i}	G_{tech_i}	G_{tech_i}
ER	14.9337 (15.9663)	17.3516 (15.9292)	-3.0102 (16.2601)	-6.4316 (16.9368)	-6.2631 (17.0156)	-5.7059 (17.0066)
$(ER)^2$	1.2733 (9.1821)	-0.6645 (9.1585)	10.0986 (9.2438)	9.8218 (9.6983)	9.1435 (9.7139)	8.3550 (9.6573)
$ERDI$	-0.5019** (0.2493)	-0.5451** (0.2493)	-0.2272 (0.2544)	-0.1413 (0.2648)	-0.1278 (0.2669)	-0.1420 (0.2673)
DI	0.1612* (0.0887)	0.1594* (0.0899)	0.0611 (0.0923)	0.0382 (0.0943)	0.0380 (0.0947)	0.0346 (0.0945)
ED	-9.8198*** (0.9976)	-9.2089*** (1.0353)	-10.4413*** (1.0366)	-10.1990*** (1.0450)	-10.2463*** (1.0395)	-10.4393*** (1.0320)
K	-0.0185 (0.0151)	-0.0162 (0.0152)	-0.0194 (0.0148)	-0.0174 (0.0149)	-0.0167 (0.0150)	-0.0159 (0.0150)
GOV	-71.2475*** (5.8767)	-72.8610*** (6.0554)	-83.5441*** (5.9111)	-82.7783*** (5.9184)	-83.9204*** (5.8793)	-83.3027*** (5.8631)
FDI	-110.8280* (64.0095)	-87.8814 (65.1164)	-133.4210** (64.7105)	-142.6314** (64.6373)	-117.4455* (64.1036)	-115.8625* (63.9372)
$Spa-rho$	0.1378*** (0.0323)	0.1459*** (0.0347)	0.2556*** (0.0347)	0.2555*** (0.0377)	0.2351*** (0.0405)	0.2244*** (0.0422)
$sigma2$	11.1096*** (0.4114)	11.2037*** (0.4153)	10.8591*** (0.4032)	11.0171*** (0.4104)	11.0649*** (0.4105)	11.0717*** (0.4090)
N	1476	1476	1476	1476	1476	1476

注:因篇幅限制,仅报告了关键变量结果,完整的回归结果见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。下同。

3. 污染产业跨区域转移的收入激励对绿色技术的促进作用

前述结果显示,在一定距离范围内环境规制对邻地绿色技术进步表现为倒 U 型关系,那么,又是什么原因导致环境规制对邻地绿色技术进步的正向影响呢?事实上,中国不同区域间经济发展不平衡(董直庆等,2015),所有制结构以及科技创新水平(李斌等,2011,2013)等资源禀赋差异明显,可能是污染产业转移在抑制地区的绿色研发创新的同时,由于承接地产业流入会改变其产业结构进而提高其收入水平,即污染产业转移的收入效应将会提高地区技术研发投入规模,进而激励企业增加绿色技术创新投入。事实真的如此吗?进一步在回归分析中加入污染产业占比 DI 与收入水平 ED 的交互项 $EDDI$,从收入效应视角检验污染产业转移对绿色技术进步的影响,如表 5 所示。结果显示,不同经济圈样本 $EDDI$ 指标回归系数皆显著为正,表明环境规制引致的污染产业转移确实能够通过提高产业承接地的收入水平,进而促进承接地的绿色技术进步。

表5 传导机制检验(三)

	W_{200}	W_{250}	W_{300}	W_{400}	W_{500}	W_{600}
	G_{tech_i}	G_{tech_i}	G_{tech_i}	G_{tech_i}	G_{tech_i}	G_{tech_i}
<i>ER</i>	-8.2881 (5.6521)	-8.2590 (5.6678)	-10.0195* (5.5946)	-8.0595 (5.6936)	-7.0106 (5.6970)	-7.3876 (5.6728)
$(ER)^2$	14.2953** (6.7657)	13.4156** (6.7937)	16.4601** (6.7356)	13.9600** (6.9873)	12.9374* (6.9850)	12.6042* (6.9323)
<i>EDDI</i>	0.0421*** (0.0080)	0.0412*** (0.0082)	0.0384*** (0.0085)	0.0397*** (0.0086)	0.0407*** (0.0086)	0.0396*** (0.0086)
<i>ED</i>	-11.7660*** (1.0519)	-11.1660*** (1.0949)	-12.2353*** (1.1042)	-12.0874*** (1.1125)	-12.1743*** (1.1074)	-12.3082*** (1.0992)
<i>K</i>	-0.0234 (0.0151)	-0.0205 (0.0151)	-0.0231 (0.0148)	-0.0217 (0.0149)	-0.0213 (0.0149)	-0.0203 (0.0149)
<i>GOV</i>	-67.3610*** (5.8334)	-69.1604*** (6.0261)	-79.8185*** (5.8872)	-79.3633*** (5.8889)	-80.4346*** (5.8505)	-79.8640*** (5.8391)
<i>FDI</i>	-111.2715* (63.4963)	-88.3078 (64.6559)	-137.5351** (64.2663)	-146.4181** (64.1504)	-122.4771* (63.5879)	-120.2735* (63.4633)
<i>Spa-rho</i>	0.1402*** (0.0324)	0.1477*** (0.0349)	0.2536*** (0.0350)	0.2570*** (0.0378)	0.2365*** (0.0406)	0.2249*** (0.0424)
<i>sigma</i>	10.9588*** (0.4059)	11.0683*** (0.4104)	10.7387*** (0.3988)	10.8768*** (0.4053)	10.9120*** (0.4048)	10.9297*** (0.4038)
<i>N</i>	1476	1476	1476	1476	1476	1476

