

排污权交易与清洁技术研发补贴能提高 清洁技术创新水平吗

——来自工业SO₂排放权交易试点省份的经验证据

刘海英^{1,2}, 谢建政²

(1. 吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012; 2. 吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012)

摘要:我国现有环境规制侧重于将干预作为清洁技术需求方的企业,却忽略了对清洁技术研发的引导。文章将作用于企业的排污权交易与引导研发方向的清洁技术研发补贴相结合,通过构建理论模型考察二者搭配是否有助于清洁技术水平的提高,并使用我国工业二氧化硫排放权交易试点的省际数据对理论模型进行了实证检验。结果表明:(1)工业二氧化硫排污权交易在观察期内提高了试点省份的清洁技术创新水平,这与理论模型结论相一致;(2)我国试点省份的排污权交易政策未能发挥减排作用,这与理论模型结论不一致;(3)清洁技术研发补贴只有与排污权交易相结合才能充分发挥其政策效果;(4)清洁技术研发补贴对相应的研发投入存在双门槛效应,补贴并非越高越好。因此,为提高我国清洁技术创新水平,政府应注重环境规制搭配,并控制好补贴力度。

关键词: 排污权交易; 清洁技术研发补贴; 技术变迁

中图分类号: F062.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2016)05-0079-12

一、引言

改革开放以来,中国凭借自身的劳动力及资源低成本优势取得了巨大的经济成就。然而伴随工业化及城镇化进程的推进,环境污染问题日益突出。在由耶鲁大学及哥伦比亚大学发布的《2014年全球环境绩效指数(EPI)报告》中,中国在178个参评国家中位列第118位。排名靠后凸显了我国所面临的环境压力,因此必须转变以牺牲环境为代价的发展模式。“十三五”规划提出要支持绿色清洁生产,推进传统制造业绿色改造,推动建立绿色低碳循环发展产业体系,鼓励企业工艺技术装备更新改造。这不仅要求财政支出加大对清洁技术研发的扶持力度,也在一定程度上要求我国的环境规制应协调环境与技术创新的关系。

回顾我国环境规制的发展历程,经历了由单一的命令控制型向市场激励型过渡的演进。命令控制型规制通过制定一系列具体的技术与环境绩效标准迫使企业为自身制造的污染“埋单”,但由于政府颁布的环境、技术标准欠缺灵活性,阻碍了企业创新的积极性,执行效果乏善可陈。与之相比,市场激励型环境规制更易于实现减排成本最小化,因而更符合新时期我国经

收稿日期:2016-05-18

基金项目: 国家社科基金重大项目(15ZDA015); 国家自然科学基金项目(71373101); 吉林大学青年学术领袖培育计划(2015FRLX14); 吉林大学基本科研业务费(2016QY032)。

作者简介: 刘海英(1972-),男,吉林松原人,吉林大学商学院教授、博士生导师;
谢建政(1987-),男,吉林长春人,吉林大学商学院博士研究生。

济发展的需求。2002年中国开始在山东、山西、江苏等七省份及中国华能集团公司试点推行工业二氧化硫排放权交易试点。现有研究检验了交易试点后这些地区的减排效果(李永友和沈坤荣, 2008; 涂正革和谌仁俊, 2015), 然而根据波特效应假说, 真正能实现长期节能减排效果的一定是来自于生产中的清洁技术创新工艺。从这个意义上说, 明晰排污权交易这一具体政策工具对清洁技术创新的影响, 显然是一个值得研究的问题。

但需注意的是, 排污权交易的作用主体是产品生产者, 即清洁生产技术的需求侧, 这意味着如果排污权交易能发挥积极的政策效果, 那么生产者对于清洁技术的需求会增加。而由于在技术研发过程中, 研究资源更偏向于流入存在大量前期研究成果的领域(Acemoglu等, 2012), 这导致传统的污染技术较清洁技术对研究资源更具有吸引力。若清洁技术创新的供给无法与日益增长的需求相匹配, 那么排污权交易制度的实际效果会被削弱, 因此, 为了能让排污权交易更好地发挥其政策效果, 除了从需求侧设计环境政策工具外, 还应当从清洁技术创新的供给侧采取相应的政策激励, 比如对科研机构从事清洁技术研发创新采取相应的研发补贴。这样一来, 从需求和供给两方面共同推动清洁技术创新效应, 必将对企业实现长期节能减排乃至经济结构的调整更具有实际意义。基于此, 本文试图研究排污权交易政策与清洁技术研发补贴能否令技术创新向清洁技术方向发展, 具体通过建立数理模型对施加排污权交易与清洁技术研发补贴下的技术变迁进行演绎, 然后实证分析二者对清洁技术变迁的影响。

二、文献综述

为应对环境污染问题, 政府通过制定一系列政策对企业的经济活动进行调节。自20世纪70年代以来, 环境规制工具的种类日趋丰富, 大体上可分为行政命令与市场激励两大类。环境规制的目标也不再仅是减少污染物排放, 而是担负减排和转变生产方式双重使命。传统观点认为, 企业转变生产方式会造成生产成本的增加, 继而抑制产出增长。Porter(1991)、Porter和Van der Linde(1995)指出恰到好处的环境规制会对企业产生正向的外部性影响。环境规制通过倒逼企业改进生产流程, 节省资源投入, 促进生产技术创新, 能够弥补因环境规制所引发的额外成本, 并让企业获得净收益。这一观点表明环境规制可以和技术创新形成一个“良性互动”, 即环境规制诱发技术创新, 再通过技术创新完成环境规制减排与转变生产方式的目标。对于“波特假说”, 学者们基于不同的研究对象及方法得出相异的结论。现有研究对“波特假说”的态度可分成以下三种观点:

第一种观点认为, 环境规制抑制了企业的技术创新, 即“波特假说”并不成立。如Jeon和Sickles(2004)以及Nanere等(2007)发现将污染物作为非合意产出引入全要素生产率核算后, 全要素生产率会下降。这暗含“波特假说”可能并不成立。

