

“倒逼”抑或“倒退”？*

——环境规制减排效应的门槛特征与空间溢出

吴伟平, 何 乔

(上海财经大学财经研究所, 上海 200433)

内容提要:环境规制是否以及如何影响污染减排, 现有理论和实证研究尚未形成共识。为此, 本文基于中介效应视角并从技术创新、产业结构和外商直接投资三个层面解析环境规制对污染排放的影响机制。同时, 利用非线性面板门槛模型和空间面板杜宾模型实证检验了环境规制对污染排放的门槛效应及空间溢出效应, 得到以下结论: 环境规制的污染减排效应会随地区技术创新水平、产业结构偏向以及外商直接投资水平的变化而发生结构性变化。也即, 在不同技术创新水平、产业结构偏向指数、外商直接投资水平下, 环境规制对污染排放的净影响分别呈现出倒“V”型、“V”型及倒“V”型的单一门槛特征。而且, 相邻或邻近地区间的环境规制与污染排放均存在明显的空间溢出效应, 并表现出“一荣俱荣、一损俱损”的共生性形态。破解“保增长、促减排”这一“两难”困局, 除了因地制宜、因时制宜地制定差异化的环境规制政策, 还应从技术创新、产业结构调整、外商直接投资以及环境规制的区域协调机制等多个层面促成环境规制的污染减排效应发挥。

关键词:环境规制; 污染减排; 门槛效应; 空间溢出

中图分类号:F062.9 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2017)02—0020—15

一、引言

长久以来, 如何依照具体国情制定相应的环境规制政策, 从而实现经济持续发展与污染减排协调统一, 是世界各国乃至发展中国家当前亟待解决的难题。改革开放至今, 中国经济获得了“奇迹式”的高速增长, 取得了西方发达国家上百年发展的经济成就。但在创造世界瞩目发展成就的同时, 一系列“成长中的烦恼”开始显现。尤其是进入工业化城市化加速推进期后, 中、西部欠发达地区地方政府的招商引资热情有增无减。为了“筑巢引凤”或是承接东部沿海产业转移, 地方政府竞相放松环境规制并着力打造“政策洼地”, 以致于污染空间转移成为我国经济社会发展史上重要的特征化事实。实际上, 环境规制梯度差所引发的产业和污染空间转移是我国生态环境质量局部改善而整体难以根本好转的重要原因。亚洲开发银行发布的中国环境分析报告显示, 世界上污染最严重的10个城市有7个在中国, 而且, 能够达到世界卫生组织(WHO)空气质量标准的城市不足百分之一^①。足以见得, 我国经济增长依然以环境污染为代价。

当前中国经济迈入了以“三期叠加”^②为主导的经济发展新常态, 更加强调由经济“肮脏增长”为特征的

收稿日期: 2016-10-23

* 基金项目: 国家自然科学基金面上项目“环境规制作用下污染密集型产业空间演变的动力机制与调控模式研究”(41271140); 国家社会科学基金一般项目“产业结构调整促进污染减排的潜力、效应及政策研究”(13BJY070); 湖南省社会科学基金项目“环境规制视角下长株潭城市群绿色创新机理与政策研究”(16YBA155)。

作者简介: 吴伟平(1987-), 男, 湖南怀化人, 博士研究生, 研究方向为环境经济与区域可持续发展, E-mail: wuweiping.2007@163.com; 何乔(1983-), 女, 重庆人, 博士研究生, 研究方向为能源经济与环境政策, E-mail: hqq810@163.com。通讯作者: 吴伟平。

^① 详见《迈向环境可持续的未来: 中华人民共和国国家环境分析》, <https://www.adb.org/node/30103>。

^② “三期叠加”是当前中国经济的阶段性特征, 具体指“增长速度换挡期”、“结构调整阵痛期”、“前期刺激政策消化期”。

粗放式发展模式转向生态优先的绿色发展模式,由“金山银山”和“绿水青山”转向只要“绿水青山”且“绿水青山就是金山银山”,足以凸显中央政府保护生态环境的决心以及生态文明建设的重要战略地位。但在实践中环境污染却愈发严重,一定程度上释放了地方政府环境规制政策未完全实现环境污染有效治理的信号。那么,为什么环境规制的污染减排效应总是不尽如人意呢?为什么“上有所好、下必甚焉”的逻辑难以实现?究其原因,与中国式分权及垂直式治理体制下的地方政府环境规制“逐底竞争”和“非完全执行”密不可分,同时,也与环境规制对污染排放的中介效应或是门槛效应有关。因此,本文基于中介效应视角考察环境规制对污染排放的门槛特征及空间溢出效应,这对于制定科学合理且适宜绿色发展的环境规制政策具有重要意义。

二、文献综述

现有关于环境规制与污染排放的研究文献,主要集中在环境规制是否促进了污染减排之争,即环境规制的“倒逼减排效应”占优,还是环境规制的“遵循成本效应”占优。其中,“遵循成本效应”主要基于静态分析视角并来源于“遵循成本说”(Gray,1987),指假设企业生产技术、资源配置以及市场需求不变时,提升政府环境规制水平极有可能造成企业环境服从成本的上升,并在一定程度上限制企业生产技术创新和生产工艺创新(Gray & Shadbegian,2003)。这不但不利于企业通过技术创新来促成污染减排,而且会在生产利润最大化目标下增加企业产出以及污染物排放(齐红倩、王志涛,2015;Funfgelt & Schulze,2016)。部分学者基于各国的数据进行了实证检验,并得到了支持“遵循成本说”的研究结论。如Greenstone(2001)利用美国制造业企业的普查数据,考察了环境规制对污染密集型企业行为的影响,发现严格的环境规制标准抑制了污染密集型企业的创新发展,不利于促进污染减排;Blackman & Kildegaard(2010)基于墨西哥环保数据的研究表明,政府环境规制并没有显著地促进企业的“绿色”技术创新,反而加剧了污染排放;徐志伟(2016)运用中国省级工业产出数据和联立方程模型,验证了中国工业“先污染,后治理”的发展模式,并发现在2001—2007年间,环境规制强度的上升加重了地区污染排放。

不过,相比较“遵循成本效应”,当前的学术界更为认同环境规制的“倒逼减排效应”,即地方政府提升环境规制标准来倒逼高耗能、高污染企业进行生产技术创新和治污技术升级,从而达到污染减排的目的(Zhu等,2014;王书斌、徐盈之,2015)。或者,迫使高耗能、高污染企业迁移至其他地区,以此来降低本地区的污染排放强度,并使得环境规制标准较弱的地区成为“污染避难所”(王艳丽、钟奥,2016)。为印证该效应,Cole等(2005)基于1990—1998年英国工业企业和污染排放数据,实证考察了环境规制与污染排放的相关性,并得出正式和非正式环境规制均降低了污染排放的结论;Marconi(2012)利用1996—2006年中国和欧盟14国数据,比较分析了环境规制对废水、废气污染密集型企业的影响,发现环境规制的污染减排效应是显著的。另外,部分国内学者基于中国数据的研究也验证了环境规制的“倒逼减排效应”。如李永友、沈坤荣(2008)利用跨省工业污染数据检验了我国污染控制政策的减排效果,发现环境规制政策的减排效应主要通过污染收费制度来实现;郑思齐等(2013)基于我国城市面板数据的研究表明,公众环保诉求这一非正式环境规制能够有效地推动地方政府环境治理,进而改善城市环境污染状况。而且,公众环保诉求越高的城市,空气污染的环境库兹涅茨曲线会更早地跨越拐点。