综合可知,不同城市经济圈环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应存在异质性,这种差异可能来自环境规制引致污染产业的跨区域转移,引发污染产业转移地的收入增长,进而诱发邻地绿色技术进步呈现倒U型特征。或者说,在短期环境规制的邻地绿色技术进步效应,主要表现为污染产业转移引致收入效应的正向促进作用。但从长期看,一地环境规制的提高引发污染产业转移改变承接地的产业结构,影响其产业朝清洁方向转变,最终将抑制邻地的绿色技术进步。

六、基本结论

本文在 Acemoglu et al.(2012)环境技术进步方向模型基础上,扩展两部门模型以研究环境规制的本地—邻地绿色技术进步效应,并利用中国 2003—2011 年 164 个地级市面板数据,构建空间面板模型检验环境规制的本地—邻地绿色技术创新效应及其传导机理。结果发现:①环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应非一致性突出。一方面,环境规制的本地绿色技术进步效应,主要表现出 U 型特征,即表现为先抑后扬的门槛特征,当环境规制强度跨越规制拐点时,环境规制将推动本地绿色技术进步,验证环境规制本地效应的“波特假说”。另一方面,环境规制的邻地绿色技术进步效应倒 U 型特征突出但仅发生在一定距离范围内,尤其是当邻地城市处于 300 千米范围内时,本地环境规制引发的邻地绿色技术进步效应达到峰值。②环境规制的邻地绿色技术进步效应主要通过污染产业转移方式实现。即环境规制引致高规制地的污染产业就近转移至邻地,进而通过污染产业转移的收入效应和抑制效应引发不同时期邻地绿色技术进步效应的变化。在短期内由于邻地承接污染产业提高当地的收入水平,进而会增加绿色技术创新投入,倒逼产业结构绿色升级。但长

期内污染产业转移最终影响邻地产业朝清洁技术方向转变,对绿色技术创新产生抑制作用。可见,由于不同区域环境规制的非协同性,显著降低了环境规制的绿色技术进步整体效果。

当前,经济新常态下中国面临严重的经济和环境压力,绿色技术进步无疑是缓解这一压力的有力工具。然而,完全依靠自由市场,绿色技术创新天然存在不足,政府规制将在其中扮演重要角色。不过,政府规制虽然可以推动技术进步朝绿色方向转变,但在制订和实施规制政策时以下方面仍应引起政府重视。

(1)紧密结合地区不同的经济发展阶段,谨慎适时适度地实施规制政策。长期以来中国粗放式经济增长方式,决定非清洁生产仍将在未来较长一段时间内占据主导地位,若无规制政策激励,技术创新朝绿色方向转变缓慢。本文全域以及不同范围经济圈的实证结果表明,地区环境规制与绿色技术创新呈现U型特征,大部分地区环境规制尚未跨越规制拐点,更多表现出“遵循成本”引致的技术抑制效应。同时,不同地区绿色技术进步对环境规制的反应敏感度不同,地方政府在环境规制政策实施过程中,应充分认识到环境规制可能引致技术选择偏向,通过环境规制引导技术进步朝绿色方向转变。为此,一方面政府要明确环境规制转变绿色技术进步效应的目标,合理确定地区环境规制的力度,以及对绿色技术进步的影响程度,选择合适政策实施时机和强度发挥最优的规制效果。另一方面,应建立分阶段的环境规制政策及其技术进步效应的长期监测机制,精准把握环境规制的差异化效应,为环境规制政策适时准确调整提供经验支持。