第二种观点认为, 环境规制与技术创新能够实现“双赢”。Mohr(2002)构建一般均衡模型推导出环境规制可以克服外部规模经济对新技术应用的阻碍, 进而实现环境质量改善和生产率提高。Lee等(2011)发现环境规制是技术创新的重要驱动力。Kneller和Manderson(2012)基于2000年至2006年英国制造业的经验证据认为环境规制能够促进生产技术的创新。

第三种观点认为, 只有基于市场的激励型环境规制才有助于清洁技术创新。其原因在于行政手段通常会设定企业的排污限额, 如果超过限定排放量, 政府将会处罚企业。对于企业而言, 生产过程中产生的污染物只要不超过政府设定的标准即可, 因而企业缺乏进一步提高生产水平的动力。此外, 即便企业对生产工艺进行改进, 政府也会随即制定更严格的排放标准。因此行政命令式的环境规制工具无法带动技术创新。Jaffe和Stavins(1995)指出相较于命令控制型

规制,市场激励型规制的优势体现在两方面:首先,在既定的环境目标下给企业带来的成本负担最小;其次,市场型规制工具能对企业形成一个持续的、动态的激励。如果企业发现进行清洁生产是有利可图的,那么就会不断地对现有技术进行改进创新,并将其应用于生产。Requate (2005)的研究同样支持市场激励型规制优于行政命令式的手段。

国内相似研究主要以经验分析为主,利用中国省际或行业数据对我国的环境规制及其效果进行检验。陈诗一(2010)基于产出视角预测,在未来的40年内,节能减排将令中国实现生产率进步和环境质量上升的双赢局面。张成等(2011)发现伴随环境规制由弱转强,生产技术水平会先降后升,呈U形趋势,他们使用1998-2007年中国东、中部地区的省际工业数据进行实证分析所获得的结果能够支持该结论。沈能和刘凤朝(2012)的经验分析结果显示,只有当环境规制强度跨过特定门槛值时,“波特假说”才能实现,并且环境规制对技术创新的影响能力受经济发展水平制约。韩超和胡浩然(2015)将环境规制对全要素生产率的影响分解为累积学习效应和挤出效应,而清洁生产标准规制的累积学习效应会在3年左右超过挤出效应。因此,完善清洁生产规制是实现全要素生产率提升和节能减排的重要途径。

由于技术创新可被划分为清洁技术创新及污染技术创新,而环境规制对技术创新方向并无确定性影响,如李斌等(2013)通过面板门槛分析发现,环境规制与清洁技术创新存在双重门槛效应,当环境规制水平超过特定门槛值时,环境规制对清洁技术创新会产生负向影响。何枫等(2015)的经验证据显示环境规制与钢铁企业的绿色技术效率呈不显著关系,他们认为其原因在于环境规制没能发挥对清洁技术创新的激励作用。因此明确环境规制工具对技术创新的作用方向是评价环境规制效果的关键。Acemoglu的导向型技术变迁(directed technical change)理论为评估不同环境规制工具对技术变迁方向的影响提供了一个可行的分析框架。导向型技术变迁将新技术发展的方向内生,并从微观个体角度考察影响技术进步方向的决定因素。Acemoglu等(2012)对施加环境和资源约束的内生化技术变迁进行了演绎。他们认为技术创新的预期收益决定了技术变迁方向。如果不施加任何环境政策进行干预,那么这种自由放任(laissez-faire)的经济均衡结果必然会导致环境的毁灭,其原因在于污染技术的前期知识积累及研究力量储备均优于清洁技术,因而从事污染技术研究的起点更高,其相应的期望收益也要高于清洁技术,致使研究资源不断向污染技术方向流动,伴随污染技术生产水平持续提高,环境质量日趋恶化。而实施适当的环境规制则能改变技术变迁方向,促进清洁技术进步,避免环境灾难。

那么哪些环境规制工具能够促进清洁技术进步呢?Aghion等(2012)的研究发现碳税对汽车行业的技术变迁方向有巨大影响。当面临碳税时,汽车生产企业更倾向于开展清洁技术创新。李小平等(2012)认为环境税有助于中国建设环境友好、资源节约型社会。然而Acemoglu等(2012)却指出,只有从环境的外部性与知识研究的外部性这两方面同时着手,才能确保环境规制对清洁技术进步产生正向影响。为此,他们研究了将环境税与清洁技术研发补贴相结合的情况。结论表明,在环境税与清洁技术研发补贴相结合的情况下,技术变迁向清洁生产方向发展。仅依靠环境税会对生产和消费造成扭曲,因而单一环境规制工具无法实现全局最优。Acemoglu等(2014)进一步对来自美国能源行业的微观数据进行实证分析,实证结果支持最优环境规制应当同时包括环境税和清洁技术研发补贴。

研究环境规制对技术创新方向作用的文献多聚焦于检验环境税是否能促进清洁技术进步,对于另一重要的市场激励型环境规制工具——排污权交易,国内外学者更多关注的是引入排污权交易制度是否能缓解环境污染压力。Jeffrey和Perkins(2015)通过对欧盟1996年至

2009年相关数据进行实证研究认为,排污权交易是遏制温室气体排放的有效手段,并且排污权交易能显著地削弱碳排放强度。而关于中国排污权交易运行问题,李永友和沈坤荣(2008)的实证回归结果显示,试点实行排污权交易的七个地区不仅未能实现减排,反而发生了更严重的污染问题。他们认为由于缺少公众参与,排污权交易仅发生于污染企业之间,因此高污染企业利用交易制度扩大了排污渠道。朱皓云和陈旭(2012)归纳了我国排污权交易存在的主要问题是企业参与度低以及市场交易量少。这直接制约了排污权交易的减排效果。涂正革和谌仁俊(2015)比较了控制命令和排污权交易两种环境规制下的潜在污染排放量,发现排污权配置存在无效率问题。可见,排污权交易没能达到预期的减排效果。

通过对国内外文献的梳理,不难发现已有与排污权交易相关的研究还集中在探讨其减排效果及合理性上,而与排污权交易对技术变迁方向影响以及考察中国试点运行排污权交易后的技术创新方向相关的文献甚少。基于此,本文在导向型技术变迁理论的基础上,从清洁技术的供给与需求两方面同时着手,使用数理模型对排污权交易和清洁技术研发补贴作用下的技术创新变化进行演绎,并利用2002年以来我国开展的工业二氧化硫排污权交易试点相关数据,考察理论模型结论与我国的实践情况是否相一致。

