

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2017.02.004

环境规制、引致创新与中国工业绿色生产率提升

谢荣辉

(大连理工大学 管理与经济学部, 辽宁 大连 116024)

摘要: 选取 2000—2012 年中国省级面板数据, 运用两阶段模型检验环境规制对环保技术创新和非环保技术创新、引致创新对绿色生产率提升的影响。研究表明, 环境规制对 R&D 总投入和非环保技术创新均具有显著的激励作用, 但与环保技术创新负相关; 引致创新对绿色生产率提升具有正向促进作用, 表明环境规制对绿色生产率的间接影响为正, 且主要来自非环保技术创新的贡献, 这在一定程度上表明“波特假说”成立的条件性。进一步地, 在短期内, 环境规制对绿色生产率的直接影响为负, 但在长期内具有实现环境保护与竞争力提升“双赢”的可能性。因此, 中国未来在进行环境规制工具的设计时, 其对技术创新的激励能力是首要考虑的因素之一。

关键词: 环境规制; 引致创新; 绿色生产率; 两阶段模型; 环保研发投入

中图分类号: F062.9 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2017)02-0038-11

一、引言及文献综述

近年来, 中国环境污染问题集中出现, 突发环境事件的数量居高不下, 如全国大气灰霾现象的大面积爆发, 内蒙古腾格里沙漠的恶性水污染事件等, 似乎预示着中国的环境污染已临近生态系统的“临界点”。面对环境保护和污染治理的巨大压力, 中国实施更为严厉的环境规制已势在必行。“十一五”期间, 中国政府把环境保护提升到了国家发展战略的高度, 首次将污染排放总量的显著减少作为经济社会发展的约束性指标, 意味着环境规制正在为中国的经济发展设置越来越高的“环境壁垒”, 不仅将在宏观层面影响中国的经济增长和结构调整, 并且将通过直接增加企业成本而在微观层面深刻地影响企业的行为选择。

然而, 中国目前尚未进入工业化发达经济阶段, 重化工业仍是中国经济发展的必然选择。由于重化工业的粗放型发展, 及其“高能耗、高排放、低技术”等特点, 当环境规制对经济发展施加日益收紧的环境约束时, 重化工业将无可避免地首当其冲。那么, 环境规制将对经济发展产生怎样的影响, 是带来工业企业难以承受的成本上涨压力, 还是成为激励企业研发和升级的重要驱动力, 这是当前学术界关注的热点, 尤其是“波特假说”的提出, 引发了环境经济学领域新一轮的研究热潮。该假说认为, 合理的环境规制意味着新利润机会的出现, 能够激励被规制企业创新生产技术和生产工艺、优化资源配置, 从而激发企业的“创新补偿”效应, 实现环境质量改善与企业竞争力提升的“双赢”。Jaffe and Palmer^[1]进一步将其分为“弱版”假说和“强版”假说。“弱版”假说认为合理的环境规制能够有效激励企业进行环保创新, 但并不确定规制与创新的综合作用使企业受益的方向与程度。“强版”假说则认为设计合理的管制所引致的创新足以完全补偿遵循成本, 从而在一定程度上提升企业

收稿日期: 2016-07-31; 修回日期: 2016-12-12

作者简介: 谢荣辉(1988—), 女, 山东淄博人, 大连理工大学管理与经济学部博士研究生, 研究方向为产业发展与环境经济。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(15ZDA025)

的生产率水平。

对于“弱版”假说的研究,学者们最初更多地关注环境规制与技术创新之间的关系,并且得到了较为一致的结论,即总体上环境规制对技术创新具有显著的正向激励效应^[2-4];近年来,越来越多的学者着重对环境规制与绿色技术创新的关系进行了研究,认为环境规制是驱动环保创新的主要因素^[5-8]。关于“强版”假说的研究,学者们则得到了不同的研究结论。早期的大部分研究认为环境规制导致了不同程度的生产率损失^[9-12],而近期的研究则得到了较为乐观的结论,越来越多的学者认为环境规制的合理设计是有效提升产业竞争力的关键因素,从而支持了“强版”假说^[13-16]。另有部分文献则同时检验了“弱版”和“强版”假说^[17-19],结论则由于数据样本、研究方法等的不同而不同。

