

DOI: 10.19361/j.er.2016.03.03

环境规制能否促进 R&D 偏向于绿色技术研发?

——基于中国工业部门的实证研究

尤济红 王 鹏*

摘要: 环境规制和 R&D 投入对实现绿色技术进步具有重要影响,但环境规制能否激励工业的 R&D 创新活动偏向于绿色技术研发尚缺乏深入研究。为此,本文采用基于 SBM 的 Global Malmquist-Luenberger (GML) 指数方法测算了 1998-2012 年中国 30 个省级层面工业部门的绿色技术进步,通过数理模型推导了环境规制对 R&D 投入向绿色技术研发偏向的促进作用,并采用动态面板的 GMM 方法进行了实证检验。研究表明:(1)总体上的 R&D 投入显著有利于工业的绿色技术进步,表明中国工业的自主创新符合新型工业化的发展要求;(2)单纯的环境规制对工业部门绿色技术进步的作用不显著,而通过引导 R&D 偏向绿色技术方向却是显著的,但是其偏向作用的有效时间只有当期和滞后 1 期,滞后 2 年的环境规制对工业研发的引导作用不显著;(3)由于环境规制存在挤占 R&D 投入的负面作用,导致整体上环境规制对工业部门绿色技术进步的正负影响相互抵消,从而表现为不显著。(4)国有产权、企业规模和对外开放均能够促进中国工业绿色技术进步,而地区工业污染排放强度不利于绿色技术水平的提高。

关键词: 环境规制;R&D 投入;绿色技术进步;工业部门

一、问题的提出

中国经历了一段较长时期的高速经济增长,创造了世界经济发展史上的一个奇迹,然而,快速增长带来的环境问题几乎与其取得的成就一样引人关注。2014 年美国皮尤研究中心(Pew Research Center)走访了全球 44 个国家的数千名民众,就“全球最大威胁”(Top global threat)问题发布了研究报告。根据皮尤研究中心的报告,受访的中国人中近三分之一认为全球最大威胁来自环境污染^①。如何实现经济与环境的协调发展是当前中国经济增长

* 尤济红,暨南大学经济学院,邮政编码:510632,电子信箱:youth1989@163.com;王鹏,暨南大学经济学院,邮政编码:510632,电子信箱:jnuwp@163.com。

本文是第二届“中国经济增长与发展博士论坛”优秀论文,感谢论坛点评专家提出的修改建议。感谢广东省哲学社会科学规划项目“高新技术产业空间集聚与区域技术创新效率的互动机理及实证研究”(项目编号:GD15XYJ27)、广东省科技计划项目“经济新常态下广东省科技服务业发展政策支撑体系研究”(项目编号:2015A030401044)、广东省人文社会科学重点研究基地与经纬粤港澳经济研究中心科研项目“粤台高科技产业合作模式及其影响因素研究”(项目编号:37714001004)、广州市技术创新与经济转型重点研究基地课题“广州市科技服务业支撑创新驱动发展的路径及政策研究”(项目编号:2016GZJD06)的资助。

① 参见美国 Pew Research Center 官方网站(<http://www.pewglobal.org/2014/10/16/greatest-dangers-in-the-world/>)。

面临的重大问题。工业是国民经济中资源消耗和污染物排放最多的领域,要实现经济转型发展,工业首先必须转型升级,走节能减排和生态保护的绿色发展道路。尤其是中国作为一个发展中的大国,拥有相对完整的工业生产体系,不可避免地要发展资源环境密集型的产业,更需要以绿色技术进步作为今后可持续发展的主要动力(景维民、张璐,2014)。而且在全球范围的环境问题应对中,绿色技术进步已经成为世界各国环境治理效果的重要体现,中国也正在与美国、德国和日本等发达国家争相成为绿色技术发展的主导者(Schreurs,2012)。

为了协调经济增长与环境污染问题,中国从20世纪90年代中期开始便实施了一系列环境规制政策,进而有许多学者开始讨论中国的环境规制对工业发展的影响。如张成等(2011)采用中国工业层面的数据,研究发现环境规制强度与工业生产技术进步之间呈“U型”的非线性关系。张中元和赵国庆(2012)的研究成果则认为,环境规制对技术进步会因不同的厂商所有权性质而产生不同的影响。由于绿色技术发展反映的不仅是生产技术进步,而且是在技术进步的同时需要减少污染物的排放,因而更容易受到环境规制的影响。如景维民和张璐(2014)在测算工业技术进步时考虑了排污水平,重新计算得到的绿色工业技术进步仍然支持了显著的“U型”关系。以上研究均通过实证方法表明环境规制对中国工业的绿色技术进步具有明显影响,但这些文献并没有详细分析其影响的作用机制,因此有待进一步探讨。

由于工业生产中总是伴有相应的污染排放物产生,当政府对其施加环境管制时,厂商在技术研发过程中便会对该技术产生的污染进行控制,以尽可能地降低环境代价,使技术进步逐渐偏向清洁型技术(Requate and Unold,2003)。许多学者也指出,厂商的生产技术分为绿色的清洁型技术和非绿色的污染型技术,在存在环境规制的引导下,技术进步不再只是单纯的技术水平提高,而是具有一定的偏向性。如Requate(2005)放松了外生技术的假定,将技术进步内生,并考察了不同的环境规制工具如何通过影响R&D部门的研发行为,进而导致不同的技术进步。Krysiak(2011)通过结合环境规制引导的技术需求和技术供给,构建了一个包含生产部门和R&D部门的两部门模型,分析了污染税、环境标准和市场排污许可证三种规制方式下的技术需求和研发均衡,发现在不同的环境规制强度下,由于生产部门对清洁技术和污染技术的需求不同,出于利益最大化的考虑,R&D部门往往会偏向于不同的技术研发,从而导致技术进步具有偏向性。Acemoglu等(2012)考察了环境税和研发补贴对技术进步偏向的影响,在生产部门和R&D部门的两部门模型中也得到了类似的研究结果。景维民和张璐(2014)则研究了环境规制和对外开放两个因素对中国工业绿色技术进步的影响,虽然在其研究结论中,R&D投入显著促进了绿色技术进步,但并未揭示R&D的偏向性是否是因为环境规制的引导作用。