三、理论模型

(一) 排污权交易、清洁技术研发补贴干预下的技术变迁方向

假定经济系统中包含最终产品部门、中间产品部门和生产设备研发部门,且最终产品需投入清洁中间产品及污染中间产品进行生产。假设总产出函数符合不变替代弹性(CES)形式:

$$Y_t = \left(Y_{ct}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + Y_{dt}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (1)$$

其中, Y_t 为 t 时刻最终产品, Y_{ct} 与 Y_{dt} 分别代表 t 时刻的清洁中间产品和污染中间产品。 $\varepsilon \in [0, +\infty)$ 为两种中间产品的替代弹性,若 $\varepsilon > 1$, 则两种中间产品为完全替代产品;若 $\varepsilon < 1$, 则两种中间产品为完全互补产品。

中间产品由劳动力 L 、机器设备投入 x 以及技术水平 A 共同决定。两种中间产品的生产函数分别为:

$$Y_{ct} = L_{ct}^{1-\alpha} \int_0^1 A_{cit}^{1-\alpha} x_{cit}^\alpha di, \quad Y_{dt} = L_{dt}^{1-\alpha} \int_0^1 A_{dit}^{1-\alpha} x_{dit}^\alpha di, \quad (0 < \alpha < 1) \quad (2)$$

清洁中间品在生产过程中不会产生污染物,而污染中间品在生产过程中会产生污染物,假定生产1单位污染中间品会生成 γ 单位污染物。为避免污染中间品厂商无节制生产对环境造成毁灭性破坏,社会规划者无偿分配给每个中间产品生产部门(污染中间品及清洁中间品)的初始排污权为 Q 。如果实际产生的污染排放未超过初始分配的排污量,则可出售余下的排污量;若实际产生的污染排放超过初始分配的排污量,则需额外购买排污许可,假设1单位污染物的排放许可价格为 q , 则污染中间品生产部门所面临的利润最大化问题为:

$$\max_{x_{dit}, L_{dt}} p_{dt} L_{dt}^{1-\alpha} \int_0^1 A_{dit}^{1-\alpha} x_{dit}^\alpha di - \omega L_{dt} - \int_0^1 p_{dit} x_{dit} di + q(Q_t - \int_0^1 \gamma A_{dit}^{1-\alpha} x_{dit}^\alpha L_{dt}^{1-\alpha} di) \quad (3)$$

其中, p_{dt} 为1单位污染中间品的价格, ω 为劳动力的工资。若 $q(Q_t - \int_0^1 \gamma A_{dit}^{1-\alpha} x_{dit}^\alpha L_{dt}^{1-\alpha} di) > 0$, 则代表污染中间品生产者出售未使用的排污权所获得的利润;而 $q(Q_t - \int_0^1 \gamma A_{dit}^{1-\alpha} x_{dit}^\alpha L_{dt}^{1-\alpha} di) < 0$, 则代表污染中间品生产者维持生产购买额外排污权所形成的成本。

相应的清洁中间品厂商的利润最大化问题可以表示为:

$$\max_{x_{cit}, L_{ct}} p_{ct} L_{ct}^{1-\alpha} \int_0^1 A_{cit}^{1-\alpha} x_{cit}^\alpha di - \omega L_{ct} - \int_0^1 p_{cit} x_{cit} di + qQ_t \quad (4)$$

其中, p_{ct} 为 t 时刻 1 单位清洁中间产品的价格。

从两种中间品生产商的利润最大化问题分别求得他们对生产相应中间品所使用机器的需求函数。

$$x_{dit} = \left[\frac{\alpha (p_{dt} - \gamma q)}{p_{dit}} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} A_{dit} L_{dt}; \quad x_{cit} = \left[\frac{\alpha p_{ct}}{p_{cit}} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} A_{cit} L_{ct} \quad (5)$$

假定最终产品价格为 1, 垄断机器制造者每生产 1 单位机器所消耗的成本为 φ 单位最终产品, 机器制造者通过选择 p_{jt} 与 x_{jt} 实现其自身利润 $\pi_{jt} = (p_{jt} - \varphi) x_{jt}$ 最大化 (其中 $j \in (c, d)$), 因此有 $p_{jt} = \varphi / \alpha$ 。不失一般性, 令机器设备的边际成本标准化为 $\varphi = \alpha$, 因此垄断机器制造者的均衡利润为:

$$\pi_{dit} = (1 - \alpha) a [(p_{dt} - \gamma q)]^{\frac{1}{1-\alpha}} A_{dit} L_{dt}; \quad \pi_{cit} = (1 - \alpha) a p_{ct}^{\frac{1}{1-\alpha}} A_{cit} L_{ct} \quad (6)$$

设 $A_{jt} = \int_0^1 A_{jit} di$ 为部门 $j \in (c, d)$ 的平均技术水平。如果科学家在污染中间品生产部门与清洁中间品生产部门进行科研创新成功的概率为 $\eta_j \in (0, 1)$, 在部门 $j \in (c, d)$ 进行研发的科学家人数为 s_{jt} , 倘若创新能成功, 则能让相应的中间品生产部门的机器质量提高 τ 个单位 ($\tau > 0$)。部门的技术进步路径可以表示为 $A_{jt} = (1 + \tau \eta_j s_{jt}) A_{jt-1}$ 。

如果科学家对现有机器设备进行创新研究并取得成功, 那么他将获得该技术创新的专利权, 进而成为“新型”机器的垄断生产者。假设政府从保护环境角度出发, 对投身于清洁生产技术创新的科学家按其研发成功后出售机器所实现的收益进行补贴, 且补贴的比例为 β , 那么科学家在部门 $j \in (c, d)$ 进行创新研发的相对利润为:

$$\frac{\Pi_{ct}}{\Pi_{dt}} = (1 + \beta_t) \frac{\eta_c A_{ct-1} L_{ct}}{\eta_d A_{dt-1} L_{dt}} \left(\frac{p_{ct}}{p_{dt} - \gamma q} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (7)$$