通过对相关文献的梳理,笔者发现,已有研究文献大部分均以发达国家为研究对象,特别是针对美国和欧盟国家的研究,针对中国的研究较少;而在少数以中国为研究对象的文献中,学者们多采用传统 TFP 作为被解释变量,然而,众多研究表明,不考虑污染排放等非期望产出的传统 TFP 会高估中国真实的生产率水平,甚至高估了技术进步和生产效率^[20]。基于现有文献的研究不足,本文可能的创新点主要体现在以下几个方面:(1)运用两阶段模型对环境规制、技术创新与工业生产率之间的关系进行实证检验,以清晰刻画环境规制通过引致技术创新,最终驱动绿色全要素生产率提升的传导机制。(2)基于 1999—2012 年中国省级面板数据,运用 SBM 方向性距离函数和数据包络分析法(DEA)对考虑能源消耗和 CO₂ 排放的各省份工业绿色全要素生产率(下称“绿色生产率”)进行了重新估算,以更准确地反映中国真实生产率的变化情况。(3)对技术创新中的环保研发与非环保研发进行了区分,以检验由规制引致的环保和非环保技术创新是否对绿色生产率具有不同的影响机制,从而对“波特假说”成立的条件进行更深入的剖析。

二、理论框架及研究假说的提出

20 世纪 90 年代,Porter and van der Linde^[21]在其研究环境规制与产业竞争力关系的论文中,提出了著名的“波特假说”,认为合理的环境规制意味着新利润机会的出现,通过产生“创新补偿”效应,部分甚至完全抵消遵循成本,从而提升产业竞争力。基于“波特假说”的观点,并借鉴 Brännlund and Lundgren^[22]的分析方法,本文将就环境规制对技术创新及生产率提升的激励机制在微观层面进行具体的理论探讨(见图 1 所示),继而在此基础上,提出本文的研究假说。

为了简化分析,假设企业生产一种产品 q ,伴随产生一种污染物 e ,并且生产产品越多,产生的污染排放则越多。根据图 1 所示,当未实行环境规制时,产品 q 的产量与污染物 e 的排放量之间的关系,由函数 $q = f_0(e)$ 表示,其中 f_0 表示环境规制实施前的技术水平,即企业面临的生产可能性边界。

根据“波特假说”的观点,当未实施环境规制时,企业很可能并未在生产可能性边界上生产,因为非效率的存在而只能在 C 点(q_0, e_0)生产,此时企业的利润为 Π_0 。而环境规制的实施将有助于企业意识到非效率的存在,从而激励企业重新制定更优的生产策略,在当前技术水平上达到更高的生产效率,在图 1 中则表现为向生产前沿面 $q = f_0(e)$ 的追赶和移动,即从 C 点向 B 点移动。由此可知,环境规制的实施有利于企业的效率改善,不仅促使污染排放量从 e_0 下降至 e_R ,同时促使产品产量从 q_0 增加至 q_R ,利润则相应从 Π_0 上涨至 Π_R 。

环境规制激励企业通过效率改善进而提升竞争力的过程,可视为对绿色生产率的直接影响。值得指出的是,“波特假说”暗含了这样一个假设,即企业为效率改善而开展的相关活动,及下文将要分析的技术研发活动,均不占用生产资料,即不存在“挤出效应”。然而,众多文献的研究以及各国企业

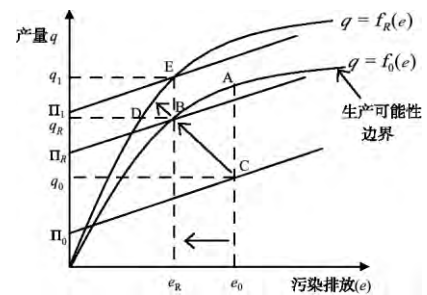


图 1 环境规制对生产率提升的影响机理

的现实情况表明,这一假设并不符合实际情况。在实施环境规制的初期,排污企业为了满足环境规制的要求必然会作出一系列的生产决策或管理决策的调整,而这一过程无疑将产生一定的成本,如交易成本或污染治理成本,从而引致企业在短期内的成本上涨,并将在企业实现效率改善之前,在短期内对企业生产率的提升产生不利的影响。因此,提出本文的第一个研究假说。