纵观现有文献,关注环境规制与污染排放的研究不在少数。但是,至于环境规制促成污染减排的真正诱导机制以及导致环境规制污染减排结论不一致的真正原因,却较少有文献涉及。事实上,在动态分析视角下,合理的环境规制政策对于企业改进生产技术并优化资源配置效率具有正向激励作用,这也是激发企业“技术创新补偿效应”的重要来源(宋马林、王舒鸿,2013;Rubashkina等,2015;Ramakrishnan,2016)。除此之外,合理的环境规制政策还能够促进地区产业结构“绿色化”调整(原毅军、谢荣辉,2014;钟茂初等,2015),并优化当地的外商直接投资水平和结构(Spatareanu,2007;史青,2013;Cai等,2016),而这些也是促成污染减排的重要原因。为此,本文试图从两个方面进行拓展:第一,基于中介效应视角并从技术创新、产业结构和外商直接投资三个层面解析环境规制对污染排放的影响机制;第二,构建非线性面板门槛模型和

空间面板杜宾模型,实证检验不同技术创新水平、产业结构偏向指数、外商直接投资水平下,环境规制对污染排放的门槛效应及空间溢出效应。

三、环境规制影响污染排放的中介效应机制解析

从理论上讲,探究环境规制影响污染排放的逻辑机制需要回归到环境规制政策的本源。事实上,我国环境规制政策的制定者是中央政府,而具体实施者则是各地方政府。可见,地方政府在环境规制执行上具有较大的自由裁量空间,这也为地方政府环境规制的“逐底竞争”和“非完全执行”打开了机会之窗(张华,2016)。根据经济学理论,中央政府与地方政府的目标函数差异决定了各地方政府行为表现出某种“谋利性”特征,也正是这种自利性动机使得地方政府环境规制对污染排放的影响会随着技术创新水平、产业结构偏向及外商直接投资水平变化而发生变化。虽然既有文献从不同方面揭示了环境规制对污染排放的净影响,但对此的分析往往浅尝辄止,缺乏对环境规制促成污染减排真正诱导机制的具体探讨。基于此,本文从技术创新、产业结构和外商直接投资三个层面解析环境规制对污染排放的中介效应机制,如图1所示。

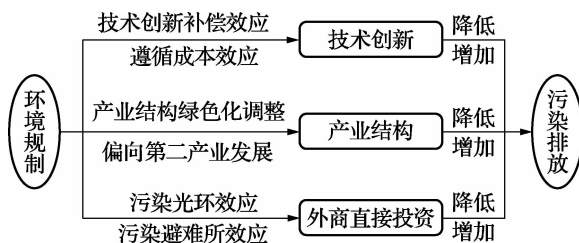


图1 环境规制影响污染排放的中介效应机制

资料来源:本文绘制

1. 技术创新中介效应机制

环境规制的技术创新中介效应既有可能存在“技术创新补偿效应”(也称“波特假说”),又有可能存在“遵循成本效应”(蒋伏心等,2013)。其中,“遵循成本效应”来源于传统学派且以新古典经济学理论为基础。并且,传统学派支持“制约论”,认为环境规制将会导致企业的污染外部性内部化,最终必然会以企业的生产成本增加为代价而制约其技术创新发展(Jaffe & Stavins,1995)。为了追求利润最大化并弥补环境服从成本,企业会主动地扩大产品产出并带来附属污染物排放的增加。所以,根据“遵循成本说”,环境规制标准的趋严可能会增加地区污染排放强度。不过,以波特为代表的修正学派提出了相反的观点,并在“波特假说”中进行了详细阐述。在修正学派看来,合理的环境规制标准能够有效地激发企业进行生产技术革新和环保技术升级,从而获取“技术创新补偿效应”并弥补企业的“环境遵循成本”,最终达成污染减排的目标(Porter & Van der Linde,1995)。可见,按照“波特假说”,环境规制强度的上升有利于污染减排。总之,从技术创新中介效应来看,环境规制对污染排放的净影响会随技术创新水平变化而发生变化,而且净影响方向不能确定,有待实证检验。

2. 产业结构中介效应机制

当经济可持续发展面临趋紧的环境规制约束时,产业结构的“绿色化”调整成为解决“保增长、促减排”这一“两难”境况的重要途径。我国当前的产业结构调整表现出较浓烈的计划经济色彩以及缺乏内在激励的性质特征(原毅军、谢荣辉,2014)。然而,环境规制的介入恰恰弥补了这种内在激励的不足,并加重了高污染企业的“环境遵循成本”负担,倒逼着这类企业淘汰落后产能并选择向绿色清洁型产业转化,或是主动迁至环境规制较宽松地区。由此可见,合理的环境规制标准有助于地区企业群体的强制性“精洗”,从而驱动着地区产业结构“绿色化”调整和污染减排(钱争鸣、刘晓晨,2015)。不过,对于那些经济发展极度依赖于第二产业(尤其是污染密集型制造业)的地区,环境规制标准的趋严不仅难以在短期内促进产业结构优化升级,而且会放大“遵循成本效应”,以致于该地区的污染排放出现随环境规制强度上升而上升的可能。事实上,在部分经济发展水平较低的地区,即便是环境规制标准趋严而导致企业环境服从成本上升,但出于招商

引资和吸引企业转移的需要,地方政府还是会利用税收优惠和财政补贴等工具来维持并促进地区产业发展。这种情形下,通过环境规制来促成污染减排是低效甚至无效的。因此,从产业结构中介效应机制来看,环境规制对污染排放的净影响也会随地区产业结构的调整而发生变化。而且,地区产业结构“绿色化”水平越高,则环境规制的污染减排效应越明显。

3. 外商直接投资中介效应机制

中国式分权与垂直式政治治理体制的结合,催生了地方政府围绕 GDP 增长而进行的“政治锦标赛”(周黎安,2004)。1998年,中共中央组织部印发了《党政领导干部考核工作暂行规定》,确定了地区间以 GDP 为核心的政绩考核与晋升制度,为晋升而展开的辖区经济增长竞争使得地方政府动机明显发生扭曲(周黎安,2007)。为了吸引更多的外商直接投资来促进地区经济增长,并且在财政乃至政治竞争中脱颖而出,地方政府实施了无序化的“逐底竞争”行为,以致于地区环境规制政策表现出象征性执行、选择性执行或消极执行等“非完全执行”现象(张华,2016)。而且,环境规制的“逐底竞争”容易招致污染密集型低质量外资,从而使得该地区陷入环境规制“低水平”均衡并成为“污染避难所”。不过,外商直接投资也会带来充裕的资本、先进的绿色生产技术和生产工艺,并促进资源型区域技术创新与溢出,从而凸显“污染光环效应”(许和连、邓玉萍,2012;2016)。由此看来,外商直接投资对污染减排的影响同时扮演着“天使”与“魔鬼”的双重角色。因此,从外商直接投资中介效应机制来看,环境规制对污染排放的净影响也会随外商直接投资水平的变动而发生变化,但净影响方向不能确定,有待实证检验。

四、计量模型、变量及数据来源

1. 面板门槛模型构建

非线性门槛模型的核心思想就是考察解释变量与被解释变量间的相关性是否随门槛变量的变化而发生结构性突变。也就是说,当门槛变量值超过某一临界值后,解释变量对被解释变量的影响是否发生了明显变化。前文的理论研究表明,环境规制对污染排放的净影响会随技术创新水平、产业结构偏向以及外商直接投资水平的变化而发生结构性突变,这意味着,环境规制对污染减排的影响可能存在门槛效应。因此,为了进一步验证这一非线性关系,本文借鉴 Hansen(1999)的面板门槛模型思想,构建环境规制与污染排放的面板数据多门槛模型:

$$\begin{aligned}
 pollution_{it} = & \alpha + \beta_1 ER_{it-1} \times I(M \leq \delta_1) + \beta_2 ER_{it-1} \times I(\delta_1 < M \leq \delta_2) + \dots + \beta_n ER_{it-1} \times I(\delta_{n-1} < M \leq \delta_n) + \\
 & \beta_{n+1} ER_{it-t} \times I(M > \delta_n) + \gamma_1 \ln(rjgdp)_{it} + \gamma_2 \ln(PC)_{it} + \gamma_3 agglomeration_{it} + \\
 & \gamma_4 urbanization_{it} + \gamma_5 open_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{1}$$