清洁部门与污染部门的相对利润决定了科研人员的研发方向, 具体而言, 如果清洁部门的相对利润较高, 那么研究人员只会从事清洁技术的研发创新; 如果污染部门的相对利润更高, 那么研究人员仅对污染部门的技术创新感兴趣; 若两部门的相对利润比为 1, 那么清洁与污染技术研究对于科研工作者而言无差异。

通过式 (7) 可以看出, 环境技术偏向受市场效应、技术效应以及政策效应的影响。“绿色技术”创新奖励以及排污权交易制度的引入提高了清洁部门的相对利润, 能够引导环境技术偏向侧重于清洁技术发展方向。但两种政策工具对污染机器与清洁机器的均衡产量所产生的影响并不相同。两种机器的均衡产量由中间品生产商对机器的需求决定。观察式 (5) 不难发现, 引入排污权交易后, 污染中间品生产商对于污染机器的需求量要小于无排污权交易的情况。而由于“绿色技术”创新研发补贴是依据研发成功后的收益进行补贴, 即 t 时期科研工作者研发成功对技术水平的影响发生于 $t+1$ 期, 对 t 时期技术水平并无影响。由于 t 时期的技术水平没有改变, 因此 t 期中间产品制造商对于清洁机器的需求量不变。

引入排污权交易环境政策, 虽然降低了污染机器的使用进而减轻了对环境的破坏, 但因削减污染机器使用而降低的生产能力并未能同时通过增加对清洁机器的使用而得到弥补。污染机器与清洁机器的“此消彼长”存在时间滞后, 无法同步实现。因而在生产方式转变的过程中产出水平会受到负面影响。为全面评价排污权交易, 还需从社会全局角度出发进行分析。

(二) 排污权交易、清洁技术研发补贴与社会最优

引入排污权交易与清洁技术研发补贴, 尽管能令技术向清洁生产方向转变, 但会抑制产出

水平。要全面评价实施排污权交易与清洁技术研发补贴是否具备合理性,需从社会全局出发进行考察。假设社会代表性居民的效用水平由消费及环境质量共同决定,并假定代表性居民具有永续生命。生产污染中间品会排放污染物进而破坏环境。由上一部分的设定,生产每单位污染中间品会生成 γ 单位污染物。假定家庭对最终产品的消费量等于最终产品的全部产量,即 $Y_t=C_t$ 。为了使代表性家庭的效用最大化,社会规划者所面临的最优控制问题为:

$$\max_{x_{dit}} U_0 = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} (\ln C_t + \ln E_t) dt \quad \text{s.t.} \quad \dot{E} = E_t - \gamma \int_0^1 A_{dit}^{1-\alpha} L_{dit}^{1-\alpha} x_{dit}^{\alpha} di \quad (8)$$

其中, C_t 是 t 时刻代表性家庭的消费, E_t 是 t 时刻的环境质量,而 $\rho > 0$ 代表贴现率。现值汉密尔顿函数为:

$$H^c = e^{\rho t} H = (\ln C_t + \ln E_t) + m \left(E_t - \gamma \int_0^1 A_{dit}^{1-\alpha} L_{dit}^{1-\alpha} x_{dit}^{\alpha} di \right) \quad (m = e^{\rho t} \lambda) \quad (9)$$

分别求控制变量 x_{dit} 的一阶条件以及协状态方程可分别得到 m 的表达式,联立并利用链式法则可将 x_{dit} 的变化模式表示为:

$$\dot{x}_{dit} = - \frac{\gamma x_{dit} \varepsilon e^{\rho t - t - 1} (q\varepsilon - \rho q\varepsilon + 1)}{\alpha Y_c^{\frac{1}{\varepsilon}} (A_d L_d)^{\alpha}} \times \frac{\left(A_d^{\alpha} L_d^{\alpha} Y_c (A_d^{1-\alpha} L_d^{1-\alpha} x_{dit}^{\alpha})^{\frac{1}{\varepsilon}} + A_d L_d Y_c^{\frac{1}{\varepsilon}} x_{dit}^{\alpha} \right)^2}{A_d^{\alpha} L_d^{\alpha} Y_c (A_d^{1-\alpha} L_d^{1-\alpha} x_{dit}^{\alpha})^{\frac{1}{\varepsilon}} + \varepsilon A_d L_d Y_c^{\frac{1}{\varepsilon}} x_{dit}^{\alpha}} \quad (10)$$

可证 \dot{x}_{dit} 小于0,即在保证代表性家庭效用最大化的前提下,对于污染型机器设备的需求量应当随着时间的推进而减少。

综上所述,尽管减少使用污染型机器设备会抑制产出水平,但就社会全局而言,排污权交易制度和清洁技术研发补贴的政策效果符合社会利益最大化的内在要求,因此具备合理性。

四、实证模型

(一) SO_2 排污权交易下的清洁技术创新与减排

1. 实证模型设定及数据来源

数理模型推导表明,引入排污权交易制度能够促进清洁技术创新,并降低污染物的排放量。为检验政策效果,结合2002年以来开始的工业二氧化硫排污权交易试点实行情况,通过整理排污权交易试点省份(天津、山西、上海、江苏、山东和河南)^①及余下的非试点省份(不含西藏以及港澳台)数据信息,比较试点前后具体指标变化特点后评价排污权交易的实施效果。为此本文依据DID(difference in differences)方法设定的实证模型如下:

$$ET_{it} = \beta_0 + \beta_1 period_t + \beta_2 treated_i + \beta_3 period_t \times treated_i + \mu_{it} \quad (11)$$

$$SD_{it} = c_0 + c_1 period_t + c_2 treated_i + c_3 period_t \times treated_i + \mu_{it} \quad (12)$$