研究假说 1: 在短期内,环境规制不利于绿色生产率的提升,即将产生负的直接影响;而在长期内,环境规制对绿色全要素生产率的正向影响最终将逐渐显现。

进一步地,“波特假说”认为,环境规制在激励企业进行技术创新和工艺改进方面具有显著的动态效应,由于技术创新活动将有效提升企业现有的技术水平,即由原来的生产技术 $q = f_0(e)$ 变为新的生产技术 $q = f_R(e)$,表现在图 1 中则为生产可能性边界的扩张,即在新的技术水平 $f_R(e)$ 上,相同数量的投入可获得更多的产出,从而获得更多的利润,而同时并未导致污染物排放的增加。新技术的发明意味着原来生产可能性边界上的 B 点变为非效率的生产方式,环境规制的实施激励企业开展技术创新活动、加强研发投入、改进生产工艺等,从而使企业的生产活动从 B 点向 D 点与 E 点之间移动,并将在 E 点实现利润的最大化生产,此时的产量从 q_R 进一步增加至 q_1 ,对应的最大化利润为 Π_1 。

然而,“波特假说”并未对非环保技术和环保技术加以区分。非环保技术即指传统意义上的生产技术,这一类技术并不一定会降低污染排放,反而可能是造成污染排放增加的重要因素,如正是由于技术进步才使得人类能够对自然资源进行前所未有的大规模的开发和利用;环保技术,即指以减少污染排放以及原材料和能源使用为主要目的的技术^[23],主要包括清洁生产技术和污染治理技术^[24]。由于清洁生产技术创新需要大量的人力资本和物质资本的投入,且无法在当期就显著提升企业的生产能力,企业将面临较大的研发风险。因此,当企业能够通过其他途径缓解环境压力、消化污染治理成本时,清洁生产技术的研发活动并不会大规模的发生,环境规制的激励效应较为有限;而污染治理技术则只能使企业完成污染减排目标,而无法对企业生产环节施加影响,甚至可能因为治污技术研发活动占用生产资源,而不利于企业的绩效提升。目前,中国的环保技术创新主要是指污染治理技术的研发活动。基于此,提出本文的另外两个待检验的假说。

研究假说 2: 环境规制能够总体上有效激发技术创新活动,但主要是对非环保技术创新活动的激励效应,而在短期内对环保技术创新的激励作用非常有限。

研究假说 3: 由环境规制引致的技术创新能显著促进绿色生产率的提升,但主要是来自非环保技术创新的贡献,而环保技术创新则可能由于其对生产资源的“挤出效应”而不利于绿色生产率的提升。

三、模型设定及指标说明

(一) 计量模型的设定

为了验证环境规制对绿色生产率的影响,本文首先检验环境规制对绿色生产率的直接影响;继而运用两阶段法检验环境规制对绿色生产率的间接影响,即第一阶段检验环境规制对技术创新的影响,第二阶段检验由规制引致的创新对绿色生产率的影响。为了消除异方差,对所有计量模型进行取对处理。

(1) 环境规制对绿色生产率的直接影响

根据前文对相关文献的综述可知,学者们就环境规制对生产率的影响问题进行了大量的分析,但并未得到一致的结论。为了对“波特假说”进行全面而深入的验证,本文首先对前文提出的第一个研究假说进行检验,即检验环境规制对绿色生产率的直接影响,计量模型如下所示:

$$\ln GTFP_{i,t} = \phi_0 + \phi_1 \ln REG_{i,t-1} + \phi_2 \ln REG_{i,t-2} + \phi_3 \ln REG_{i,t-3} + \phi_4 \ln RD_{i,t} + \phi_5 \ln CAL_{i,t-1} + \phi_6 \ln AGG_{i,t-1} + \phi_7 \ln TRAF_{i,t-1} + \phi_8 \ln SCALE_{i,t-1} + \phi_9 \ln FDI_{i,t-1} + \mu_i + \gamma_j T + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中 i 表示省份 ($i = 1, 2, \dots, 30$), t 表示时间 ($j = 2, 3, \dots, t$)。GTFP 表示工业绿色生产率; REG 表