式中, i 表示省份; t 表示时间; M 为门槛变量(技术创新水平、产业结构偏向指数以及外商直接投资水平); δ 为待估算的门槛值; $I(\cdot)$ 为示性函数; β 为不同区段的解释变量影响系数; γ 为控制变量的影响系数; $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$ 为随机干扰项。通常来讲,污染排放行为决策通常滞后于地区环境规制,所以,影响污染排放的环境规制变量属于前定变量。为体现这种滞后性,本文对环境规制变量取滞后一期值。另外,这种滞后性处理方法还有利于缓解污染排放与环境规制之间可能因双向因果关系存在而导致的联立性偏误问题。

2. 变量说明

(1)被解释变量为污染排放综合指数($pollution$)。一般来讲,污染排放主要表现为液体、气体以及固体三种形态,而且不同种类的污染物对环境规制的反应可能会表现出明显的异质性差异(史青,2013;徐志伟,2016)。Criado等(2011)的研究表明,基于工业废水、工业二氧化硫以及工业粉尘等多样化指标来度量污染排放具有较好的代表性。因此,本文选择工业废水、工业二氧化硫、工业烟尘、工业粉尘以及固体废弃物排放量的综合指数来度量地区污染排放水平^①。关于污染排放综合指数的测度,本文借鉴原毅军、谢荣辉

^①由于工业烟尘和粉尘的统计数据在2012年后不再单独报告二者的排放量,而是报告烟(粉)尘排放总量,所以,本文根据2003—2011年工业烟尘和粉尘的排放比重对二者进行分解,以此获得工业烟尘、粉尘的具体排放量数据。

(2014)、高明、黄清煌(2015)以及任胜钢等(2016)的思路。具体计算过程如下:

首先,对各类污染排放指标进行线性标准化处理,以消除变量指标间的不可公度性和矛盾性。具体计算公式为:

$$PE_{ij}^s = [PE_{ij} - \min(PE_j)] / [\max(PE_j) - \min(PE_j)] \quad (i = 1, \dots, 30; j = 1, \dots, 5) \quad (2)$$

式中, PE_{ij} 为地区*i*污染物*j*的排放量原始值; PE_{ij}^s 为各类污染排放量的标准化值; $\max(PE_j)$ 和 $\min(PE_j)$ 分别表示各类污染排放量的最大值和最小值。

其次,计算各类污染排放指标的调整系数或是权重(ω_{ij})。由于污染排放不仅表现出种类属性上的差异,同时也表现出地域性差异,所以,本文需要对各地区不同类型污染排放赋予不同的权重,用以反映各地区污染排放的真实差异。调整系数的计算公式如下:

$$\omega_{ij} = \frac{PE_{ij}}{\sum PE_{ij}} \frac{Y_i}{\sum Y_i} \quad (3)$$

式中, PE_{ij} 为上述五类污染物的排放量原始值; $\sum PE_{ij}$ 为各类污染物的全国排放总量; Y_i 为地区*i*的工业总产值; $\sum Y_i$ 为全国工业总产值。在计算得到历年各类污染排放的调整系数后,再计算得出2003—2014年间污染排放调整系数的平均值 $\bar{\omega}_{ij}$ 。

最后,根据各类污染排放量的标准化值和调整系数,利用加权平均的方法计算得到各地区污染排放综合指数。而且,污染排放综合指数越大,则说明地区污染排放强度越大。具体计算公式为:

$$pollution_i = \frac{1}{5} \sum_{j=1}^5 \bar{\omega}_{ij} \times PE_{ij}^s \quad (4)$$

(2)解释变量为环境规制强度(*ER*)。目前,学术界关于环境规制强度的度量方法较多,主要有投入型指标和绩效型指标两大类。其中,投入型指标包括环境政策制定数量(Low & Yeats, 1992)、污染治理支付成本(Walter, 1973;董敏杰等, 2011)等。绩效型指标包括不同污染物的去除率和利用率(傅京燕、李丽莎, 2010;张华, 2014)以及排放密度(Cole & Elliott, 2003)等。由于污染治理支付成本等投入型指标通常与地区产业发展水平、工业总产值占比以及各地区地方政府污染减排偏好密切相关,所以,该类指标不是严格的外生性变量(Jaffe & Palmer, 1997)。而将污染治理支付成本作为环境规制强度度量指标,极易导致环境规制变量呈现出较严重的内生性问题。为此,本文选择绩效型指标来度量地区环境规制强度,具体借鉴王杰、刘斌(2014)的思路,采用废水排放达标率、二氧化硫去除率、烟尘去除率、粉尘去除率以及固体废弃物综合利用率五个单项指标的综合指数来衡量地区环境规制强度。具体计算过程类似于上述污染排放综合指数测算方法。而且,环境规制综合指数越高,则说明该地区的环境规制强度越高(彭可茂等, 2013)。

(3)门槛变量包括技术创新水平(*technology*)、产业结构偏向指数(*industry*)和外商直接投资水平(*FDI*)。在经济发展的不同阶段,产业结构偏向对污染排放的影响也有所不同,但工业化发展势必会增加污染排放。而随着产业结构的优化升级和“绿色化”调整,经济发展将会以第三产业发展为主导,并将有效地缓解污染排放。为此,本文选择第二产业产值占GDP比重来度量产业结构偏向指数,而且,产业结构偏向指数越高,则说明地区产业结构越是偏向第二产业。另外,考虑到技术创新有利于企业生产方式转变和结构优化,从而降低污染排放,所以,本文选择国内三种专利申请授权数来衡量地区技术创新能力。最后,选择实际利用外商直接投资额来衡量外商直接投资水平,并根据各年度汇率将中间价调整为人民币计价。

(4)控制变量具体包括经济发展水平(*rjgdp*)、公众参与度(*PC*)、经济集聚程度(*agglomeration*)、城市化水平(*urbanization*)以及对外开放度(*open*)等。其中,用地区人均GDP来度量经济发展水平;用环境信访量来度量地区的公众参与度;用单位面积非农产出来度量经济集聚程度;用地区城镇人口比重来度量城市化水平;用货物进出口总额占GDP比重度量对外开放度。

3. 数据来源及描述统计

本文选择2003—2014年我国30个省、市、自治区(西藏除外)的面板数据作为分析数据集。其中,污染排放综合指数以及公众参与度变量的原始数据来源于历年《中国环境年鉴》。环境规制强度变量数据来源

于中国知网“中国经济与社会发展统计数据库”。产业结构偏向指数、技术创新水平、外商直接投资水平、经济发展水平、经济集聚程度、城市化水平以及对外开放度等变量指标的原始数据来源于国务院发展研究中心信息网“区域经济数据库”。部分缺失数据经由各地区《统计年鉴》进行补充。另外,本文中将所有价值型数据统一换算为1990年不变价格,还对技术创新水平、外商直接投资水平、经济发展水平以及公众参与度变量取自然对数值。如此处理的好处在于,自然对数化处理有助于获得平稳的序列且不改变原有时序数据的特征。各变量数据的描述性统计结果如表1所示。

表1 变量数据描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>pollution</i>	360	1.068	0.658	0.0006	2.542
<i>ER</i>	360	0.635	0.228	0.000	1.000
<i>industry</i>	360	0.464	0.077	0.204	0.601
<i>ln(technology)</i>	360	8.784	1.588	4.249	12.506
<i>ln(FDI)</i>	360	5.047	1.655	0.526	7.883
<i>ln(rjgdp)</i>	360	10.149	0.651	8.370	11.564
<i>ln(PC)</i>	360	8.687	1.493	3.912	11.656
<i>agglomeration</i>	360	0.201	0.491	0.0006	3.721
<i>urbanization</i>	360	0.506	0.144	0.263	0.896
<i>open</i>	360	0.341	0.418	0.036	1.778