其中,被解释变量 ET 代表清洁技术创新, SD 代表工业二氧化硫排放量。本文设置虚拟变量 $period$ 和 $treated$ 表示是否执行排污权交易的时期和省份,其中 $treated=1$ 代表排污权交易试点省份, $treated=0$ 代表其余非试点省份; $period=1$ 代表排污权交易试点后, $period=0$ 代表排污权交易试点前。下标 i 和 t 分别表示第 i 个省份和第 t 年。 μ_{it} 代表随机扰动项。模型中的 β_3 和 c_3 分别体现了排污权交易机制对于清洁技术创新及工业二氧化硫排放量的影响。如果估计结果中 β_3 及 c_3 显著大于0,则印证了理论模型中有关引入排污权交易制度能够促进清洁生产技术创新及减少污染物排放的结论。

由于作为处理组的六个试点省份并非随机抽取,这可能会影响估计结果的准确性。为精确

^①因本文以省际单元为考察对象,故试点考察对象中不含柳州市及中国华能集团公司。

评估排污权交易对被解释变量的影响,需分别在模型(11)和模型(12)中依据已有研究成果添加变量。对比添加变量前后交乘项系数是否能维持显著性,以此验证排污权交易与清洁技术创新及工业二氧化硫排放之间的关系是否成立。

对于模型(11),本文参考波特假说及清洁技术创新同环境规制呈U形关系的判断(董直庆等,2015),在模型中分别添加环境规制强度变量及其平方项。考虑到技术创新受科研创新研发投入(即R&D水平)的影响(Romer,1994;Fisher-Vanden等,2004,2006;蒋伏心等,2013;何枫等,2015),因此同样在模型中引入R&D投入变量。

对于模型(12),本文借鉴环境库兹涅茨曲线经济发展与污染呈倒U形关系的假定及污染避难所假说,在模型中加入代表地区经济发展水平的变量的平方项以及外商直接投资变量。此外,环境规制也会对二氧化硫排放产生影响(涂正革和谌仁俊,2015),因此模型中同样引入环境规制强度变量。于是,模型(11)及模型(12)相应变为:

$$ET_{it} = \beta_0 + \beta_1 period_t + \beta_2 treated_i + \beta_3 period_t \times treated_i + \alpha_0 R\&D_{it} + \alpha_1 ER_{it} + \alpha_2 ER_{it}^2 + \mu_{it} \quad (13)$$

$$SD_{it} = c_0 + c_1 period_t + c_2 treated_i + c_3 period_t \times treated_i + \alpha_3 ER_{it} + \alpha_4 gdpp_{it}^2 + \alpha_5 FDI_{it} + \mu_{it} \quad (14)$$

其中, $R\&D_{it}$ 、 ER_{it} 、 $gdpp_{it}$ 、 FDI_{it} 依次代表第*i*个省份在*t*年的研发投入水平、环境规制强度、经济发展水平、外商直接投资水平。 μ_{it} 为随机误差项。

在数据选取方面,对于被解释变量清洁技术创新,本文通过查询中国专利数据库,统计出各时期我国30个省份和清洁生产技术相关的专利数据。被解释变量二氧化硫排放量使用各省工业二氧化硫排放量统计数据。

解释变量指标选取如下:R&D投入变量参考王惠等(2016)研究R&D投入对绿色创新影响时的处理方法,以地区R&D投入强度作为R&D水平的代表变量;环境规制强度借鉴董直庆等(2015)的方法,用排污费占地区生产总值之比代表;地区经济发展水平变量选用地区人均生产总值数据;外商直接投资变量使用外商直接投资实际使用额表示(谢申祥等,2012;涂正革和谌仁俊,2015)。在此,选取2000年至2012年30个省份相应变量的数据,数据来源于历年《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、Wind宏观经济数据库以及中国专利数据库。各变量的描述性统计结果如表1所示。

2. 实证结果

排污权交易试点政策本身可被看作一个准自然实验,因此,本文运用DID方法评估排污权交易对于清洁技术创新及工业二氧化硫减排的影响。回归结果见表2。

表2中,式(11)及式(12)是没有引入其他控制变量的估计结果,而式(13)及式(14)是加入其他控制变量的结果。可以发现,无论是否引入其他控制变量,排污权交易都会对清洁技术创新产生正向效应。尽管加入R&D经

费投入强度与环境规制强度变量及其平方项后,政策效应的系数变小,但排污权交易与清洁技术创新仍存在一个正向的、并且统计上显著的关系。为确保模型估计结果是稳健的,进行分年检验,使用试点前的2001年数据分别与试点后各年份数据结合形成11组数据,对每一组数据进行估计^①,结果显示,不论是否含有额外的控制变量,排污权交易对于清洁生产技术创新始终存在显著的正向影响,因此实证结果表明排污权交易有助于推进清洁技术创新。

表1 主要变量排污权交易试点前后均值

变量名称	非试点期(2000-2001)		试点期(2002-2012)	
	非试点省份	试点省份	非试点省份	试点省份
patent	0.25	0.83	1.98	5.65
SO ₂	44.62	78.98	57.73	90.1
R&D	0.83	0.89	1.15	1.61
gdpp	0.79	1.38	2.33	3.84
FDI	1 197.27	2 779.89	3 567.62	9 247.91
ER	6.01	5.55	7.11	5.40

资料来源:作者根据相关资料整理而得。

①篇幅所限,结果备索。

表2 引入排污权交易对清洁生产技术及工业二氧化硫排放的作用

解释变量	清洁生产技术专利(patent)		工业二氧化硫排放量(SO ₂)	
	(11)	(13)	(12)	(14)
period	1.716 ^{***} (7.54)	1.089 ^{***} (3.89)	-2.551(-0.40)	-1.375(-0.21)
treated	0.583 ^{**} (1.97)	0.371(0.74)	-9.511(-0.73)	-10.16(-0.78)
period treated	2.920 ^{***} (2.90)	2.669 ^{**} (2.48)	14.919(1.06)	19.245(1.37)
R&D		1.458 ^{***} (0.000)		
gdpp ²				-0.576 ^{***} (-3.16)
FDI				0.814 [*] (1.87)
ER		-0.361 ^{***} (-4.62)		-0.927 ^{**} (-2.07)
ER ²		0.006 ^{***} (2.83)		
_cons	0.25 ^{***} (3.31)	0.971 ^{**} (2.27)	63.785 ^{***} (0.000)	68.863 ^{***} (0.000)
Observations	390	390	390	390
R-squared	0.116	0.30	0.004	0.03