由于绿色技术进步关注技术发展和污染排放,很可能同时受到环境规制和R&D投入的影响,从以上文献梳理中可以发现,相关的国内外研究也证实了这种理论存在的可能性。但是,现有文献在分析中均只是简单回答了环境规制或者R&D投入是否有利于绿色技术进步,而没有更深入地探讨其作用渠道和机制。另一方面,如果环境规制确实对绿色技术有显著的正向作用,那么就存在一个隐含逻辑,即环境规制能够引导有利于技术进步的各种因素偏向“绿色”方向,这样随着环境规制的加强,越来越多的资源将会被投入到绿色技术研发,从而带来绿色技术的更快发展。此外,作为主要创新源泉的R&D投入已经被众多研究证实是产生新技术进而实现技术进步的重要渠道(吴延兵,2008a;Hu et al.,2005),如果R&D投入对绿色技术进步的作用主要是市场自发的,而较少受到环境规制的影响,那么环境规制的作用将会大大低于预期,甚至需要重新审视环境规制对工业发展的影响。因此,相比以往的研究单单侧重于探讨环境规制或R&D投入对中国工业绿色技术进步是否具有显著影响来

说,更为重要的一个理论问题是,环境规制的加入能否合理引导厂商的 R&D 更加偏向于绿色技术研发?换句话说,R&D 投入对绿色技术的边际作用是否会受到环境规制的影响?本文将试图对这一问题作出进一步探讨。

二、理论模型

为了深入分析环境规制对工业 R&D 的绿色技术研发偏向影响,本文借鉴 Krysiak (2011)的分析框架,建立一个包含生产部门和 R&D 部门的两部门模型,来研究环境规制作用下的工业 R&D 投入对绿色技术研发的偏向影响。在该框架下,环境规制由一个外生的政府提出,生产部门必须在规制内进行技术投资和生产,而新技术是由 R&D 部门研发产生并出售给生产部门。因此,在政府环境规制下,催生了生产部门对绿色技术的需求,R&D 部门为了满足生产部门的需求而进行研发投资,最终形成环境规制对 R&D 投入的偏向性影响。

(一)生产部门

本文考虑一个固定数量为 n 的同质生产厂商,产品和要素市场均为竞争性市场。厂商在生产过程中会排放污染物,并受到政府环境规制的影响。厂商可以在技术市场上选择“清洁型”(clean)技术和“污染型”(dirty)技术,这两种技术的主要区别在于单位产品的排污水平、生产效率和支付价格。环境规制表示为政府对厂商污染排放的惩罚性约束,厂商的污染排放越多,在环境规制下其必须投入的治污成本也越高。因此,假设厂商对单位污染排放量进行治理的投资强度为 λ (λ 的大小反映了环境规制的强度)。厂商分别采用“清洁型”技术和“污染型”技术的排污强度为 e_c 和 e_d ,且存在 $e_c < e_d$,则总排污水平表示为 $e_i q$,其中 i 分别表示为清洁技术 c 和污染技术 d 。此外,两种技术的生产效率也存在差异,表示为 A_i 。另外,采用技术 i 需要支付的价格为 g_i ,为了简化分析,假定厂商的其他生产成本为固定不变的 f 。从而代表性厂商采用技术 i 进行生产的利润函数可以表示为:

$$\Pi^p = A_i(P - \lambda e_i)q - g_i - f \quad (1)$$

(1)式中: P 为竞争性市场中产出的价格水平,对单个厂商来说,该价格为外生给定,可以将其设为 1。

(二)R&D 部门

生产部门所采用的“清洁型”技术和“污染型”技术均由 R&D 部门研发和提供。当研发成功一种新技术时,R&D 部门可以将其出售给生产部门以获取利润。技术 i 的生产效率 A_i 取决于周期 t 内通过研发努力和已有技术外溢效应实现的技术进步 $A'_{i,t}$,表示为 $A'_{i,t} = A'_{i,t-1}(1+E_{i,t})(1+\mu)$, $E_{i,t} \in [0,1]$ 表示 R&D 部门的研发努力程度, μ 为技术外溢系数,前期技术水平越高,技术外溢强度越大,通过 R&D 部门努力获得的技术进步程度也越大。

为分析的简易起见,本文假设一项技术的发展需要研发成本 $c_i^{RD}(E_{i,t})$,R&D 部门研发的成本函数为 $c_i^{RD}(E_{i,t}) = \eta E_{i,t}^2$ ($\eta > 0$),即随着技术水平的提高,为了研发相同的技术进步水平而需要付出的成本是递增的。同时,假设一个 R&D 部门总是将他们的技术研发成果立即专利化,这样就不至于进行重复性研究。由于新技术的专利化不存在时间滞后,一项新技术研发成功后,R&D 部门就以价格 g_i 将其出售给生产部门厂商。进一步地,为了分析研发部门的决策行为,假定新技术的价格与其带来的生产率密切相关,表示为 $g_{i,t} = \gamma A_{i,t}$,其中, γ 表示新技术价格水平与其能带来的生产率之间的系数,该技术的生产效率越高,购买该技术的价格也就越昂贵。从而,得到研发部门的利润表达式为:

$$\Pi^{RD} = \gamma A_{i,t-1}(1+E_{i,t})(1+\mu)d_i(g_i, A_i) - \eta E_{i,t}^2 \quad (2)$$

(2)式中: $d_i(g_i, A_i)$ 表示生产部门对该技术的需求。

(三) 环境规制下的均衡分析

在政府强制的环境规制条件下,厂商对两种技术的选择遵从利润最大化原则。令厂商分别选择清洁技术和污染技术进行生产所获得的期望利润之差大于零,同时,假定代表性厂商不存在规模变动,可以将其产量标准化为1,从而得到:

$$\lambda > \frac{(1-\gamma)(A_d - A_c)}{A_d e_d - A_c e_c} \quad (3)$$

(3)式即为环境规制约束下生产部门对清洁型技术的需求条件。可见,生产部门是否采用清洁型技术取决于厂商治污投入强度(即环境规制强度)、两种技术的减排水平以及生产率差异。在生产部门对两种技术的不同需求情况下,R&D部门给生产部门提供研发技术,并根据自身的利润最大化条件来决定进行何种技术的研发。

通过 R&D 部门的利润表达式(2)可以得到其最优努力程度为 $E_{i,t}^* = A_{i,t-1}(1+\mu)d_i(g_i, A_i)/2\eta$,可见,研发部门对新技术研发的努力程度与已有技术水平、技术外溢程度、市场需求呈正比,而与研发成本系数成反比。由于当条件(3)成立时,生产部门采用清洁型技术的期望收益大于采用污染型技术的期望收益,从而市场中的 n 个生产部门都会采用清洁型技术,即得到该条件下生产部门对 R&D 部门的清洁型技术需求为 $d_c = n$,反之则需求为零,R&D 部门将全部投入“污染型”技术研发。这样由于不同的治污投入强度,使得 R&D 部门获得最大化利润时进行清洁型技术研发的努力程度有所不同。具体来说,当政府制定的环境规制强度较弱时,生产部门倾向于采用污染型技术,从而对清洁型技术的需求为零,R&D 部门对清洁型技术的研发投入也为零。随着环境规制强度的提高,清洁型技术对生产厂商的吸引力越来越大,以至于最后生产厂商都会选择清洁型技术,即 R&D 部门的研发投入会随着环境规制强度的增加而向清洁型的绿色技术转移。