资料来源:本文整理

五、实证分析及讨论

1. 门槛效应检验

为了进一步确定多门槛模型的具体形式,本文首先对门槛效应的存在性以及具体门槛数量进行检验。而且,同时设定了单一门槛、双重门槛、三重门槛等门槛类型假设条件,并根据 Bootstrap 法 1000 次计算得到门槛效应检验的 F 统计值和 p 值(如表 2 所示)。其中,技术创新水平的门槛效应检验结果为:单一门槛效应在 5% 水平上显著,对应的 F 统计值、 P 值、门槛值分别为 22.99、0.033、10.796;双重门槛、三重门槛效应在统计上不显著;产业结构偏向指数的门槛效应检验结果为:单一门槛效应在 5% 水平上显著,对应的 F 统计值、 P 值以及门槛值分别为 30.100、0.040、0.420;双重门槛、三重门槛效应在统计上不显著;外商直接投资水平的门槛效应检验结果为:单一门槛效应在 5% 水平上显著,对应的 F 统计值、 P 值、门槛值分别为 41.600、0.000、6.077;双重门槛、三重门槛效应在统计上不显著。可见,技术创新水平、产业结构偏向指数以及外商直接投资水平变量均存在单一门槛^①。

表2 门槛效应检验

门槛变量	门槛类型	F 统计值	P 值	门槛值	置信区间下限	置信区间上限
技术创新水平	单一门槛	22.990 **	0.033	10.796	10.604	10.830
	双重门槛	9.960	0.500	—	—	—
	三重门槛	6.910	0.820	—	—	—

^①按照 Hansen 面板门槛检验方法,似然比统计量 LR 为 0 时的门槛变量取值即为待估门槛值。由于篇幅限制,本文没有具体报告技术创新水平、产业结构偏向指数、外商直接投资水平单一门槛识别的似然比函数图,若有需要可向作者索取。

门槛变量	门槛类型	F 统计值	P 值	门槛值	置信区间下限	置信区间上限
产业结构偏向指数	单一门槛	30.100 **	0.040	0.420	0.417	0.422
	双重门槛	18.360	0.160	—	—	—
	三重门槛	5.500	0.760	—	—	—
外商直接投资水平	单一门槛	41.600 ***	0.000	6.077	6.042	6.084
	双重门槛	11.770	0.120	—	—	—
	三重门槛	7.570	0.560	—	—	—

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著;95% 的置信区间根据 Bootstrap 法 1000 次而得
资料来源:本文整理

根据三组门槛变量的门槛类型和门槛值,可以将样本分为不同区段:低技术创新水平区[4.249, 10.796),高技术创新水平区[10.796, 12.506];低产业结构偏向指数区[0.204, 0.420),高产业结构偏向指数区[0.420, 0.601];低外商直接投资区[0.526, 6.077),高外商直接投资区[6.077, 7.883]。总的来看,高技术创新水平区和高外商直接投资水平区主要集中在我国东部沿海地区,而低技术创新水平区和低外商直接投资水平区绝大多数集中在我国中、西部地区。详细的样本分组结果如表 3 所示。

表 3 依据门槛值的样本分组结果

分组	门槛变量值	各组包含的省份	样本容量
低技术创新水平区	$\ln(\text{technology}) < 10.796$	重庆、辽宁、福建、河北、海南、天津、黑龙江、吉林、山西、贵州、内蒙古、青海、河南、新疆、广西、江西、四川、安徽、云南、甘肃、湖北、湖南、宁夏、陕西	24
高技术创新水平区	$\ln(\text{technology}) \geq 10.796$	北京、上海、广东、浙江、江苏、山东	6
低产业结构偏向指数区	$\text{industry} < 0.420$	北京、海南、广西、贵州、湖南	5
高产业结构偏向指数区	$\text{industry} \geq 0.420$	山东、上海、浙江、江苏、福建、广东、辽宁、河北、吉林、湖北、河南、山西、安徽、江西、天津、四川、重庆、云南、新疆、甘肃、宁夏、青海、陕西、黑龙江、内蒙古	25
低外商直接投资水平区	$\ln(\text{FDI}) < 6.077$	北京、福建、海南、湖南、湖北、河南、江西、河北、四川、安徽、重庆、黑龙江、内蒙古、陕西、吉林、山西、云南、广西、贵州、青海、新疆、宁夏、甘肃	23
高外商直接投资水平区	$\ln(\text{FDI}) \geq 6.077$	上海、江苏、广东、浙江、山东、辽宁、天津	7

资料来源:本文整理

2. 面板门槛模型估计

根据技术创新水平、产业结构偏向指数、外商直接投资水平三组变量门槛值的样本分组结果,本文实证检验了环境规制对污染排放的净影响及其异质性特征(结果如表 4 所示)。从表 4 中的模型(1)和模型(2)的估计结果来看,在不同技术创新水平下,环境规制对污染排放的净效应存在显著差异并表现出明显的门槛特征。其中,在低技术创新水平区,即当国内三种专利申请授权数小于 $e^{10.796}$ (48825 件)时,环境规制与污染排放的相关性显著为正,说明地区环境规制强度的上升加重了污染排放。也就是说,此时环境规制的“遵

“成本效应”占主导地位。环境规制标准的趋严不但没有促进污染减排,还加剧了污染排放,由此验证了新古典经济学的环境规制“制约论”。不过,在高技术创新水平区(国内三种专利申请授权数大于48825件),环境规制对污染排放的净效应显著为负,环境规制的污染减排效应会随着技术创新水平的上升而逐步凸显。此时,环境规制的“技术创新补偿效应”占优,并能够有效地弥补“遵循成本”,从而验证了修正学派的“波特假说”。其实,从技术创新水平的门槛值分组结果来看,位于高技术创新水平区的仅有北京、上海、广东、浙江、江苏及山东等地,而约占五分之四的地区位于低技术创新水平区。由此可见,我国技术创新总体水平较低并存在着较大的发展空间,而技术创新水平的提升势必会对环境规制的污染减排效应发挥贡献力量。总之,环境规制与污染排放之间的倒“V”型非线性关系验证了前文的技术创新中介效应机制,同时,还揭示了环境规制对污染排放的作用存在技术创新水平这一“度”的限制。

表4 面板门槛模型回归估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低技术创新水平区	高技术创新水平区	低产业结构偏向指数区	高产业结构偏向指数区	低外商直接投资水平区	高外商直接投资水平区
<i>ER</i>	0.129* (0.072)	-0.214*** (0.032)	-0.290*** (0.077)	0.179*** (0.065)	0.025* (0.018)	-0.146** (0.062)
<i>ln(rjgdp)</i>	0.174*** (0.062)	2.768*** (0.479)	0.124 (0.146)	0.266*** (0.056)	0.146** (0.068)	0.621*** (0.097)
<i>ln(PC)</i>	-0.0161 (0.011)	-0.116*** (0.043)	-0.019 (0.014)	-0.013 (0.009)	-0.019 (0.013)	-0.031*** (0.012)
<i>agglomeration</i>	-0.056 (0.073)	-0.463*** (0.084)	-0.059 (0.117)	-0.059 (0.062)	-0.324 (0.246)	-0.430*** (0.047)
<i>urbanization</i>	-1.888*** (0.669)	-20.297*** (2.039)	-2.889* (1.689)	-2.096*** (0.561)	-1.867** (0.762)	-4.858*** (0.827)
<i>open</i>	-0.098 (0.132)	2.561*** (0.381)	-0.133 (0.201)	0.128* (0.069)	0.525** (0.233)	0.548*** (0.112)
<i>cons</i>	-0.013 (0.408)	-18.863*** (4.633)	0.526 (0.650)	-0.819** (0.395)	-0.191 (0.445)	-2.996*** (0.735)
Obs.	299	61	72	286	246	114
R ²	0.882	0.954	0.832	0.833	0.779	0.725
F Stat.	29.850	492.180	72.85	39.67	26.810	51.620
Prob. F Stat.	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平上显著;括号内为标准误差