注:括号中为t值,*、**、***分别表示显著水平为10%、5%和1%。下同。

对于式(12)与式(14),排污权交易政策与工业二氧化硫排放量之间在引入额外变量前后均不存在显著关系。为保证估计结果具有稳健性,进行分年检验,结果显示无论是否包括其他控制变量,排污权交易对工业二氧化硫排放量的影响不显著。排污权交易政策在试点期内未能降低工业二氧化硫排放量,这与李永友和沈坤荣(2008)以及涂正革和谌仁俊(2015)得出的经验证据无法支持排污权交易具有减排效果的结论一致。

第一部分的实证结果显示,引入排污权交易政策能够推进清洁技术创新,但没能减少工业二氧化硫的排放。实证结果与理论模型结论存在差异,其原因可能是由于我国现有的市场运行机制与数理模型中的理想市场状态相比还存在差异。具体而言,我国排污权交易在实际运行中,交易双方多由政府牵头,这种政府行政介入的现象干扰了正常的市场机制。再者,现有的监管体系尚不完善,在试点省份存在着超排、偷排污染物的情况,这也削弱了排污权交易的政策效果。但另一方面,排污权交易机制对清洁技术创新的正向效应赋予了它长期减排的潜质。涂正革和谌仁俊(2015)根据DEA方法计算的结果推断排污权交易具有长期的环境红利,但并没有说明排污权交易长期环境红利实现的机理。本文认为,排污权交易制度之所以能在长时期实现减排,其原因在于扭转了生产技术进步的方向;但由于清洁技术替代传统的污染技术需要较长时间才能完成,故短期内的政策效果并不明显。

(二) 清洁技术研发补贴的门槛值估计

理论模型的另一个结论表明,对清洁技术研发给予相应的财政补贴,能够引导科研力量向清洁生产领域转移,从而提高清洁技术创新水平。如果理论模型的结论成立,那么增加财政对清洁技术研发的补贴能够引导更多的研发投入转移至清洁技术研发领域,即伴随补贴的上升,R&D投入对清洁技术创新的帮助作用会增大。为验证补贴与清洁技术创新是否存在理论模型所述的关系,并检验创新补贴对清洁技术创新是否存在门槛效应,本部分设定的实证模型如下:

$$ET_{it} = \alpha_1 R\&D_{it} \times I(\text{Subsidy}_{it} \leq \kappa_1) + \alpha_2 R\&D_{it} \times I(\kappa_1 \leq \text{Subsidy}_{it} \leq \kappa_2) + \alpha_3 R\&D_{it} \times I(\kappa_2 \leq \text{Subsidy}_{it} \leq \kappa_3) + \dots + \alpha_n R\&D_{it} \times I(\text{Subsidy}_{it} \leq \kappa_n) + \alpha_0 + \delta' x_{it} + \mu_{it} \quad (15)$$

其中, x_{it} 为一组可能会对清洁技术创新产生影响的控制变量,包括地区经济发展水平(gdpp)、外资投资水平(FDI)。Subsidy代表补贴,为门槛变量。R&D表示研究与试验发展投入, κ 是特定的门限值, $I(\cdot)$ 为指标函数, μ_{it} 为随机干扰项。

由于我国对科研创新的补贴由政府的财政科技支出承担,因此模型中补贴变量由财政科

支支出占财政总支出的比重表示,其余变量指标的选取和上一部分相同。由于相关数据可得性原因,门槛回归部分实证所使用的数据为2007-2013年的省际面板数据。

门槛值的估计主要包括两方面:一是确定门槛个数并进行相应的显著性检验;二是估计门槛值和相应的系数。依次对不存在门槛、存在一个门槛和两个门槛的设定下对模型(15)进行检验。根据Hansen(1999)提出的Bootstrap法反复抽样500次得到相应的统计检验指标,门槛自抽样检验结果见表3。结果显示单一门槛和双重门槛均非常显著,而三重门槛的效果并不显著。因此推断财政科技补贴存在两个门槛值。依据门槛值,可将财政科技补贴划分为小规模补贴($Subsidy \leq 2.913$)、中等规模补贴($2.913 < Subsidy \leq 4.101$)和大规模补贴($Subsidy > 4.101$)三种类型。

表3 门槛变量的自抽样结果

	临界值					
	F值	P值	BS次数	1%	5%	10%
单一门槛	21.568**	0.014	500	28.37	8.043	4.811
双重门槛	5.881*	0.072	500	9.84	6.571	4.380
三重门槛	2.510	0.142	500	12.80	6.107	3.566

在确定门槛值后,对模型(15)的参数进行估计,得到不同规模财政补贴下,R&D投入对清洁技术创新的影响效果,结果如表4所示。由表4可知,在小规模补贴、中等规模补贴以及大规模补贴下,R&D投入均与清洁技术创新正相关,并且都通过了显著性检验。结果显示:当地方财政科技支出占地方财政总支出之比小于2.913%时,R&D投入对于清洁技术

表4 研发投入变量参数估计结果

变量	系数估计值	t值	P值	95%置信区间
R&Da	3.48*	1.82	0.07	(-2.285, 7.24)
R&Db	8.76***	4.61	0.000	(5.009, 12.51)
R&Dc	5.79***	3.31	0.001	(2.337, 9.238)

注:R&Da、R&Db、R&Dc分别为低、中、高补贴区间的R&D支出。

技术创新的影响系数为3.48,R&D投入对清洁技术创新有明显的促进作用;当支出之比介于2.913%和4.101%之间时,R&D投入对于清洁技术创新的影响系数上升至8.76,R&D投入对清洁技术创新的促进作用进一步扩大;当支出之比超过4.101%时,R&D投入对于清洁技术创新的影响系数下降至5.79,R&D投入仍旧能推动清洁技术创新,但影响能力较先前有所回落。