示环境规制强度; RD 表示研发投入的整体水平; CAL 表示资本劳动比; AGG 表示产业集聚水平; $TRAF$ 表示基础设施禀赋; $SCALE$ 为产业规模变量; FDI 表示外商直接投资; μ_i 表示个体效应,用以控制地区间的差异; t 表示 $(t-1)$ 个时间虚拟变量的集合; ε_i 为误差项。同时,考虑到环境规制影响生产率时可能存在的滞后效应,本文引入了环境规制变量的滞后 1 期、滞后 2 期和滞后 3 期的形式,分别进行实证检验。

(2) 环境规制对技术创新的影响

在研究环境规制创新激励效应的文献中,学者们多采用如下研究范式: $COM = f(REG, Z)$, 其中 COM 表示产业竞争力指标, REG 表示环境规制强度指标, Z 则为其他控制变量的集合。本文将遵照这一范式构建计量模型如下:

$$\begin{aligned} \ln RD_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln REG_{i,t-1} + \alpha_2 \ln SCALE_{i,t-1} + \alpha_3 \ln FDI_{i,t-1} + \alpha_4 \ln HR_{i,t-1} \\ & + \alpha_5 \ln EXP_{i,t-1} + \alpha_6 \ln MARK_{i,t-1} + \mu_i + \gamma_j T + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (2)$$

其中 RD 表示研发投入的整体水平; HR 为 人力资本指标; EXP 为 出口强度指标; $MARK$ 表示市场化水平; 其他变量的含义与前文一致。由于环境规制对经济系统的影响存在滞后期,因此将环境规制强度指标滞后一期纳入方程; 其他控制变量亦均滞后一期以避免内生性。

根据 Hamamoto^[25] 的研究,环境规制引致的 R&D 投入增加的部分,可视为环保研发投入; 非环保研发投入则为 R&D 投入总额与环保研发投入的差值。式(2)中环境规制强度指标的估计系数 $\hat{\alpha}_1$, 即为 R&D 投入总额对环境规制强度的弹性,因此,由式(3)和式(4)可实现对环保研发投入和非环保研发投入指标的测算:

$$ERD_{i,t} = \hat{\alpha}_1 \times \left[\frac{\Delta REG_{i(t,t-1)}}{REG_{i,t-1}} \right] \times RD_{i,t} \quad (3)$$

$$NERD_{i,t} = RD_{i,t} - ERD_{i,t} \quad (4)$$

进一步地,为了检验前文提出的第二个研究假说,即环境规制强度对环保研发投入和非环保研发投入的激励效应,构建计量模型如下:

$$\begin{aligned} \ln INNOVATE_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \ln REG_{i,t-1} + \beta_2 \ln SCALE_{i,t-1} + \beta_3 \ln FDI_{i,t-1} + \beta_4 \ln HR_{i,t-1} \\ & + \beta_5 \ln EXP_{i,t-1} + \beta_6 \ln MARK_{i,t-1} + \mu_i + \gamma_j T + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (5)$$

其中 $INNOVATE$ 表示技术创新变量的集合 $INNOVATE = \{ERD, NERD\}$, ERD 表示环保研发投入^①; $NERD$ 表示非环保研发投入。其他变量的含义与上文相同。

(3) 引致创新对绿色生产率的影响

第一阶段的计量模型分析了环境规制对研发投入的引致效应。在此基础上,本文将进一步检验前文提出的第三个研究假说,即引致创新对绿色生产率的影响,以及对环保和非环保技术创新是否具有不同的影响机制,计量模型设置如下:

$$\begin{aligned} \ln GTFP_{i,t} = & \delta_0 + \delta_1 \ln ERD_{i,t} + \delta_2 \ln NERD_{i,t} + \delta_3 \ln RD_{i,t} + \delta_4 \ln CAL_{i,t-1} + \delta_5 \ln AGG_{i,t-1} \\ & + \delta_6 \ln TRAF_{i,t-1} + \delta_7 \ln SCALE_{i,t-1} + \delta_8 \ln FDI_{i,t-1} + \mu_i + \gamma_j T + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (6)$$