(四) 对模型假定的进一步扩展

在前面理论模型的基础上,可以对模型假设进一步扩展,即假定市场中存在很多的异质性产业,产业间是不可替代的,但产业内部的各个厂商之间是无差异的。假定总的产业种类为 m ,这些差异化产业在生产部门和 R&D 部门的利润参数存在差异,由于这些产业的污染密集度不同,因而其清洁型技术的排污能力也是不同的。根据这些假定,可以发现在环境规制下,市场中的 m 种 R&D 部门由于不同产业对清洁型技术的需求差异,而呈现出不同的研发门槛。当假定这些差异是连续存在时,可以将公式(3)的结果进行扩展。

图1给出了随着环境规制强度的变化,R&D部门逐渐被引导到进行清洁型技术研发的过程。

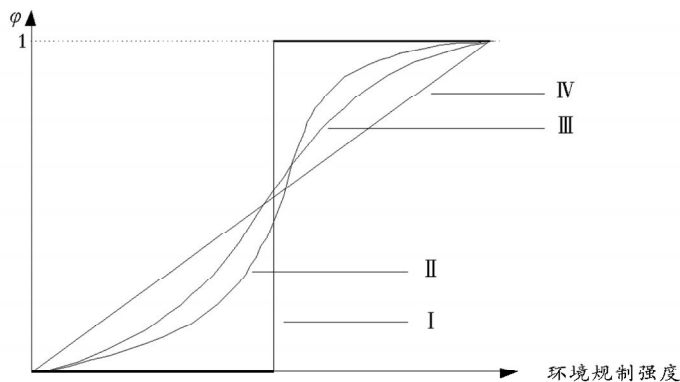


图1 环境规制与 R&D 的绿色技术偏向效应

环境规制与 R&D 的绿色偏向效应路径为曲线 I, 而扩展后的情形表示为曲线 II、III 和 IV。其中, φ 表示 R&D 部门对清洁型技术的研发强度, 曲线 IV 表示产业间的异质性平均分布时的极端路径。可以看到, 随着技术多样及不同厂商的技术需求和 R&D 的研发差异, 环境规制对 R&D 投入的偏向影响越来越平滑。R&D 部门的研发会随着环境规制强度的增加而向绿色清洁型技术转型, 即厂商的 R&D 投入对绿色技术进步的边际影响受到环境规制的促进作用。

三、实证模型、方法和数据

(一) 模型设计

上述理论分析的结果表明, R&D 投入是技术进步的直接来源, 环境规制通过分离出技术研发中的清洁型技术从而引导 R&D 偏向于绿色技术研发。在此基础上, 本文接下来通过构建实证模型来检验环境规制促进 R&D 偏向于绿色技术研发的理论命题。由于 R&D 投入和环境规制均会影响绿色技术水平, 本文首先构建如下基本模型:

$$TECH_{it} = \alpha_{it} + \rho RD_{it} + \beta_1 ER_{it} + \sum_j \beta_j X_{it} + \theta_i + \theta_t + \zeta_{it} \quad (4)$$

(4) 式中: i 、 t 分别表示地区和时间, 被解释变量 $TECH_{it}$ 即为绿色技术水平, 解释变量为 R&D 投入 (RD_{it}) 和环境规制强度 (ER_{it}), X_{it} 为其他控制变量, α_{it} 为截距项, ρ 和 β 分别为变量的回归系数, θ_i 和 θ_t 分别为地区固定效应和时间固定效应, ζ_{it} 为随机误差项。

对于工业部门来说, 如果环境规制可以改变 R&D 投入对技术进步的偏向作用, 那么变量 RD_{it} 对绿色技术进步的边际作用会随着环境规制强度的变化而有所不同, 即有 $\pi_{it} = f(ER_{it})$, 则可以引入它们的交叉项来检验这个命题 (张中元、赵国庆, 2012)。考虑到环境规制发生作用可能具有一定的滞后性, 本文将其设定为滞后 2 期来进行研究, 即:

$$\rho = \nu_0 + \nu_1 ER_{it} + \nu_2 ER_{it-1} + \nu_3 ER_{it-2} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(5) 式中: ν_1 、 ν_2 和 ν_3 分别是考察当期及其滞后期的环境规制强度影响工业 R&D 投入对绿色技术进步的边际作用, ε_{it} 为随机扰动项。如果 ν_1 、 ν_2 和 ν_3 的符号为正, 则说明环境规制能够引导工业 R&D 投入到绿色的技术研发过程, 提高其对绿色技术进步的促进作用。将式 (5) 代入式 (4) 中可以得到本文的实证模型:

$$TECH_{it} = \alpha_{it} + \phi_1 RD_{it} + \phi_2 RD_{it} ER_{it} + \phi_3 RD_{it} ER_{it-1} + \phi_4 RD_{it} ER_{it-2} + \beta_1 ER_{it} + \sum_j \beta_j X_{it} + \theta_i + \theta_t + \omega_{it} \quad (6)$$

(二) 绿色技术进步的测算

对于绿色技术进步的测算, 本文采用基于松弛的方向性距离函数 (slacks-based measure, SBM) 的 Global Malmquist-Luenberger (GML) 生产率增长指数的方法, 并从中分解出技术进步部分。与传统的 Malmquist (M) 指数和 Malmquist-Luenberger (ML) 生产率指数相比, 基于 SBM 的 Global Malmquist-Luenberger 指数方法是将方向性距离函数和 ML 指数相结合构建的一种全局 ML 方法, 不仅能很好地处理非期望产出问题, 从而测算到绿色生产率指数; 而且其基于全局生产技术集而构建的生产技术前沿面, 能有效避免线性规划无解的缺陷, 使各决策单元和各时期之间都具有可比性。同时, 采用连续生产前沿面可以避免出现“技术倒退”的现象 (王兆华、丰超, 2015)。

给出一个生产可能性集 $P'(x') = \{(y', b') : x' \text{ 生产 } (y', b')\}$, 其中 $x \in R_+^N$ 表示有 N 种非负的投入要素。为了使各决策单元的技术变化具有可比性, 本文借鉴 Oh (2010) 定义的全局技术集 $P^G(x) = P^1(x^1) \cup P^2(x^2) \cup \dots \cup P^T(x^T)$, 在该生产技术参考前沿面下计算全局技术进步水