资料来源:本文整理

从表4中的模型(3)和模型(4)的估计结果来看,随着产业结构偏向指数发生变化,环境规制对污染排放的净影响也发生了实质性的改变,并表现出显著的门槛特征。在低产业结构偏向指数区(第二产业占比重低于0.42),环境规制对污染排放的净影响显著为负,说明环境规制标准的趋严有利于抑制地区污染排放。这是因为,低产业结构偏向指数区的产业发展偏向于第一产业和第三产业,日趋严厉的环境规制标准使得该区域的高能耗、高污染企业不得不因环境服从成本的上升而选择发展清洁产业或是选择迁往周边环

境规制较弱的地区。由此看来,环境规制标准的趋严为该地区产业结构优化升级提供了新驱动力,并促成了污染减排。另外,在高产业结构偏向指数区(第二产业占比高于0.42),环境规制与污染排放之间呈现出显著的正相关性,说明环境规制强度的上升并没有促进污染减排,相反还加重了地区污染排放。这是因为,高产业结构偏向指数区同时也是第二产业或是污染密集型制造业企业的主要集聚区,地区环境规制标准的趋严不仅难以促使产业结构向绿色化方向演进,而且会加重“环境遵循成本”,从而限制企业生产技术创新以及治污技术发展。实际上,位于低产业结构偏向指数区的样本量仅占六分之一,这意味着我国地区产业结构“绿色化”调整仍然任重道远,而产业结构的优化升级势必会促进地区环境规制的污染减排效应发挥。总之,环境规制对污染排放的影响也存在产业结构偏向“度”的限制,而且产业结构约束下的环境规制与污染排放之间表现出“V”型非线性关系。

表4中的模型(5)和模型(6)显示了低外商直接投资水平区和高外商直接投资水平区样本的回归估计结果。其中,在不同外商直接投资水平下,环境规制对污染排放的净效应也发生了结构性变化,并表现出显著的门槛特征。在低外商直接投资水平区,即当外商直接投资额小于 $e^{6.077}$ (435.72万亿元)时,环境规制与污染排放的相关性显著为正,说明环境规制强度的上升会加剧地区污染排放。这是因为,低外商直接投资水平区主要集中在我国的中、西部经济欠发达地区,而中国式分权催生了该地区患上“发展饥渴症”的地方政府聚焦于“政治锦标赛”。为吸引外商直接投资而导致的环境规制“逐底竞争”和“非完全执行”现象不断加剧,以致于该地区成为发达国家以及我国东部沿海经济发达地区污染密集型企业转移的“避难所”。可见,此时的外商直接投资主要扮演着“魔鬼”的角色。另外,在高外商直接投资水平区(外商直接投资额大于435.72万亿元),环境规制对污染排放的净影响显著为负,表明随着外商直接投资水平的上升,环境规制的污染减排效应从不显著转变为显著。事实上,在外商直接投资水平较高的东部沿海地区,环境规制标准的日趋严厉有利于外来资本为东道国企业带来先进的绿色生产技术和溢出,从而有助于环境规制“光环效应”的显现与增强。因此,该地区的外商直接投资则主要扮演着“天使”的角色。总而言之,环境规制与污染排放之间的倒“V”型非线性关系验证了前文的外商直接投资中介效应机制,同时,也揭示了外商直接投资对污染排放的影响同时扮演着“天使”与“魔鬼”的双重角色,以及环境规制的污染减排效应存在外商直接投资这一“度”的限制。

从控制变量的回归结果来看,经济发展水平的估计系数在除模型(3)的其他五个回归方程中均显著为正,说明经济发展水平与污染排放综合指数正相关,即“以污染换增长”的发展模式依然存在。公众参与度变量仅在模型(2)和模型(6)中显著为负,而在其他方程中不显著,表明公众参与度越高,则高技术创新水平区和高外商直接投资水平区的污染排放综合指数越低。这是因为,上述两个区域主要集中在我国东部沿海地区,该地区的经济社会发展水平和居民受教育程度通常较高,公众对环境问题的关注度和参与热情也明显高于中、西部经济欠发达地区,进而对地区污染排放表现出明显的抑制作用(郑思齐等,2013)。事实上,公众参与环境保护的路径主要有两条:一是对企业的排污行为进行直接干涉与制止(Stroup & Goodman, 1992),诸如厦门PX项目事件;二是公众通过“用手投票”方式向地方政府表达自己的环境利益诉求(Harsman & Quigley, 2010; 彭文斌等, 2014)。经济集聚程度的估计系数也仅在模型(2)和模型(6)中显著为负,意味着经济集聚的污染减排效应仅存在于北京、上海、广东、江苏以及浙江等东部沿海经济发展水平较高且人口密度较高的地区,这与陆铭、冯皓(2014)、杨仁发(2015)的研究结论一致。城市化水平的估计系数在所有回归方程中均显著为负,说明城市化水平越高则越有利于污染减排,这与张可等(2016)的研究结论一致。对外开放度在除模型(1)和模型(3)之外的其他四组方程中均显著为正,说明对外开放度的上升加剧了污染排放。导致这一结果的最直接原因在于进出口产品结构以及退税政策和关税减让政策的偏向性(沈利生、唐志,2008)。从回归方程的显著性检验结果来看,六组方程的F统计值和拟合优度检验结果均证实计量模型设定良好且具有有效性。

3. 空间溢出效应的拓展研究

考虑到地区环境规制与污染排放可能因为地理空间的邻近性而存在空间溢出效应(彭文斌等,2014;韩

超等,2016),所以,单纯基于传统经典面板模型的实证分析可能因为忽略空间关系而导致估计结果存在偏差。由于空间面板杜宾模型(SDM)在识别变量间的空间结构模式与空间相互关系方面具有独特优势,而且同时考察了被解释变量与解释变量的空间相关性,因此,本文对环境规制与污染排放空间溢出效应的拓展研究,主要基于空间面板杜宾模型来实现。空间计量模型的具体形式为:

$$pollution_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \times pollution_{it} + \beta_1 ER_{it-1} + \beta_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} \times ER_{it-1} + \gamma X_{it} + \phi \sum_{j=1}^n W_{ij} \times X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

有关空间权重矩阵 W_{ij} 的设定,本文同时构建了地理邻接权重矩阵和地理距离权重矩阵这两种当前学术界较常用的形式。其中,采用车相邻的方法构建地理邻接权重矩阵,相邻为 1^①,不相邻为 0;对于地理距离权重矩阵构建,本文则借鉴东童童等(2015)的做法,即设定 $W_{ij} = 1/d_{ij}$ (d_{ij} 表示两个地区中心之间的直线距离)。另外,空间计量分析的前提条件就是被解释变量与解释变量均具有空间相关性。为此,本文借助 GeoDa 空间数据分析软件计算得到 2003—2014 年我国各地区环境规制强度与污染排放综合指数的 Moran's I 统计值及其对应的概率值。检验结果表明,环境规制强度与污染排放综合指数的 Moran's I 统计值均位于 0.3~0.45 之间且在 5% 水平上显著,意味着地区环境规制和污染排放均存在显著的空间依赖性。环境规制与污染排放的空间面板杜宾模型估计结果如表 5 所示。