(二) 指标说明及数据处理

本文采用 2000—2012 年中国 30 个省份的面板数据进行实证研究,对相关变量的具体说明如下:

1. 绿色全要素生产率($GTFP$): 本文选取考虑“坏”产出的 Luenberger 生产率指数作为绿色生产率指数,并用 SBM 方法进行测算^②,并参考 Managi and Jena^[28]的方法将其转换为累积指数,从而进行实证分析。测算所需的产出与投入指标说明如下:

(1) “好”产出与“坏”产出指标: 选取工业总产值^③作为“好”产出,原始数据来自历年《中国工业经济统计年鉴》;选取 CO_2 排放量作为“坏”产出, CO_2 排放量的估算参考陈诗一^[29]所提供的方法,

所需原始数据来自历年《中国能源统计年鉴》。

(2) 要素投入: 共包括资本、劳动和能源消耗三种投入要素。首先, 运用工业部门固定资产投资原值扣除累计折旧后所得到的固定资产投资净值, 作为资本投入的代理变量^[30], 原始数据来自历年《中国统计年鉴》和《中国工业经济统计年鉴》; 其次, 劳动力投入指标选取工业城镇单位从业人员数来衡量, 原始数据来自历年《中国劳动统计年鉴》; 最后, 用能源消耗总量作为能源投入指标, 原始数据来自国家统计局网站的地区数据库。

2. 环境规制强度(*REG*): 为了对环境规制强度进行综合而全面的度量, 充分考虑废水、二氧化硫、烟(粉)尘和固体废物四种污染物的减排情况, 构建一个环境规制强度的综合度量指标, 具体方法参见原毅军和谢荣辉^[31], 此处不再赘述。

3. 研发强度(*RD*): 用各省份 R&D 内部支出总额衡量研发投入强度, 原始数据来自历年《中国科技统计年鉴》。

4. 控制变量: (1) 外商直接投资(*FDI*): 选用 *FDI* 占 GDP 的比重来衡量, 数据来自国家统计局网站的地区数据库。(2) 产业规模指标(*SCALE*), 即工业产值占 GDP 的比重。(3) 出口强度(*EXP*): 以反映国际市场的竞争情况, 测算数据来自《中国统计年鉴》。(4) 市场化水平(*MARK*): 由非国有企业工业产值占工业总产值的比重计算而来, 数据来自《中国统计年鉴》。该比重越高, 表示国内市场化水平越高。(5) 人力资本水平(*HR*): 选取就业人员的人均受教育程度来衡量各省份的人力资本水平^④, 测算数据来自《中国劳动统计年鉴》。(6) 要素禀赋结构(*CAL*): 用资本/劳动比作为度量指标。(7) 基础设施禀赋(*TRAF*): 借鉴吴延瑞^[32]的做法, 用各省份每十平方米土地上的公路长度与铁路长度的几何平均值来表征, 测算数据来自国家统计局网站的地区数据库。(8) 产业集聚水平(*AGG*): 用区位商指数来衡量^⑤。