平。利用基于松弛的方向性距离函数(SBM),可以用 $D^t(x^t, y^t, b^t)$ 和 $D^G(x^t, y^t, b^t)$ 表示基于非径向、非角度测度方法构建的当期和全局方向的距离函数(Tone, 2001)。其中, x^t 、 y^t 和 b^t 分别为第 t 期的投入要素、期望产出和非期望产出向量,则 Global Malmquist-Luenberger 生产率增长指数可以推导并表示为:

$$GML^{t,t+1}(x^t, y^t, b^t; x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) = \frac{1+D^G(x^t, y^t, b^t)}{1+D^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} = \frac{1+D^t(x^t, y^t, b^t)}{1+D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \times \left[\frac{(1+D^G(x^t, y^t, b^t))/(1+D^t(x^t, y^t, b^t))}{(1+D^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}))/ (1+D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}))} \right] = EC^{t,t+1} \times TECH^{t,t+1} \quad (7)$$

(7)式中: $EC^{t,t+1}$ 和 $TECH^{t,t+1}$ 分别为决策单元从 t 期到 $t+1$ 期的技术效率变化和技术进步。 $TECH^{t,t+1}$ 表示在期望产出尽可能多、非期望产出尽可能少的方向上,各决策单元向全局技术前沿的追赶幅度,其值大于 1,表示本期相对于上一期的技术水平提高了,反之则是降低。

(三) 变量与数据处理

在测算绿色技术进步的过程中,由于没有考虑中间投入,因而本文采用的期望产出为各地区规模以上工业增加值,非期望产出为各地区的工业 SO_2 、工业化学需氧量(COD)和工业烟(粉)尘排放,投入变量为劳动和资本,分别用规模以上工业企业从业人员年平均人数和规模以上工业固定资产存量来表示^①。其中,对于资本存量的测算,本文主要参考了单豪杰和师博(2008)的方法,用永续盘存法进行估算,基本公式为 $K_{it} = I_{it} + (1-\delta)K_{it-1}$,基期资本存量用固定资产净值表示,当期新增资本 I 表示为本期固定资产原值减去上期固定资产原值,并用固定资产投资价格指数按照设定的折旧率折算到基期(1998年)的价格水平。同时,产出数据也折算到 1998 年为基期的价格水平^②。

环境规制变量表征的是一个地区对当地环境管制的强度,与前面的理论模型一致,并参考了张成等(2011)、余长林和高宏建(2015)等的度量方法,本文用各地区工业污染治理项目本年完成投资占规模以上工业企业的主营业务成本和主营业务收入的比例来表示一个地区的环境规制强度,分别记为 $ER1$ 和 $ER2$ 。其中 $ER1$ 为模型回归使用的变量, $ER2$ 作为稳健检验变量。然而,该指标反映的是工业部门面临环境规制而进行的污染治理投资强度,其可能通过治污技术的维护和改进而直接影响绿色技术水平,导致不能完全反映环境规制的作用,并且容易受到企业对待环境问题的主观态度的影响而导致度量误差。因此,本文用地方政府环保支出占一般预算支出的比重来构建一个新的环境规制代理变量,作为进一步的稳健性检验,记为环境规制变量 $ER3$,该指标反映地方政府治理环境问题的直接努力程度,能够较好地衡量一个地区的环境规制强度^③。

在考察 R&D 投入对绿色技术进步的影响时,由于 R&D 投入的作用不仅表现在当期,而且对其后的若干期都有重要影响,因此用 R&D 存量比用流量数据更能体现 R&D 投入的长

①1998 年很多地区的劳动数据缺失,本文用规模以上工业企业增加值/规模以上工业企业全员劳动生产率进行估算;湖北、海南和甘肃的数据仍然缺失,本文就用 1997 年和 1999 年的数据进行插值估计。

②本文采用各地区工业品出厂价格指数进行产出折算。其中,广西缺乏 1999-2001 年的价格指数,本文用全国平均数据替代;内蒙古、辽宁和山东缺乏 2010 年的规模以上工业增加值数据,本文采用 1998-2009 年工业增加值/规模以上总产值的比重平均值得到一个比率,然后再用 2010 年的总产值乘以该比率得到估计的增加值。另外,2011 年和 2012 年中国大部分地区缺失规模以上工业增加值,本文采用不变价的增长指数进行估算。

③由于我国在 2007 年财政收支改革后才将环保支出单独列出,因而 $ER3$ 的数据序列只有 2007-2012 年。

期作用(万伦来、朱琴,2013)。本文采用永续盘存法测算省际工业 R&D 存量数据^①,即 $K_{it}^{RD} = I_{it}^{RD} + (1-\delta)K_{i,t-1}^{RD}$, K_{it}^{RD} 、 I_{it}^{RD} 、 $K_{i,t-1}^{RD}$ 和 δ 分别表示 R&D 部门当期资本存量、当期 R&D 支出、上期资本存量和折旧率, i 、 t 分别表示省级区域和时间。

具体测算中,首先需要对当期 R&D 支出进行价格平减,与大部分研究类似(朱平芳、徐伟民,2003;程惠芳、陆嘉俊,2014),本文假定工业 R&D 支出中,45%用于劳务支出,55%用于资本品的支出,那么得到 R&D 支出折算的价格指数为消费者价格指数和固定资产投资价格指数的加权平均,而其权重分别为 0.45 和 0.55。对于基期(1998 年)存量的确定,本文假设 1998 年以前所有时期的 R&D 支出的平均增长率为 g ,则基期的 R&D 存量可以表示为 $K_{it}^{RD} = I_{it}^{RD} (1+g)/(g+\delta)$,这里,假定过去所有时期中 R&D 支出的平均年增长率为 5%,同时假定折旧率为 15%(吴延兵,2008b),那么可以估算出中国省际工业基期 R&D 存量^②。最后,将各地区的工业 R&D 存量与规模以上工业固定资本存量的比例作为地区工业的研发强度变量。

除了上述核心解释变量外,还需要考虑一些对绿色技术进步具有重要影响的其他因素,接下来分析模型中应该加入哪些控制变量。(1)早在 20 世纪 40 年代,著名的熊彼特创新理论就认为市场竞争对创新具有重要影响,由于 R&D 活动需要大量的资金投入,只有利润较高、市场垄断能力较强的企业才能进行连续的创新投入,从而具有更强大的创新能力。一般来说,企业规模越大,其盈利能力和市场地位也就越高,因此首先要考虑企业规模(*SIZE*)变量。(2)鉴于中国的实际情况,从事 R&D 活动的工业企业中有相当比例的企业属于国有或者集体所有制企业,因此不能忽略产权结构(*PROP*)对技术创新的影响(聂辉华等,2008)。即便是处于同样的市场环境中,国有企业和非国有企业因产权关系和所属行业差异也会导致不一样的激励机制和市场行为,相关学者对国内企业创新的研究也都考虑了这个因素(吴延兵,2008b)。(3)改革开放以来,中国经济取得持续地增长,一个重要因素是对外开放引致的外资大量进入和国际贸易快速发展。通过吸引外商直接投资,一方面可以在短期内弥补国内资金不足的投资缺口,另一方面,外商直接投资带来的技术溢出对内资企业的长期影响更为突出。国际贸易的发展,也扩大了中国本土企业的市场需求,并通过贸易壁垒的逆向倒逼机制提高了中国企业的绿色技术水平。因此,本文研究中不可忽视的外部因素就是外商直接投资(*FDI*)和对外贸易(*TRADE*)。(4)在将各地区工业污染治理的努力程度或者政府环保支出比重作为环境规制的代理变量中,地区工业污染排放强度(*PI*)必须加以控制,因为一个地区工业污染治理支出较高也可能正是因为其环境规制强度较低,污染排放严重而不得已为之,这就容易导致环境规制度量严重误差,因此对地区工业污染密集程度的控制是不可缺少的(张成等,2011)。(5)相较于劳动密集型工业,资本密集型工业更加重视和需要新技术,因此,地区工业结构(k)的异质性也是影响工业技术进步的一个重要因素。