(2)结合不同城市经济圈的特征,构建区域间环境规制的协同发展机制。环境规制作为制约污染性企业减排的重要手段,需要借助于市场化手段提高污染性行业的减排成本,引导企业技术创新朝绿色方向发展。但不同地区要素丰裕度、产业结构和经济发展水平均存在较大差异,政策作为地方政府竞争的一种有力工具,在对区域间经济产生重要影响的同时,也会对技术进步方向形成干扰。本文实证检验结果表明,环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应存在异质性,不同强度的环境规制会对本地—邻地绿色技术进步形成截然不同的效果。因此,一方面政府应全面考量本地及邻近地区的环境规制形式及力度,精准确定政策的着力点和规制方向,建立区域协同治理体系,提高环境规制的有效性;另一方面政府也应意识到现阶段环境质量和经济增长并未实现同步协调发展的现实,权衡环境规制可能引发绿色技术进步与经济增长的差异化后果。

(3)针对不同产业生产污染属性,以及区域间环境规制引致污染就近转移的作用范围,制定异质性产业规制政策并构筑产业协同监管机制。一般而言,高环境规制下发达地区易向邻近地区迁移污染产业,通过迁移规避环境规制成本,进而弱化环境规制的绿色技术创新激励效果。本文实证结果表明,环境规制会引致污染产业就近迁移,长期看会对承接地绿色技术进步产生阻碍作用,但这种影响主要发生在一定范围内。因为更远距离的产业迁移收益将可能小于规制成本,弱化污染产业往更远距离进行迁移的动力。为此,政府在制定环境规制政策时,一方面应预期不同类型产业(高污染和低污染产业)的可能出现的变化,根据产业特征实施差异化的规制政策,提高某类高污染产业迁移成本,激励其技术升级改造。同时,建立不同城市圈政策执行和监管的联动机制,推动地理位置相邻的地区环境规制同步协调,减弱污染产业跨区域就近转移强度。另一方面应加大政策扶持清洁行业发展的力度,鼓励清洁行业技术研发人员、研发资本以及清洁产品跨区域流动,强化产业互补,推动区域内产业绿色技术创新与升级,构建城市经济圈一体化的清洁产业体系。

[参考文献]

- [1]陈超凡.中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于ML生产率指数及动态面板模型的实证研究[J].统计研究,2016,(3):53-62.

- [2]陈诗一,陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018,(2):20-34.
- [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,(10):111-123.
- [4]董直庆,焦翠红,王芳玲. 环境规制陷阱与技术进步方向转变效应检验[J]. 上海财经大学学报, 2015,(3):69-78.
- [5]康恒元,刘玉莲,李涛. 黑龙江省重点城市 AQI 指数特征及其与气象要素之关系[J]. 自然资源学报, 2017,(4):692-703.
- [6]李斌,彭星,陈柱华. 环境规制、FDI 与中国治污技术创新——基于省际动态面板数据的分析[J]. 财经研究, 2011,(10):92-102.
- [7]李斌,彭星,欧阳铭珂. 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变[J]. 中国工业经济, 2013,(4):56-68.
- [8]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):43-56.
- [9]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,(4):88-110.
- [10]林伯强,邹楚沅. 发展阶段变迁与中国环境政策选择[J]. 中国社会科学, 2014,(5):81-95.
- [11]陆铭,冯皓. 集聚与减排:城市规模差距影响工业污染强度的经验研究[J]. 世界经济, 2014,(7):86-114.
- [12]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,(5):44-59.
- [13]沈能. 环境效率、行业异质性与最优规制强度——中国工业行业面板数据的非线性检验[J]. 中国工业经济, 2012,(3):56-68.
- [14]王敏,黄滢. 中国的环境污染与经济增长[J]. 经济学(季刊), 2015,(2):557-578.
- [15]杨振兵,邵帅,杨莉莉. 中国绿色工业变革的最优路径选择——基于技术进步要素偏向视角的经验考察[J]. 经济学动态, 2016,(1):76-89.
- [16]叶琴,曾刚,戴劲勃,王丰龙. 不同环境规制工具对中国节能减排技术创新的影响——基于 285 个地级市面板数据[J]. 中国人口·资源与环境, 2018,(2):115-122.
- [17]易信,刘凤良. 金融发展、技术创新与产业结构转型——多部门内生增长理论分析框架[J]. 管理世界, 2015,(10):24-39.
- [18]张成,陆旸,郭路,于同申. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011,(2):113-124.
- [19]周景坤. 从城市发展水平与年均降雨量的关系探究我国雾霾污染问题研究——基于 2013 年 73 个主要城市截面数据的分析[J]. 干旱区资源与环境, 2017,(8):94-100.
- [20]朱平芳,张征宇,姜国麟. FDI 与环境规制:基于地方分权视角的实证研究[J]. 经济研究, 2011,(6):133-145.
- [21]Acemoglu, D., P. Aghion, L. Bursztyn, and D. Hemous. The Environment and Directed Technical Change[J]. *American Economic Review*, 2012,102(1):131-166.
- [22]Aghion, P., A. Dechezlepretre, D. Hemous, and R. Martin. Carbon Taxes, Path Dependency and Directed Technical Change: Evidence from the Auto Industry[J]. *Journal of Political Economy*, 2016,124(1):1-51.
- [23]Andreoni, J., and A. Levinson. The Simple Analytics of the Environmental Kuznets Curve[J]. *Journal of Public Economics*, 2001,80(2):269-286.
- [24]Barro, R. J., and X. Sala-i-Martin. Technological Diffusion, Convergence, and Growth[J]. *Journal of Economic Growth*, 1997,2(1):1-25.
- [25]Brock, W., and M. Taylor. The Green Solow Model[J]. *Journal of Economic Growth*, 2010,15(2):127-153.
- [26]Conrad, K., and D. Wastl. The Impact of Environmental Regulation on Productivity in German Industries[J]. *Empirical Economics*, 1995,20(4):615-633.
- [27]Dechezleprêtre, A., M. Glachant, I. Hascic, N. Johnstone, and Y. Ménière. Invention and Transfer of Climate Change -Mitigation Technologies: A Global Analysis [J]. *Review of Environmental Economics and Policy*, 2011,5(1):109-130.
- [28]Gray, W. B., and R. J. Shadbegian. Plant Vintage, Technology and Environment Regulation [J]. *Journal of*