上述所有的货币量均用价格指数平减为以 1999 年为基期的可比价格。各变量的描述性统计特征见表 1 所示。

四、实证结果分析

(一) 环境规制对绿色生产率的直接影响

在上文运用两阶段模型进行实证分析的基础上, 本文将进一步检验环境规制对绿色生产率的直接影响。对模型(1)的估计结果如表 2 所示。

由表 2 可知, 在短期内, 环境规制对绿色生产率的直接影

表 1 各变量的描述性统计

变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
绿色全要素生产率	<i>GTFP</i>	390	1.221 5	0.221 5	0.641 8	1.807 5
环境规制强度	<i>REG</i>	390	0.639 5	0.370 5	0.052 2	2.288 2
人均污染治理设施运行费	<i>PERFEE</i>	390	480.708 0	417.339 6	17.092 9	3 137.320 0
研发强度	<i>RD</i>	390	134.318 5	203.611 1	0.830 6	1 287.862 0
外商直接投资	<i>FDI</i>	390	0.467 5	0.583 8	0.054 3	5.705 4
产业规模	<i>SCALE</i>	390	0.394 7	0.080 0	0.133 7	0.530 4
出口强度	<i>EXP</i>	390	0.167 3	0.197 6	0.014 8	0.905 3
市场化水平	<i>MARK</i>	390	0.497 3	0.214 0	0.061 5	0.894 9
人力资本	<i>HR</i>	390	8.741 7	1.184 3	6.112 0	13.310 0
资本劳动比	<i>CAL</i>	390	19.433 8	11.511 2	6.192 5	82.234 4
基础设施禀赋	<i>TRAF</i>	390	0.102 0	0.071 8	0.005 4	0.394 3
产业集聚指标	<i>AGG</i>	390	0.979 6	0.208 9	0.314 3	1.452 5

响为负, 规制强度每提高 1% 将导致绿色生产率降低 0.040 2%。这表明, 在环境规制实施初期, 企业开始意识到自身生产中非效率的存在以及技术进步、工艺改进的空间, 理性的企业会逐渐对原有的生产决策或管理决策进行一系列的调整, 这一过程必然引致企业在短期内的成本上涨, 而对企业绿色生产率的提升产生了直接的抑制作用。在长期内, 环境规制对绿色生产率的影响系数变为正值, 虽未通过显著性检验, 但在一定程度上表明, 污染治理和生产率提升具有“双赢”的可能性, 因此在对待污染减排和环境保护工作时要目光长远, 而不应只看重眼前得失。这一结论, 也验证了前文所提出的第一个研究假说。

模型(1-1)的估计结果显示,资本劳动比与绿色生产率呈负相关关系,影响系数为-0.0441。近年来,中国经济的资本劳动比出现了快速的上升,张军^[33]认为资本深化是不利于中国生产率提升的重要因素。*FDI*与绿色生产率亦呈负相关,影响系数为-0.0382,这可能是因为,当考虑环境因素时,发达国家为规避国内严厉的环境规制而将其污染密集型行业转移至中国进行生产,导致中国沦为发达国家的“污染避难所”。此外,基础设施建设是提升中国绿色生产率的重要因素,这符合新经济地理学的基本观点,基础设施建设能够显著降低运输成本,从而有利于经济效率的提升。产业集聚水平和产业规模则未能产生显著影响,可能的原因是,一方面,中国当期大多数产业集聚多由同质化的中小企业组成,集中于劳动密集型的中低端生产制造和组装环节,张公崑和梁琦^[34]认为这种“企业扎堆”的现象并非真正意义上的产业集聚,反而会导致重复建设、产能过剩和能源过度消耗;另一方面,中国工业目前最突出的问题便是产业规模盲目扩张,产能过剩问题日益突出,因而无法对绿色全要素生产率的提升产生显著的积极影响。

(二) 环境规制对 R&D 的影响

对上文构建的计量模型(2)和模型(5)进行面板回归分析,笔者首先对固定效应模型和随机效应模型进行了 Hausman 检验,并根据检验结果选择随机效用模型。回归结果见表3所示。

由表3的回归结果可知,环境规制强度对 R&D 总投入和非环保技术创新均具有显著的激励作用,规制强度每提高1%,可导致 R&D 总投入和非环保 R&D 投入分别增加0.2310%和0.3783%,这表明“弱版”波特假说在一定程度上得到了验证。但环境规制强度与环保技术创新呈现负相关关系,规制强度每提高1%将导致环保 R&D 投入减少1.5715%。可能的原因是,环保技术创新不仅不能为企业带来直接的经济效益,反而会占用企业用于生产活动的投资,因此企业更倾向于采取末端治理等污染治理方式,而非投资于绿色技术的研发。事实上,自20世纪90年代之后,中国绿色技术创新的实践再也未能突破“源头削减”和“末端治理”而取得更大的进步^[35]。面临日趋严厉的环境管制,被规制企业更倾向于通过生产技术、生产工艺等的创新来增加企业利润,从而抵消因污染减排而增加的“遵循成本”。因此,前文提出的第二个研究假说得到了验证。