表 5 空间面板杜宾模型回归估计结果

变量	地理邻接权重矩阵						地理距离权重矩阵					
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	低技术创新水平区	高技术创新水平区	低产业结构偏向指数区	高产业结构偏向指数区	低外商直接投资水平区	高外商直接投资水平区	低技术创新水平区	高技术创新水平区	低产业结构偏向指数区	高产业结构偏向指数区	低外商直接投资水平区	高外商直接投资水平区
<i>ER</i>	0.257** (0.110)	-0.181* (0.129)	-0.192** (0.093)	0.110** (0.043)	0.248** (0.111)	-0.168 (0.177)	0.187** (0.080)	-0.197* (0.105)	-0.153** (0.081)	0.144** (0.065)	0.198** (0.091)	-0.201* (0.137)
<i>ln(rjgdp)</i>	0.213** (0.104)	0.613*** (0.135)	0.124** (0.064)	0.205* (0.128)	0.246** (0.115)	0.579*** (0.106)	0.198** (0.101)	0.569*** (0.114)	0.117** (0.055)	0.197* (0.119)	0.215** (0.085)	0.353** (0.153)
<i>ln(PC)</i>	-0.028 (0.024)	-0.013 (0.019)	-0.021 (0.024)	-0.007 (0.006)	-0.034 (0.024)	-0.003 (0.016)	-0.024 (0.033)	-0.009 (0.014)	-0.026 (0.034)	-0.012 (0.031)	-0.027 (0.044)	-0.009 (0.046)
<i>agglomeration</i>	-0.372 (0.222)	-0.253*** (0.056)	-0.056 (0.163)	-0.059 (0.058)	-0.244 (0.178)	-0.196*** (0.056)	-0.347 (0.237)	-0.212** (0.116)	-0.033 (0.116)	-0.035 (0.078)	-0.216 (0.158)	-0.174** (0.078)
<i>urbanization</i>	-0.419 (1.357)	-5.664*** (1.118)	-1.808 (1.229)	-1.664 (1.404)	-0.762 (1.391)	-5.273*** (1.013)	-0.376 (1.395)	-1.684** (0.718)	-1.324 (1.243)	-1.642 (1.304)	-0.728 (1.322)	-4.765** (1.883)
<i>open</i>	-0.297 (0.206)	0.422*** (0.109)	0.121 (0.281)	0.290 (0.188)	0.386** (0.199)	0.395*** (0.111)	-0.258 (0.436)	0.237** (0.069)	0.154 (0.227)	0.264 (0.268)	0.344** (0.166)	0.313** (0.141)
<i>W * ER</i>	-0.041 (0.097)	-0.085** (0.042)	-0.067** (0.027)	-0.043 (0.038)	-0.089 (0.108)	-0.097** (0.043)	-0.021 (0.194)	-0.095** (0.047)	-0.052** (0.024)	-0.051 (0.066)	-0.065 (0.176)	-0.087** (0.032)
<i>W * ln(rjgdp)</i>	0.011 (0.023)	-0.048 (0.062)	0.113 (0.147)	-0.035* (0.022)	0.013 (0.023)	-0.104** (0.058)	0.009 (0.018)	-0.034 (0.052)	0.108 (0.176)	-0.041 (0.032)	0.022 (0.163)	-0.101* (0.068)

①为了消除孤岛效应,本文将海南省设置为与广东省相邻。

变量	地理邻接权重矩阵						地理距离权重矩阵					
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	低技术创新水平区	高技术创新水平区	低产业结构偏向指数区	高产业结构偏向指数区	低外商直接投资水平区	高外商直接投资水平区	低技术创新水平区	高技术创新水平区	低产业结构偏向指数区	高产业结构偏向指数区	低外商直接投资水平区	高外商直接投资水平区
$W * \ln(PC)$	-0.005 (0.007)	-0.007 (0.013)	-0.032 (0.034)	0.001 (0.004)	-0.007 (0.008)	0.001 (0.011)	-0.007 (0.021)	-0.012 (0.032)	-0.038 (0.041)	0.007 (0.012)	-0.015 (0.044)	0.025 (0.061)
$W * agglom - eration$	-0.532*** (0.161)	-0.166** (0.056)	-0.009 (0.136)	-0.010 (0.051)	-0.479*** (0.153)	-0.096* (0.054)	-0.463** (0.221)	-0.127** (0.049)	-0.011 (0.154)	-0.008 (0.031)	-0.455** (0.189)	-0.059* (0.034)
$W * urbani - zation$	-0.705 (0.454)	-1.662** (0.863)	-1.259** (0.614)	-0.235 (0.461)	-0.722** (0.445)	1.996** (0.859)	-0.679* (0.417)	-1.636** (0.813)	-1.223** (0.601)	-0.208 (0.436)	-0.572** (0.246)	1.576** (0.689)
$W * open$	0.354** (0.158)	-0.380*** (0.108)	-0.133 (0.201)	-0.096 (0.068)	0.327* (0.178)	-0.217** (0.078)	0.307** (0.133)	-0.374*** (0.128)	-0.165 (0.173)	-0.052 (0.128)	0.341* (0.153)	-0.209** (0.082)
ρ	0.296*** (0.003)	0.126* (0.077)	1.801** (0.689)	0.284*** (0.003)	0.306*** (0.002)	0.141** (0.068)	0.215*** (0.045)	0.131** (0.064)	1.899*** (0.619)	0.216*** (0.033)	0.317*** (0.062)	0.117** (0.058)
$cons$	-1.674** (0.803)	-2.141* (1.030)	-2.486** (0.879)	-0.486 (0.965)	-1.870** (0.872)	-1.799** (0.862)	-4.123** (1.853)	-1.651** (0.630)	-2.186* (1.279)	-1.433*** (0.465)	-1.876** (0.672)	-1.681** (0.832)
Obs.	288	72	60	300	276	84	288	72	60	300	276	84
R ²	0.682	0.954	0.865	0.800	0.820	0.851	0.701	0.874	0.821	0.832	0.864	0.828
Log-pseudo likelihood	57.038	48.950	132.835	120.362	46.864	53.931	69.033	59.342	102.334	119.562	56.557	63.975

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著;括号内为标准误

资料来源:本文整理

空间效应的拓展研究表明,不论是基于地理邻接权重矩阵还是地理距离权重矩阵,空间计量模型的拓展研究得出了与传统经典面板模型估计较为一致的研究结果,只是解释变量回归系数大小发生了稍微的变动。也就是说,在不同的技术创新水平、产业结构偏向指数、外商直接投资水平下,环境规制对污染排放的净影响依然分别呈现出倒“V”型、“V”型、倒“V”型单一门槛特征。从空间滞后项的估计结果来看,污染排放的空间滞后项估计系数在所有方程中均显著为正,说明相邻或邻近地区的污染排放具有显著的空间依赖性,而且地理距离越近,则越有利于区域间污染排放的空间扩散,由此产生空间俱乐部趋同或是“涓滴效应”。另外,环境规制的空间滞后项估计系数仅在表 5 中的模型(8)、模型(9)、模型(12)、模型(14)、模型(15)及模型(18)中显著为负,意味着在技术创新水平、外商直接投资水平较高或是经济发展更偏向非二次产业地区,环境规制表现为一种负向的空间溢出效应或是空间“极化效应”,即相邻或邻近地区环境规制强度越高,则越有利于促进本地区的污染减排,而且这种空间“极化效应”在其他地区并不明显。此外,经济发展水平、经济集聚程度、城市化水平以及对外开放度等变量在部分方程中也表现出显著的正向或者负向空间溢出效应,但鉴于上述因素不是本文关注的重点,所以,在此不做深入探讨。总而言之,相邻或邻近地区间的环境规制与污染排放均存在明显的空间溢出效应,并表现出“一荣俱荣、一损俱损”的共生性形态。