在理论模型的分析中,清洁技术研发补贴的引入提高了清洁生产技术的期望收益,继而“诱导”研发投入向清洁生产部门转移,从而实现清洁技术创新。因此,研发补贴是通过转变科研投入的方向进而影响清洁技术创新的。模型(13)的估计结果显示,正因为R&D总投入中存在一定比例的清洁技术研发投入,才能令其对清洁技术创新产生正向效应,而不同规模的清洁技术补贴通过改变R&D总投入中清洁生产技术研发投入所占的比例改变了模型(15)中R&D投入对清洁技术创新的影响系数,即形成了门槛效应。

门槛效应可以理解为:在低补贴区间,存在着不受政府补贴驱使的自发从事清洁生产研究的机构、个人以及相应的研发投入;当补贴从低补贴区间增长至中等补贴区间,由于政府补贴力度扩大,在潜在收益吸引下,科研人员的研究方向往清洁生产研发方向转移,因此研发投入也相应地侧重于清洁生产研究领域。社会总研发投入中清洁生产研发投入比例上升,使总研发投入对清洁生产技术创新的影响增强;若补贴的幅度进一步扩大至高补贴区间,尽管补贴增加,但前期因收益驱使盲目转入清洁生产研究的机构和科研人员,并未能在该领域取得建树而实现收益增加,因此该部分研究力量流出清洁生产研发领域。另外,在先前阶段中取得优异科研成果的研究单位,易于在既有的高水平研究基础上获得更好的研究成果,在清洁技术研究领域形成垄断地位,进而得到补贴总额中较大的份额;而新进入清洁生产研究领域以及研究成果一般的单位,所能得到的补贴份额也就相应减少,削弱了它们继续在清洁生产部门研究的意

愿,导致这部分研究力量被挤出清洁技术研究领域。这两方面的原因造成清洁研发投入在总R&D投入中所占比例下降,最终造成高补贴区间R&D投入的影响系数下降。尽管在高补贴区间R&D投入的影响系数回落,但仍要高于低补贴区间时的影响系数,因此通过扩大清洁技术补贴,能够引导研发资源向清洁生产研究领域流动,进而提高清洁技术创新水平。

为进一步验证补贴引导清洁技术研发投入作用的区间性是否受排污权交易政策影响,在数据中剔除试点的6个省份后再次按不存在门槛、存在一个门槛和两个门槛的设定对模型(15)进行检验,检验结果如表5所示。结果显示,

表5 非试点省份门槛变量自抽样结果

	临界值					
	F值	P值	BS次数	1%	5%	10%
单一门槛	3.652	0.152	500	19.054	9.676	5.422
双重门槛	0.954	0.220	500	15.137	5.225	2.776
三重门槛	0.001	0.954	500	11.184	4.980	3.197

示,在不含排污权交易试点省份数据的情况下,补贴不存在门限效应,补贴对清洁技术研发投入引导作用的区间性消失。这表明研发补贴的引导作用及效果更依赖于排污权交易政策的实施,或者说只有将清洁技术研发补贴与排污权交易政策配套执行,才能从清洁技术的供给和需求两个方面充分发挥其政策优势,真正提高清洁生产技术创新水平。

五、结论与启示

数理模型研究表明,引入排污权交易制度能够促进清洁技术创新并降低污染物排放,对清洁技术研发提供补贴,能使研发投入向清洁生产研发领域转移,进而推进清洁技术创新。进一步的研究表明,清洁机器对污染机器替代存在滞后效应,因此减少使用污染型机器设备将会抑制产出水平。尽管如此,环境质量提升带来的福利还是会超过产出下降带来的效用损失。

实证研究表明:(1)工业二氧化硫排污权交易试点政策在观察期内提高了试点省份的清洁技术创新水平,这与数理模型结论相一致。(2)我国试点省份的排污权交易政策未能发挥减排作用,这与数理模型得出的结论并不一致。(3)清洁技术研发补贴只有与排污权交易制度相结合才能充分发挥其政策效果。(4)清洁技术研发补贴对相应的研发投入存在双门槛效应,并非越高越好。

综上,无论基于理论还是实践,排污权交易制度都能够促进清洁技术创新,但短期却未必出现减排效果,我国二氧化硫排污权交易的试点省份就证明了这一点。其中的原因可能在于清洁技术创新与长期减排效应之间存在时间上的滞后。排污权交易之所以能在长时期实现减排,其原因在于扭转了生产技术进步的方向,但由于清洁技术替代传统的污染技术需要较长时间才能完成,故短期内的政策效果可能并不明显。此外,由于我国现有的市场运行机制与数理模型中的理想市场状态相比还存在差异,排污权交易在实际运行中,交易双方大多由政府牵头,这种政府行政介入的现象干扰了正常的市场机制。

与清洁技术创新相比,减排可能需要更长的时间,但我们不能因为短期减排效果不理想而否定排污权交易政策。首先,我们必须要以长远视角审视排污权交易环境政策的减排效果。排污权交易的减排机理在于其能推动清洁生产技术水平的提高,并以此替代传统污染生产技术,通过清洁技术的扩散最终实现减排。由于生产技术转变具有长期性,减排效应自然也会慢慢出现。其次,我们要发挥排污权交易的政策效果,研发补贴政策显然是有效的激励手段。将排污权交易与清洁技术研发补贴相结合,在清洁技术创新的供给侧实施研发补贴,调动研发人员投入的积极性,规避因研发外部性所导致的清洁技术研究意愿不足;同时在清洁技术的需求侧大力推广排污权交易政策,提高生产企业对清洁技术的需求,防止因清洁技术需求匮乏导致研发成果流于形式,促进研发成果转化成为生产性的清洁技术。最后,尽管研发补贴能够促进研发投入朝清洁技术领域转移,但也应注意,并不是说补贴的力度越大政策效果就越好,补贴超过一定限度可能会产生逆向效应,反而不利于清洁技术创新。

主要参考文献:

- [1] 陈诗一. 节能减排与中国工业的双赢发展:2009-2049[J]. 经济研究, 2010, (3).
- [2] 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).
- [3] 韩超, 胡浩然. 清洁生产标准规制如何动态影响全要素生产率——剔除其他政策干扰的准自然实验分析[J]. 中国工业经济, 2015, (5).
- [4] 何枫, 祝丽云, 马栋栋, 姜维. 中国钢铁企业绿色技术效率研究[J]. 中国工业经济, 2015, (7).
- [5] 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).
- [6] 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——基于36个工业行业数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2013, (4).
- [7] 李小平, 卢现祥, 陶小琴. 环境规制强度是否影响了中国工业行业的贸易比较优势[J]. 世界经济, 2012, (4).
- [8] 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]. 管理世界, 2008, (7).
- [9] 沈能, 刘凤朝. 高强度的环境规制真能促进技术创新吗? ——基于“波特假说”的再检验[J]. 中国软科学, 2012, (4).
- [10] 涂正革, 谌仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应? [J]. 经济研究, 2015, (7).
- [11] 王惠, 王树乔, 苗壮, 李小聪. 研发投入对绿色创新效率的异质门槛效应——基于中国高技术产业的经验研究[J]. 科研管理, 2016, (2).
- [12] 谢申祥, 王孝松, 黄保亮. 经济增长、外商直接投资方式与我国的二氧化硫排放——基于2003-2009年省际面板数据的分析[J]. 世界经济研究, 2012, (4).
- [13] 张成, 陆昉, 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).
- [14] 张宇, 蒋殿春. FDI、政府监管与中国水污染——基于产业结构与技术进步分解指标的实证检验[J]. 经济学(季刊), 2014, (2).
- [15] 朱皓云, 陈旭. 我国排污权交易企业参与现状与对策研究[J]. 中国软科学, 2012, (6).
- [16] Acemoglu D. Why do new Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1998, 113(4): 1055-1089.
- [17] Acemoglu D. Directed Technical Change[J]. The Review of Economic Studies, 2002, 69(4): 781-809.
- [18] Acemoglu D., Aghion P., Bursztyn L., et al. The Environment and Directed Technical Change[J]. American Economic Review, 2012, 102(1): 131-166.
- [19] Acemoglu D., Akcigit U., Hanley D., et al. Transition to Clean Technology[R]. NBER Working Paper No. 20743, 2014.
- [20] Aghion P., Dechezleprêtre A., Hemous D., et al. Carbon Taxes, Path Dependency and Directed Technical Change: Evidence from the Auto Industry[R]. NBER Working Paper No. 18596, 2012.
- [21] Fisher-Vanden K., Jefferson G. H., Liu H. M., et al. What is Driving China's Decline in Energy Intensity? [J]. Resource and Energy Economics, 2004, 26(1): 77-97.
- [22] Fisher-Vanden K., Jefferson G. H., Ma J. K., et al. Technology Development and Energy Productivity in China[J]. Energy Economics, 2006, 28(5-6): 690-705.
- [23] Grossman G. M., Krueger A. B. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement[R]. National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper No. 3914, 1991.
- [24] Hansen B. E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [25] 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 and Management, 1995, 29(3): S43-S63.
- [26] Jeffrey C., Perkins J. D. The Association between Energy Taxation, Participation in an Emissions Trading System, and the Intensity of Carbon Dioxide Emissions in the European Union[J]. The International Journal of Accounting, 2015, 50(4): 397-417.
- [27] Jeon B. M., Sickles R. C. The Role of Environmental Factors in Growth Accounting[J]. Journal of Applied Econometrics, 2004, 19(5): 567-591.

- [28] Kneller R., Manderson E. Environmental Regulations and Innovation Activity in UK Manufacturing Industries[J]. *Resource and Energy Economics*, 2012, 34(2): 211–235.
- [29] Lee J., Veloso F. M., Hounshell D. A. Linking Induced Technological Change, and Environmental Regulation: Evidence from Patenting in the US auto Industry[J]. *Research policy*, 2011, 40(9): 1240–1252.
- [30] Mohr R. D. Technical Change, External Economies, and the Porter Hypothesis[J]. *Journal of Environmental economics and management*, 2002, 43(1): 158–168.
- [31] Nanere M., Fraser I., Quazi A., et al. Environmentally Adjusted Productivity Measurement: An Australian Case Study[J]. *Journal of Environmental Management*, 2007, 85(2): 350–362.
- [32] Porter M. America's Green Strategy[J]. *Scientific American*, 1991, 264(4): 168.
- [33] Porter M., Van der Linde C. Toward a New Conception of the Environment-competitiveness Relationship[J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97–118.
- [34] Requate T. Dynamic Incentives by Environmental Policy Instruments: A Survey[J]. *Ecological Economics*, 2005, 54(2–3): 175–195.
- [35] Romer P. M. The Origins of Endogenous Growth[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1994, 8(1): 3–22.

Do Emission Trading and Subsidies for Clean-technology R&D Improve the Level of Clean-technology Innovation? Evidence from the Pilot Provinces of Industrial SO₂ Emission Trading

Liu Haiying^{1,2}, Xie Jianzheng²

(1. Center for Quantitative Economics, Jilin University, Jilin Changchun 130012, China;

2. School of Business, Jilin University, Jilin Changchun 130012, China)

Abstract: The existing environment regulation in China places emphasis on the intervention on the enterprises as the demanders of clean-technology, but neglects the guidance of clean-technology R&D. This paper combines emission trading playing a role in enterprises with subsidies for clean-technology R&D guiding R&D directions, and constructs a theory model to explore whether the combination of these two is conducive to the improvement of clean-technology level. Then it uses the data from pilot provinces of industrial SO₂ emission trading to empirically test the theory model. It arrives at the conclusions as follows: firstly, industrial SO₂ emission trading elevates the clean-technological innovation level in pilot provinces, which is in consistent with the conclusions of the theory model; secondly, emission trading policy in pilot provinces cannot result in emissions reduction, which is out of accord with the conclusions of the theory model; thirdly, only a combination of subsidies for clean-technology R&D and emission trading can exert the policy effects fully; fourthly, the subsidies for clean-technology R&D have the double-level threshold effect on corresponding R&D input and as for subsidies, it is really not the more, the better. Therefore, in order to improve clean-technology innovation level in China, governments should pay attention to environmental regulation matching and control the subsidy strength properly.

Key words: emission trading; clean-technology R&D subsidy; technical change

(责任编辑: 喜 雯)