基于以上分析,本文实证模型中考虑了 6 个控制变量,分别定义如下:(1)企业规模(*SIZE*)用规模以上工业平均产值表示,即规模以上工业总产值/规模以上工业企业数;(2)产权结构(*PROP*)用规模以上工业总产值中国有及国有控股工业企业所占的比例表示;(3)外商直接投资(*FDI*)用当年 FDI 占 GDP 的比重表示,其中,FDI 数据用当年平均汇率进行了

①为了保持数据口径的一致性,本文所测算的工业 R&D 是大中型工业企业的研发投入,由于中国各省份的大中型工业企业 R&D 投入都占到了整个工业的 80%以上,因此可以代表整个工业部门的研发水平。

②2011 年和 2012 年缺乏大部分省份的相应数据,但是有规模以上工业企业 R&D 经费内部支出数据,为了保持统计口径的一致,本文采用 2009 年各地区大中型工业企业 R&D 内部支出占规模以上工业企业 R&D 内部支出的比例进行估算。

相应折算;(4)对外贸易(TRADE)用地区进出口总额与GDP的比重表示;(5)地区工业污染排放强度(PI)用工业 SO_2 排放量与规模以上工业增加值之比表示;(6)地区工业结构(k)用规模以上工业劳均资本存量表示,即固定资本存量/从业人员数。涉及到有价格的变量均折算到1998年为基期的价格水平,同时为了使数据在时间上更加平稳,本文均取了对数。以上数据主要来源于1998–2013年的《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、《中国工业统计年鉴》、《中国地区经济监测报告》和各地区历年统计年鉴等。

(四) 内生性讨论

本文考察的R&D投入和环境规制对绿色技术进步的影响可能存在内生性,从而导致不一致的估计,其原因主要有两个:(1)联立方程内生性:在将R&D投入与环境规制强度作为解释变量时,由于绿色技术水平高的地区更重视新技术的研发和环境治理,从而被解释变量反过来对解释变量会产生影响,导致解释变量出现非外生给定现象。这种相互影响带来的联立方程内生性可以通过将解释变量用其滞后变量替代的方法予以消除,由于滞后的解释变量已经发生,被解释变量不能对其产生影响,因而内生性得到纠正。所以本文的解决方法就是将模型(8)中关于 RD 和 ER 的变量全部滞后1期^①。(2)遗漏变量内生性:即使尽可能全面地考虑相关的控制变量,但由于存在很多无法定量衡量的影响因素,比如地区R&D投入的质量差异、企业家精神等,而这些遗漏变量在随机误差项里的影响因素可能与地区的R&D投入情况相关,从而导致本文的核心解释变量成为内生变量。但是要全面找到这些遗漏因素的代理变量或内生变量的工具变量十分困难,解决这个问题的思路是将被解释变量的滞后1期加入解释变量中,因为如果这些遗漏因素在短期内不会改变,那么其进入滞后1期的被解释变量里后,可以避免遗漏内生性的问题。(3)其他控制变量也可能存在类似的内生性问题,但在本文模型中不做考虑,将它们均视为外生变量。

通过上述分析,可以将模型(6)改写为动态的面板数据模型:

$$TECH_{it} = \alpha_{it} + \phi_0 TECH_{i,t-1} + \phi_1 RD_{i,t-1} + \phi_2 RD_{i,t-1} ER_{i,t-1} + \phi_3 RD_{i,t-1} ER_{i,t-2} + \phi_4 RD_{i,t-1} ER_{i,t-3} + \beta_1 ER_{i,t-1} + \sum_j \beta_j X_{it} + \theta_i + \theta_t + \mu_{it} \quad (8)$$

对(8)式的实证估计本文采用适合于动态面板数据的两步系统GMM方法。其优点在于:(1)对于存在非时变的遗漏变量问题,由于取差分后予以消除,该估计将不再是有偏的。(2)在估计模型的右边存在内生变量时,使用工具变量会使相关系数的估计保持一致。(3)存在测量误差的情况下,使用工具变量也会得到一致性的估计结果。因此,该方法能够有效地解决测量误差、非时变的遗漏变量和解释变量的内生性问题(Bond et al., 2001; 李锴、齐绍洲, 2011)。

四、实证结果及分析

(一) 变量的统计特征

各个变量的描述性统计结果如表1所示。本文采用的样本量为中国30个省市(自治区)1998–2012年的数据(西藏缺失大量数据,未包括在内),共计450个观测值。从变量的统计特征可以看出,中国工业的绿色技术水平总体较低,均值只有0.375,可提升的空间很大。从各变量的标准差看,省份间的工业绿色技术水平、R&D投入和环境规制强度都存在

^①由于R&D投入与环境规制的作用存在一定的时间滞后,因此用其滞后值来表示当期的作用更加合理,类似的做法还有张成等(2011)。作为稳健性检验的 $ER3$ 由于时间序列较短,并且该指标直接反映了当年政府治理环境的力度,因此没有做滞后处理。

较大差距,其他控制变量变化范围也比较明显,表明中国省份间通过相关因素的调整来改善工业绿色技术水平的潜力很大。

表 1 变量的统计性描述

变量	观测数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>TECH</i>	450	0.375387	0.337339	0.193068	0.082605	0.935954
<i>RD</i>	450	4.679992	3.692988	3.354272	0.393330	26.07694
<i>ER1</i>	450	0.251289	0.213237	0.201558	0.008170	1.280369
<i>PROP</i>	450	49.68552	51.24961	21.31519	6.83401	99.00001
<i>SIZE</i>	450	9 802.685	8 098.772	6 640.876	1 076.361	42 833.44
<i>TRADE</i>	450	31.76609	12.42943	40.14957	3.163210	177.7837
<i>k</i>	450	13.41192	11.43471	7.512512	3.854400	48.77074
<i>PI</i>	450	3.991255	2.769442	4.015513	0.215635	31.09875
<i>FDI</i>	450	2.806358	1.925246	2.598538	0.067286	14.64669