六、结论与政策建议

1. 研究结论

本文基于中介效应视角并从技术创新、产业结构和外商直接投资三个层面解析环境规制对污染排放的

影响机制。理论研究发现,环境规制的污染减排效应会随地区技术创新水平、产业结构偏向以及外商直接投资水平的变化而发生结构性变化。第一,环境规制的技术创新中介效应既存在“技术创新补偿效应”又存在“遵循成本效应”,而且两种效应对污染减排具有相反的作用。第二,产业结构偏向会影响到环境规制对污染排放的净效应,且产业结构“绿色化”调整有助于促进环境规制的污染减排效应发挥。第三,环境规制的外商直接投资中介效应同时扮演着“天使”与“魔鬼”的双重角色:一方面,引发环境规制的“逐底竞争”和“非完全执行”,从而使得低环境规制水平地区成为“污染避难所”;另一方面,促进资源型区域技术创新与溢出,有利于“污染光环效应”的凸显。为验证理论假说,本文利用2003—2014年的省际面板数据、非线性面板门槛模型以及空间面板杜宾模型,实证检验了环境规制对污染排放的门槛效应及空间溢出效应,并得到以下结论:(1)在不同技术创新水平下,环境规制对污染排放的净影响呈现出倒“V”型单一门槛特征,并且技术创新水平的提升有助于环境规制的污染减排效应发挥;(2)随着产业结构偏向指数发生变化,环境规制对污染排放的净影响表现出“V”型单一门槛特征,而且产业结构“绿色化”调整的确促成了环境规制的污染减排;(3)在不同外商直接投资水平下,环境规制对污染排放的净影响也表现出倒“V”型单一门槛特征,即随着外商直接投资水平的上升,环境规制的污染减排效应从不显著变为显著;(4)相邻或邻近地区间的环境规制与污染排放均存在明显的空间溢出效应,并表现出“一荣俱荣、一损俱损”的共生性形态。总而言之,环境规制的污染减排效应会受到地区技术创新水平、产业结构偏向以及外商直接投资水平的异质性影响。

2. 政策建议

中国式分权及垂直式治理体制下的环境规制被地方政府视为争夺流动性资源的博弈工具,从而孕育了环境规制“逐底竞争”和“非完全执行”的普遍现象,这也是困扰中国环境治理的一个核心问题。本文认为,破解“保增长、促减排”这一“两难”困局,除了因地制宜、因时制宜地制定差异化的环境规制政策,还应从技术创新、产业结构调整、外商直接投资以及环境规制的区域协调机制等多个层面促成环境规制的污染减排效应发挥。

(1) 摒弃“重发展、轻污染”的发展观和政绩观,引导环境规制良性竞争。事实上,嵌入在经济竞争中的政治晋升博弈折射出地方政府在经济发展和污染减排中会优先选择前者,这是导致地方政府环境规制陷入“低水平”均衡的“罪魁祸首”。引导环境规制的良性有序竞争,就是要将环境规制“逐底竞争”和“非完全执行”的“污染效应”逆转为环境规制竞争向上的“棘轮效应”。同时,有必要扩大中央政府在环境事务管理中的支出范围,并合理压缩地方政府环境政策执法的自由裁量空间,从而促使环境管理的财权与事权匹配。

(2) 环境规制政策的制定要以技术创新水平提升以及产业结构优化升级或“绿色化”调整为导向,以便更好地发挥技术创新和产业结构调整对污染减排的中介效应。“波特假说”的成立必须建立在恰当环境规制这一重要前提下,过犹不及反而会诱发环境规制的“遵循成本效应”,并使得产业结构调整陷入停滞甚至“产业逆淘汰”的僵局。另外,环境规制政策的制定还要激励企业进行产品结构调整、生产技术改进以及先进治污设备投资,并彻底摒弃“先污染、后治理”的传统做法,从而将环境污染治理模式由“末端治理”向“源头控制”转变。

(3) 客观地看待外商直接投资这把“双刃剑”,有选择性、针对性地引入高质量、高效益的外资。外商直接投资既是“天使”又是“魔鬼”,盲目地吸引外资只会加剧经济增长与环境保护的“分道扬镳”。因此,要实现招商引资与污染减排的良性互动,除了引进外资企业的先进生产技术和环保标准,还要鼓励外资企业积极开发先进工艺和绿色生产流程,逐步引导具有环保优势的外资企业向绿色清洁型产业转变,并带动国内相关“清洁型”产业的孵化与成长,最终实现引资与环保的双赢格局。

(4) 建立环境规制的区域协调机制,形成区域间共同发展、协同管理的联合控污治污格局。相邻地区间环境规制与污染排放的交互作用和空间溢出,意味着仅仅依靠本地区的环境规制政策实施只能取得污染减排的短期效果。而从长期看,邻近地区污染排放的空间扩散与“涓滴效应”,势必会使得本地区陷入环境规制的“低水平”均衡,最终导致环境规制的污染减排效应逐步被弱化。另外,区域间的联合控污、治污协作不只局限于地方政府层面,更需要区域间不同行业、不同企业的通力协作,并从宏观、中观、微观等多个层面构建联合控污与治污的专项行动纲领。

参考文献:

- [1] Blackman A, Kildegaard A. Clean Technological Change in Developing-country Industrial Clusters: Mexican Leather Tanning [J]. *Environmental Economics and Policy Studies*, 2010, 12, (3): 115 – 132.
- [2] Cai X Q, Lu Y, Wu M Q, Yu L H. Does Environmental Regulation Drive away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China [J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123, (11): 73 – 85.
- [3] Cole M A, Elliott R J R, Shimamoto K. Industrial Characteristics, Environmental Regulations and Air Pollution: an Analysis of the UK Manufacturing Sector [J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 2005, 50, (1): 121 – 143.
- [4] Criado C O, Valente S, Stengos T. Growth and Pollution Convergence: Theory and Evidence [J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 2011, 62, (2): 199 – 214.
- [5] Funfgelt J, Schulze G G. Endogenous Environmental Policy for Small Open Economies with Transboundary Pollution [J]. *Economic Modelling*, 2016, 57, (9): 294 – 310.
- [6] Gray W B, Shadbegian R J. Plant Vintage, Technology and Environmental Regulation [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 46, (3): 384 – 402.
- [7] Gray W B. The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown [J]. *American Economic Review*, 1987, 77, (5): 998 – 1006.
- [8] Greenstone M. The Impacts of Environmental Regulations on Industrial Activity: Evidence from the 1970 & 1977 Clean Air Act Amendments and the Census of Manufactures [R]. NBER Working Paper, 2001.
- [9] Hansen B E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference [J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93, (2): 345 – 368.
- [10] Harsman B, Quigley J M. Political and Public Acceptability of Congestion Pricing: Ideology and Self-Interest [J]. *Journal of Policy Analysis and Management*, 2010, 29, (4): 854 – 874.
- [11] Jaffe A B, Palmer K. Environmental Regulation and Innovation: a Panel Data Study [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1997, 79, (4): 610 – 619.
- [12] Jaffe A B, Stavins R N. Dynamic Incentives of Environmental Regulations: The Effects of Alternative Policy Instruments on Technology Diffusion [J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 1995, 29, (3): S43 – S63.
- [13] Low P, Yeats A. Do ‘Dirty’ Industries Migrate? [R]. World Bank Discussion Papers, 1992.
- [14] Marconi D. Environmental Regulation and Revealed Comparative Advantages in Europe: Is China a Pollution Haven? [J]. *Review of International Economics*, 2012, 20, (3): 616 – 635.
- [15] Porter M E, Van der Linde C. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9, (4): 97 – 118.
- [16] Ramanathan R, He Q, Black A, Ghobadian A, Gallea D. Environmental Regulations, Innovation and Firm Performance: A Revisit of the Porter Hypothesis [J/OL]. *Journal of Cleaner Production*, Available online 24, August, 2016.
- [17] Rubashkina Y, Galeotti M, Verdolini E. Environmental Regulation and Competitiveness: Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from European Manufacturing Sectors [J]. *Energy Policy*, 2015, 83, (8): 288 – 300.
- [18] Spatareanu M. Searching for Pollution Havens The Impact of Environmental Regulations on Foreign Direct Investment [J]. *Journal of Environment & Development*, 2007, 16, (2): 161 – 182.
- [19] Stroup R L, Goodman S L. Property Rights, Environmental Resources, and the Future [J]. *Harvard Journal of Law and Public Policy*, 1992, 15, (2): 427 – 454.
- [20] Walter H. *Vegetation of the Earth in Relation to Climate and the Eco-Physiological Conditions* [M]. English Universities Press, 1973.
- [21] Zhu S J, He C F, Liu Y. Going Green or Going away: Environmental Regulation, Economic Geography and Firms’ Strategies in China’s Pollution-intensive Industries [J]. *Geoforum*, 2014, 55, (8): 53 – 65.
- [22] 东童童, 李欣, 刘乃全. 空间视角下工业集聚对雾霾污染的影响——理论与经验研究 [J]. 北京: 经济管理, 2015, (9).
- [23] 董敏杰, 梁泳梅, 李钢. 环境规制对中国出口竞争力的影响——基于投入产出表的分析 [J]. 北京: 中国工业经济,

2011,(3).