- Environmental Economics and Management, 2003,46(3):384–402.
- [29]Hamamoto, M. Environmental Regulation and the Productivity of Japanese Manufacturing Industries[J]. Resource and Energy Economics, 2006,28(4):299–312.
- [30]Keller, W., and A. Levinson. Pollution Abatement Costs and Foreign Direct Investment Inflows to U.S.[J]. Review of Economics and Statistics, 2002,84(4):691–703.
- [31]Konisky, D. Regulatory Competition and Environmental Enforcement: Is There a Race to the Bottom [J]. American Journal of Political Science, 2007,51(4):853–872.
- [32]Lanjouw, J. O., and A. Mody. Innovation and the International Diffusion of Environmentally Responsive Technology[J]. Research Policy, 1996,25(4):549–571.
- [33]List, J. A., W. W. McHone, and D. L. Millimet. Effects of Air Quality Regulation on the Destination Choice of Relocating Plants[J]. Oxford Economic Papers, 2003,55(4):657–678.
- [34]Popp, D., R. G. Newell, and A. B. Jaffe. Energy, the Environment and Technological Change [R]. NBER Working Paper, 2009.
- [35]Popp, D. International Innovation and Diffusion of Air Pollution Control Technologies: The Effects of NO_x and SO₂ Regulation in the US, Japan and Germany[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2006, 51(1):46–71.
- [36]Porter, M. E., and C. van der Linde. Toward a New Conception of the Environment Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995,9(4):97–118.
- [37]Wu, H., H. Guo, B. Zhang, and M. Bu. Westward Movement of New Polluting Firms in China: Pollution Reduction Mandates and Location Choice[J]. Journal of Comparative Economics, 2017,45(1):119–138.

Local–Neighborhood Effect of Green Technology of Environmental Regulation

DONG Zhi-qing, WANG Hui

(School of Economics, East China Normal University, Shanghai 200241, China)

Abstract: Literature focuses on the incentive effect of environmental policies on local green technology innovation, while paying little attention to the effect of neighboring areas. Based on environmental technology progress direction model of Acemoglu et al. (2012), this paper builds two region model to deduce the effect of environmental regulation on local and adjacent green technology innovation. It shows that: ① There are non-consistency between the local and neighboring green technology progress effect caused by environmental regulation. The environmental regulation does not necessarily motivate local green technology progress, and has the threshold effect. While it will have an effect of proximity on the neighborhood, which exhibits the inverted u-shaped feature and its peak exists in the 300km economic circle. ② Areas with high environmental regulations are prone to lead to the transfer of polluting industries to neighboring areas. In the short term, the increase of polluting industry in neighboring areas improves the income level of the region and promotes green technological progress. However, in the long term, transferring polluting industries will render technical change turn to non-clean direction. Meanwhile, it weakens the incentives to innovating green technology and reduces the linkage effect between local and neighboring technological progress that there is the incoordination of environmental policies among cities in China.

Key Words: environmental regulation; green technology progress; polluting industry transfer

JEL Classification: Q55 Q56 Q58

[责任编辑:王燕梅]