(二) 实证结果与分析

由于中国各省之间的经济关联和工业结构的时间惯性,本文的面板数据很可能存在共线性、异方差和自相关等问题,因此,在进行实证回归前,首先需要对样本进行基本检验。多重共线性检验得到的平均方差膨胀因子(*vif*)平均值为 9.7,除了交互项和平方项外,各个变量的最大 *vif* 值均不超过 10,因此模型的多重共线性问题并不明显。面板数据的 Wooldridge 组内自相关检验 *F* 值为 24.315, Pesaran 组间截面相关检验值为 35.924, Modified Wald 组间异方差检验值为 63.75, *p* 值都为 0.000,均显著拒绝原假设。因此,本文对面板数据的基本估计时,分别采用 Driscoll-Kraay 标准误估计法和可行的广义最小二乘法(FGLS)对固定效应模型和随机效应模型进行稳健型估计,以纠正实证估计中的残差异方差和自相关问题^①。回归结果见表 2 中的 RE 和 FE。

表 2 回归估计结果

	RE	FE	GMM(1)	GMM(2)	GMM(3)	GMM(4)	GMM(5)
$\ln TEC(-1)$			0.234 *** (0.0212)	0.278 *** (0.0219)	0.246 *** (0.0216)	0.232 *** (0.0199)	0.224 *** (0.0352)
$\ln RD$	0.0182 (0.0263)	0.405 *** (0.0361)	0.170 *** (0.0338)	0.194 *** (0.0178)	0.203 *** (0.0263)	0.181 *** (0.0394)	-0.200 *** (0.0359)
$\ln RD \times \ln ER$	0.0258 ** (0.0101)	0.0420 ** (0.0195)	0.0410 *** (0.0116)	0.0613 *** (0.0093)	0.0345 ** (0.0149)	0.0417 *** (0.0142)	0.0310 *** (0.0113)
$\ln RD \times \ln ER(-1)$	0.00592 (0.0067)	0.0165 *** (0.0060)	0.0274 *** (0.00578)		0.0348 *** (0.0064)	0.0250 *** (0.0050)	0.0155 *** (0.00503)
$\ln RD \times \ln ER(-2)$	-0.00670 (0.0063)	-0.00960 (0.0117)	-0.00977 (0.00759)			-0.00794 (0.0076)	0.00655 (0.00519)
$\ln ER$	-0.0593 *** (0.0155)	-0.0892 *** (0.0318)	-0.0455 * (0.0245)	-0.0339 ** (0.0154)	-0.0103 (0.0178)	-0.0430 (0.0276)	-0.274 *** (0.0429)
$\text{sqln} ER$	-0.00949 ** (0.0038)	-0.00753 (0.0110)	-0.00535 (0.0072)	-0.00135 (0.0045)	0.00153 (0.0057)	-0.00453 (0.0074)	0.0216 (0.00635)
$\ln PROP$	-0.0267 (0.0286)	-0.0630 (0.0384)	0.0761 *** (0.0230)	0.111 *** (0.0193)	0.0937 *** (0.0362)	0.0791 *** (0.0227)	0.0567 (0.0699)
$\ln SIZE$	0.0406 ** (0.0159)	0.225 *** (0.0281)	0.150 *** (0.0389)	0.154 (0.0258)	0.145 *** (0.0336)	0.147 *** (0.0355)	0.298 *** (0.0334)
$\ln TRADE$	0.0690 *** (0.0196)	0.166 *** (0.0591)	0.272 *** (0.0258)	0.266 *** (0.0147)	0.279 *** (0.0223)	0.271 *** (0.0238)	0.109 ** (0.0471)

^①由于随机效应的 Breusch-Pagan 的 LM 检验值为 674.11,强烈拒绝混合最小二乘估计,因此本文没有报告混合数据的普通最小二乘法(OLS)估计结果。

续表 2

回归估计结果

	RE	FE	GMM(1)	GMM(2)	GMM(3)	GMM(4)	GMM(5)
$\ln k$	-0.0132 (0.0176)	0.170 *** (0.0361)	-0.0471 (0.0326)	-0.0338 (0.0274)	-0.0303 (0.0271)	-0.0454 (0.0316)	-0.0343 (0.0391)
$\ln PI$	-0.0934 *** (0.0171)	-0.0986 (0.0623)	-0.0778 ** (0.0378)	-0.0581 ** (0.0272)	-0.0659 ** (0.0333)	-0.0776 ** (0.0345)	0.0855 (0.0528)
$\ln FDI$	-0.0109 (0.0102)	0.0126 (0.0109)	0.112 *** (0.0109)	0.109 *** (0.0110)	0.109 *** (0.00869)	0.112 *** (0.0102)	0.0658 *** (0.0228)
$\ln year$	161.6 *** (15.20)		81.38 *** (15.26)	79.54 *** (11.25)	86.26 *** (14.50)	83.41 *** (15.75)	10.48 (23.66)
Constant	-1.230 *** (115.6)	-4.184 *** (0.260)	-622.0 *** (115.8)	-608.2 *** (85.39)	-659.2 *** (110.1)	-637.4 *** (119.6)	-82.93 (179.8)
Obs	360	360	360	420	390	360	120
$F/Wald$ Stat	544.37	361.37	14178.84	62180.37	475412.53	48377.57	19219.66
Sargan			28.3565 [1.0000]	28.5188 [1.000]	28.29332 [1.0000]	28.03637 [1.0000]	20.72767 [0.9928]
AR1			-3.1343 [0.0017]	-3.076 [0.0021]	-3.0935 [0.0020]	-3.1566 [0.0016]	-2.8195 [0.0048]
AR2			-1.0569 [0.2906]	-1.2379 [0.2157]	-0.90466 [0.3656]	-1.0638 [0.2874]	0.8622 [0.3886]

注:小括号中为变量估计系数的标准差,***、**和*分别表示 $p<0.01$ 、 $p<0.05$ 和 $p<0.1$,中括号中的数值为估计系数的 p 值。GMM(4)和GMM(5)中的环境规制变量分别为 $ER2$ 和 $ER3$,其中, $ER2$ 为各地区工业污染治理项目本年完成投资占规模以上工业企业主营业务收入的百分比, $ER3$ 为地方政府环保支出占一般公共预算支出的比重。