[24] 傅京燕,李丽莎. 环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究——基于中国制造业的面板数据[J]. 北京:管理世界,2010,(10).

[25] 高明,黄清煌. 环保投资与工业污染减排关系的进一步检验——基于治理投资结构的门槛效应分析[J]. 北京:经济管理,2015,(2).

[26] 韩超,张伟广,单双. 规制治理、公众诉求与环境污染——基于地区间环境治理策略互动的经验分析[J]. 北京:财贸研究,2016,(9).

[27] 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]. 北京:中国工业经济,2013,(7).

[28] 课题组(任胜钢,蒋婷婷,李晓磊,袁宝龙). 中国环境规制类型对区域生态效率影响的差异化机制研究[J]. 北京:经济管理,2016,(1).

[29] 李永友,沈坤荣. 我国污染控制政策的减排效果——基于省际工业污染数据的实证分析[J]. 北京:管理世界,2008,(7).

[30] 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]. 北京:世界经济,2014,(7).

[31] 彭可茂,席利卿,雷玉桃. 中国工业的污染避难所区域效应——基于2002—2012年工业总体与特定产业的测度与验证[J]. 北京:中国工业经济,2013,(10).

[32] 彭文斌,吴伟平,邝嫦娥. 环境规制对污染产业空间演变的影响研究——基于空间面板杜宾模型[J]. 上海:世界经济文汇,2014,(6).

[33] 齐红倩,王志涛. 我国污染排放差异支化及其收入分区治理对策[J]. 北京:数量经济技术经济研究,2015,(12).

[34] 钱争鸣,刘晓晨. 环境管制、产业结构调整与地区经济发展[J]. 成都:经济学家,2014,(7).

[35] 沈利生,唐志. 对外贸易对我国污染排放的影响——以二氧化硫排放为例[J]. 北京:管理世界,2008,(6).

[36] 史青. 外商直接投资、环境规制与环境污染——基于政府廉洁度的视角[J]. 北京:财贸经济,2013,(1).

[37] 宋马林,王舒鸿. 环境规制、技术进步与经济增长[J]. 北京:经济研究,2013,(3).

[38] 王杰,刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 北京:中国工业经济,2014,(3).

[39] 王书斌,徐盈之. 环境规制与雾霾脱钩效应——基于企业投资偏好的视角[J]. 北京:中国工业经济,2015,(4).

[40] 王艳丽,钟奥. 地方政府竞争、环境规制与高耗能产业转移——基于“逐底竞争”和“污染避难所”假说的联合检验[J]. 太原:山西财经大学学报,2016,(8).

[41] 徐志伟. 工业经济发展、环境规制强度与污染减排效果——基于“先污染,后治理”发展模式的理论分析与实证检验[J]. 上海:财经研究,2016,(3).

[42] 许和连,邓玉萍. 外商直接投资、产业集聚与策略性减排[J]. 北京:数量经济技术经济研究,2016,(9).

[43] 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]. 北京:管理世界,2012,(2).

[44] 杨仁发. 产业集聚、外商直接投资与环境污染[J]. 北京:经济管理,2015,(2).

[45] 原毅军,谢荣辉. 环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 北京:中国工业经济,2014,(8).

[46] 张华. 地区间环境规制的策略互动研究——对环境规制非完全执行普遍性的解释[J]. 北京:中国工业经济,2016,(7).

[47] 张华. 环境规制提升了碳排放绩效吗?——空间溢出视角下的解答[J]. 北京:经济管理,2014,(12).

[48] 张可,汪东芳,周海燕. 地区间环保投入与污染排放的内生策略互动[J]. 北京:中国工业经济,2016,(2).

[49] 郑思齐,万广华,孙伟增,罗党论. 公众诉求与城市环境治理[J]. 北京:管理世界,2013,(6).

[50] 钟茂初,李梦洁,杜威剑. 环境规制能否倒逼产业结构调整——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 济南:中国人口·资源与环境,2015,(8).

[51] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 北京:经济研究,2004,(6).

[52] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 北京:经济研究,2007,(7).

“Forced Pollution Reduction” or “Regressive”?

——Threshold Characteristic and Spatial Spillover of Pollution Reduction Effect from Environmental Regulation

WU Wei-ping, HE Qiao

(Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, 200433, China)

Abstract: Whether Environmental regulation affected the pollution reduction and how to affect pollution reduction, the existing theoretical and empirical researches have not reached a consensus. Therefore, based on the intermediate perspective, this paper researches the influencing mechanism from technological innovation, industrial structure and foreign direct investment. The theoretical research shows that, the effect of environmental regulation on pollution reduction will change with the level of technological innovation, industrial structure and foreign direct investment. Firstly, the mediating effect of environmental regulation on technological innovation exists not only the effect of technological innovation compensation, but also the follow cost effect. Besides, the two effects have the opposite effect on pollution reduction. Secondly, the deviation of industrial structure will affect the net effect of environmental regulation on pollution emission, and the green development of industrial structure is conducive to promote the pollution reduction effect of environmental regulation. Thirdly, the intermediary effect of foreign direct investment on environmental regulation plays the dual role of ‘angel’ and ‘devil’. On the one hand, it initiates the ‘bottom to bottom competition’ and ‘incomplete execution’ of environmental regulation, and make the area with low environmental regulation level become ‘pollution haven’. On the other hand, it promotes the technological innovation and spillover, and enhances pollution halo effect.

To test the theoretical hypothesis, it empirically tests the threshold effect and spatial spillover effect of environmental regulation on pollution emissions with 2003—2014 provincial panel data, a panel threshold model and spatial Dubin model (SDM). The empirical result shows that, the pollution reduction effect of environmental regulation has a structural change with the changes of local technological innovation level, industrial structure deviation and foreign direct investment. In the first, under the different technical innovation level, the net effect of environmental regulation on pollution emissions shows an inverted ‘V’ type single threshold characteristic. And the improvement of technological innovation level is helpful to the pollution abatement effect of environmental regulation. In the second, with the change of industrial structure deviation index, the net effect of environmental regulation on pollution emissions shows a ‘V’ type single threshold characteristic, and the green development of industrial structure has contributed to the pollution reduction of environmental regulation. In the third, under different levels of foreign direct investment, the net effect of environmental regulation on pollution emissions also shows an inverted ‘V’ type single threshold characteristic. That’s to say, with the rise of the level of foreign direct investment, the effect of environmental regulation on pollution reduction becomes significant. In the fourth, there are spatial spillover effects on environmental regulation and pollution emissions in the adjacent areas. In other words, the environmental regulation and pollution emissions are “bound together for good or ill”.

To break the dilemma of economic development and pollution reduction, we should promote the pollution reduction of environmental regulation from technological innovation, industrial structure adjustment, foreign direct investment and the construction of environmental regulation coordination mechanism, except for setting the differential policy of environmental regulation according to circumstances. Firstly, it is necessary to abandon the concept of ‘development, light pollution’, and guide the benign competition of environmental regulation. Secondly, the formulation of environmental regulation policy should be based on the promotion of technological innovation and the optimization of industrial structure. Thirdly, we should treat foreign direct investment as a double-edged sword objectively, and strengthen the introduction of high quality and high efficiency foreign capital selectively. Lastly, it is obliged to establish the regional coordination mechanism of environmental regulation, and set up the joint control of pollution pattern from the macro, meso and micro levels.

Key Words: environmental regulation; pollution reduction; threshold effect; spatial spillover

(责任编辑:月 才)