各个省份之间的个体特征与解释变量之间具有一定的相关性,Hausman 检验值为47.87,显示采用固定效应模型相对更优。模型FE的估计结果表明,R&D投入对工业绿色技术进步具有显著促进作用,环境规制的二次项系数不显著,而其一次项系数显著为负,表明环境规制不是促进而是抑制了工业绿色技术进步。当期和滞后1期的R&D投入与环境规制的交互项系数显著为正,与理论模型的结论一致,表明R&D投入对绿色技术进步的作用受到环境规制的影响,提高环境规制强度可以促进R&D部门偏向于清洁型技术的研发,而滞后2期的环境规制不再具有显著影响。

正如前文所述,静态面板模型很可能由于遗漏一些与解释变量相关的变量从而导致估计非一致,如果这些遗漏变量短期内不随时间改变,可以通过加入滞后1期的被解释变量予以解决,而且这样构建的动态面板数据也适合于技术进步存在的时间惯性。为了解决滞后的被解释变量的内生性,本文采用两步系统GMM方法进行估计,结果如表2的GMM(1)。可以看出,滞后1期的绿色技术进步通过了1%的显著性检验,模型的Sargan检验和Arellano-Bond序列自相关检验均表明不存在工具变量的过度识别和残差二阶自相关问题,显示模型取得了较好的估计效果。整体来看,模型估计结果与上述静态固定效应估计结果非常接近,当期和滞后1期的环境规制显著促进了R&D投入对绿色技术进步的边际贡献,但滞后2期的促进作用不显著,环境规制的二次项系数仍然没有通过统计检验。由于滞后环境规制与R&D变量的交互项之间具有一定的相关性而可能造成多重共线性,带来回归结果的不稳定等问题,本文将当期和滞后1期的交互项依次加入模型进行估计,得到的稳健估计结果如表2的GMM(2)和GMM(3)。稳健估计模型也通过了相应的统计检验,各个变量的估计结果仍然一致。进一步地,本文采用环境规制变量 $ER2$ 和 $ER3$ 再次进行稳健性检验,结果如表2的GMM(4)和GMM(5),检验结果显示不管是核心解释变量还是控制变量,回归结果与GMM(1)都基本一致,但GMM(5)的R&D回归符号为负,更加凸显了政府环保

支出对研发偏向绿色技术的重要意义;另外,根据地区工业污染排放强度(PI)将中国 30 个省市(自治区)分为高污染密集地区(PI 较大的前 15 个地区)和低污染密集地区(PI 较小的后 15 个地区)并分别进行回归,发现两种类型的区域并无显著差异,与总体的回归系数基本一致^①。最后,为了考察环境规制的影响,本文在 GMM(1)的估计中对环境规制及其二次项进行了联合显著性的 F 检验,其中 F 值为 4.34,对应的 P 值为 0.1143,没有通过 10% 的显著性检验,所以在本文中并不能得到环境规制对中国工业绿色技术进步的影响方向。这是由于环境规制对绿色技术创新存在正负两方面的作用相互抵消了,即虽然环境规制有效促进了 R&D 投入对绿色技术进步的边际作用,但另一方面,环境规制又会增加厂商治理排污的额外成本,从而可能会挤占部分的技术研发资金而不利于技术进步,导致整体上的环境规制对绿色技术进步的作用不显著。

在模型的控制变量方面,从表 2 的 GMM(1)估计结果可以看出,以国有及国有控股工业产值占规模以上工业总产值比重衡量的产权结构($PROP$)变量显著为正,表明国有工业企业在绿色技术进步方面并没有落后,反而有一定的优势。企业规模($SIZE$)变量也显著为正,表明规模越大的企业越有能力进行绿色技术的研发和应用。这两个结果在一定程度上论证了熊彼特的创新观点,即新技术研发和应用需要大量的资金保障,具有垄断势力、规模较大、盈利能力越强的企业创新能力越高,而对于绿色技术研发可能更加需要相应的资金和实力。外商直接投资(FDI)和对外贸易($TRADE$)变量对中国工业绿色技术进步均具有显著的正向作用,说明对于一个发展中国家来说,对外开放水平的提高并不一定导致发达国家的污染转移,或者即使存在污染转移,但其清洁型技术水平仍然高于本土企业,总体上有利于工业的绿色技术发展。地区工业污染排放强度(PI)不利于绿色技术进步,一般来说,由于污染密集型的产业本身具有高能耗、高排放的特点,如果一个地区的污染型工业比较集中,其绿色技术改造的难度也相对较大。地区工业结构(k)没有通过显著性检验,表明重工业与轻工业的绿色技术升级可能并不存在显著性差异。最后,年份变量显著为正,表明随着时间的推移,中国工业的绿色技术水平是不断提高和改善的。

五、结论及政策启示

本文提出的理论命题是厂商研发投资对工业绿色技术进步的作用受到政府环境规制的偏向性影响,使 R&D 投入的绿色技术效应随着环境规制强度的提高而增大。采用 1998—2012 年中国省级工业部门的面板数据,通过基于松弛的方向性距离函数(SBM)的 Global Malmquist-Luenberger 生产率增长指数测算绿色技术进步后,并运用有效控制内生性的两步系统 GMM 方法进行了实证检验,结果支持了本文的理论假说。R&D 投入对中国工业绿色技术进步的边际贡献受当期和滞后 1 期环境规制的正向促进作用,R&D 投入本身也有着正向影响,但没有发现环境规制的显著作用。随后通过替换环境规制变量、依次加入核心解释变量和控制变量等稳健性检验,可以验证国有产权、企业规模和对外开放均能够促进中国工业绿色技术进步,而地区工业污染排放强度不利于绿色技术水平的提高。

从本文的研究结论中可以得到以下一些重要的政策启示:

^①我们根据工业污染程度将 30 个省市(自治区)分为高污染地区和低污染地区,其中,低污染区域是指 1998—2012 年间平均单位工业增加值的 SO_2 排放量在平均值以下的区域,高污染区域即是平均值以上的区域。分别进行回归,发现两列回归结果在关键变量上并无大的差异。因此,为了节省文章版面,没有将其列在正文中,有需要的读者可向作者索取。

(1)未来中国企业发展和技术创新需要进一步加大工业部门的 R&D 投入强度。在由过去技术依赖转为现在的自主创新过程中,面对世界领先技术的全球竞争,无不越来越需要越来越多的研发资金支持。目前,中国的 R&D 投入经费支出占 GDP 的比重仅为 2% 左右,与世界发达国家普遍高于 3% 的水平还有一定差距。中国企业要想在未来世界技术竞争中取得优势,就必须不断加强工业部门的 R&D 投入,强化工业制造和生产环节的技术创新。

(2)除了加大投入强度外,优化 R&D 的投入结构也十分重要。本文的实证结果表明,R&D 投入是有利于工业的绿色技术进步的,但这种促进作用本身存在滞后期,并且还会受到不同滞后时期的环境规制影响,因此优化投资结构可以作为未来不同领域 R&D 投入的重要内容。基础研究通常周期长、收益回报慢,这些特点决定了企业不愿投入过多的资金,这就需要政府专项拨款进行支持,通过大学、科研院所等机构对基础研究领域的大力研发,再提供给企业转为应用技术研究,实现 R&D 投入结构的不断优化和高效运作。

(3)制定相应的环境规制政策,合理提高环境规制强度。对于环境状况不容乐观和正处在转型发展与技术升级关键时期的中国工业经济来说,不仅要强调技术进步,更要强调清洁高效的绿色技术进步,积极发展以支持绿色技术为目标的环境规制方式。同时,为了弥补更强的环境规制给企业生产成本带来的负面作用,政府层面可以运用政策优惠的方式,积极支持和引导高技术产业对中低技术产业的反哺和带动作用,尤其要对基础性的绿色技术研发和有利于环境保护的关键技术给予奖励和 R&D 补贴,努力实现污染性产业链上的生产过程不断减排化、自动化和智能化。

(4)灵活运用多种环境规制手段,实现中国工业的全面绿色发展道路。本文的研究结论认为环境规制存在挤占 R&D 投入的负面作用,从而阻碍工业部门的绿色技术进步,因而可以进一步探索灵活使用相关的规制工具,比如建立工业部门的污染排放惩罚机制、完善建立排污权的交易市场、推进环境税改革等。对已有的污染密集型工业企业,需要灵活运用市场化的污染税和排污权交易、公众媒体监督以及政府行政干预,采用比过去更高强度的环境规制措施倒逼其改进生产方式甚至淘汰出局,逐渐降低市场中污染产业的比例。对新进入的工业企业实行更高的环境壁垒,使新进入企业拥有更高的绿色技术水平,从而实现整体工业经济的良性绿色发展。

参考文献:

1. 程惠芳,陆嘉俊,2014:《知识资本对工业企业全要素生产率影响的实证分析》,《经济研究》第 5 期。
2. 李锴,齐绍洲,2011:《贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放》,《经济研究》第 11 期。
3. 景维民,张璐,2014:《环境管制、对外开放与中国工业的绿色技术进步》,《经济研究》第 9 期。
4. 聂辉华,谭松涛,王宇锋,2008:《创新、企业规模和市场竞争力:基于中国企业层面的面板数据分析》,《世界经济》第 7 期。
5. 单豪杰,师博,2008:《中国工业部门的资本回报率:1978—2006》,《产业经济研究》第 6 期。
6. 万伦来,朱琴,2013:《R&D 投入对工业绿色全要素生产率增长的影响——来自中国工业 1999—2010 年的经验数据》,《经济学动态》第 9 期。
7. 王兆华,丰超,2015:《中国区域全要素能源效率及其影响因素分析——基于 2003—2010 年的省际面板数据》,《系统工程理论与实践》第 6 期。
8. 吴延兵,2008a:《自主研发、技术引进与生产率——基于中国地区工业的实证研究》,《经济研究》第 8 期。
9. 吴延兵,2008b:《创新的决定因素——基于中国制造业的实证研究》,《世界经济文汇》第 2 期。
10. 余长林,高宏建,2015:《环境管制对中国环境污染的影响——基于隐性经济的视角》,《中国工业经济》第 7 期。
11. 张成,陆旸,郭路,于同申,2011:《环境规制强度和生产技术进步》,《经济研究》第 2 期。
12. 张中元,赵国庆,2012:《FDI、环境规制与技术进步——基于中国省级数据的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第 4 期。

13. 朱平芳、徐伟民, 2003:《政府的科技激励政策对大中型工业企业 R&D 投入及其专利产出的影响》,《经济研究》第 6 期。
14. Acemoglu, D., P. Aghion, L. Bursztyn, and D. Hemous. 2012. "The Environmental and Directed Technical Change." *American Economic Review* 102(1): 131-166.
15. Bond, S. R., A. Hoeffler, and J. Temple. 2001. "GMM Estimation of Empirical Growth Models." CEPR Discussion Paper, No.3048.
16. Hu, A. G. Z., G. H. Jefferson, and J. C. Qian. 2005. "R&D and Technology Transfer: Firm-level Evidence from Chinese Industry." *The Review of Economics and Statistics* 87(4): 780-786.
17. Krysiak, F. C. 2011. "Environmental Regulation, Technological Diversity, and the Dynamics of Technological Change." *Journal of Economic Dynamics and Control* 35(4): 528-544.
18. Oh, Dong-hyun. 2010. "A Global Malmquist-Luenberger Productivity Index." *Journal of Productivity Analysis* 34(3): 183-197.
19. Requate, T. 2005. "Timing and Commitment of Environmental Policy, Adoption of New Technology, and Repercussions on R&D." *Environmental and Resource Economics* 31(2): 175-199.
20. Requate, T., and W. Unold. 2003. "Environmental Policy Incentives to Adopt Advanced Abatement Technology: Will the True Ranking Please Stand Up?" *European Economic Review* 47(1): 125-146.
21. Schreurs, M. A. 2012. "Breaking the Impasse in the International Climate Negotiations: The Potential of Green technologies." *Energy Policy* 48(September): 5-12.
22. Tone, K. 2001. "A Slacks-based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis." *European Journal of Operational Research* 130(3): 498-509.

Can Environmental Regulation Promote R&D Tend to Green Technological Research and Development?

You Jihong and Wang Peng

(College of Economics, Jinan University)

Abstract: As a number of studies have confirmed, environmental regulation and R&D investment has an important influence on the green technological progress. The question is that as the main tool for government dealing with environmental issues, can environmental regulation guide China's industrial R&D in favor of green technological research and development? In this paper, we estimate the green technological progress of 30 provinces in China's industrial sector from 1998 to 2012 based on the SBM's Global Malmquist-Luenberger (GML) index, and conduct the empirical testing by mathematical models and the dynamic panel GMM method. The results show that: (1) R&D investment significantly in favor of green technological progress on the whole, showing that innovation of Chinese industry consistent with the development requirements of new industrialization; (2) Environmental regulation has promoted R&D tend to green technological research and development, but the effective time of this promotion is only for current year and one year, lagging behind two years is not significant; (3) Because of environmental regulation exists to squeeze the R&D investment, resulting in the overall that the positive and negative effects of environmental regulation on promoting green technological progress cancel each other, so as not significant; (4) The state-owned property rights, enterprise scale and opening to the outside world can promote the development of China's industrial green technological progress, and regional industrial pollution emission intensity is not conducive to the improvement of the level of green technology.

Keywords: Environmental Regulation; R&D Investment; Green Technological Progress; Industrial Sector

JEL Classification: O32

(责任编辑:彭爽)