值得注意的是,产业规模和国内市场化程度均有效促进了环保 R&D 投入的增加,产业规模和国

表2 环境规制与绿色生产率之间关系的回归结果

变量	模型(1-1)	模型(1-2)	模型(1-3)
<i>lnREG</i> (-1)	-0.0402*** (-2.58)		
<i>lnREG</i> (-2)		-0.0093 (-0.79)	
<i>lnREG</i> (-3)			0.0121 (1.00)
<i>lnRD</i>	0.1231*** (8.46)	0.1325*** (12.52)	0.1232*** (11.17)
<i>lnCAL</i>	-0.0441* (-1.93)	-0.0215 (-1.31)	-0.0255 (-1.55)
<i>lnAGG</i>	-0.0573 (-0.83)	-0.1235** (-2.50)	-0.1456*** (-2.85)
<i>lnTRAF</i>	0.0773** (2.12)	0.0275 (1.02)	0.0405 (1.49)
<i>lnSCALE</i>	0.1275 (1.62)	0.2354*** (4.16)	0.2491*** (4.38)
<i>lnFDI</i>	-0.0382** (-2.46)	-0.0337*** (-3.00)	-0.0270** (-2.41)
_cons	0.0718 (0.46)	-0.0362 (-0.31)	0.0832 (0.70)
时间固定效应检验	固定	固定	固定
时间效应 F-统计量	3.03	13.27	11.16
个体固定效应检验	固定	固定	固定
Hausman 检验	Chi-Sq. = 33.02 (P=0.0000)	Chi-Sq. = 25.14 (P=0.0015)	Chi-Sq. = 24.28 (P=0.0021)
调整样本决定系数	0.7012	0.8257	0.8103
F-统计量	108.26	198.35	160.51
伴随概率(F-统计量)	P=0.0000	P=0.0000	P=0.0000

注:1. 括号里的数字代表 *t* 值; 2. ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上变量显著; 3. 所有结果均由 stata 12.0 计算而得。

内市场化程度每提高 1% ,环保 R&D 投入将相应提高 1.669 7% 和 1.313 8% 。这表明 ,规模越大的企业越有开展环保研发的倾向和实力 ,这也与现实情况相符。而在面临相同强度的环境规制时 ,国内市场竞争越激烈 ,则越能够激励企业进行环保技术的研发 ,从而在未来以“绿色化”、“低碳化”为方向的经济转型中获得先发优势。人力资本变量未能对环保技术创新产生显著的影响。2002 年中国从事环保科技活动的人员数占全国科技活动人员的比重为 0.50% ,至 2010 年该比重降至 0.29% 。由此可知 ,从事环保技术研发的人力资本十分匮乏 ,尚未在环保技术创新中发挥有效的作用。国际市场竞争程度亦未能对环保技术创新产生显著的影响 ,这是

因为中国参与国际市场竞争的产业主要集中在劳动密集型部门 ,通过接受外资企业代工合同、为外资企业贴牌生产的方式进入国际市场 ,因此这类企业大都不具备进行环保技术创新的能力。FDI 无论对环保技术创新还是非环保技术创新均产生了不同程度的阻碍作用 ,这表明中国实施的“以市场换技术”的开放政策并未实现预期的目标 ,FDI 流入中国更多的是为了获取廉价劳动力和掠夺丰富的资源 ,而对其核心的、先进的技术进行了严格的封锁。

(三) 引致创新对绿色生产率的影响

本文继续检验第三个研究假说 ,即环保技术创新和非环保技术创新对绿色生产率的影响 ,根据 Hausman 检验的结果 ,选择固定效应模型对模型(6) 进行回归估计 ,结果如表 4 所示。表 4 中的回归结果 ,为本文最后一个研究假说提供了实证证据。其中 ,模型(6-1) 的回归结果显示 ,R&D 总投入与绿色生产率正相关 ,R&D 投入每增加 1% ,将促进绿色生产率提升 0.124 8% ,结合模型(6-2) 的估计结果 ,这一正向的促进作用主要是由非环保技术创新贡献的 ,非环保研发投入每增加 1% ,可促进绿色生产率提升 0.125 6% ,这是因

表 3 环境规制与技术创新之间关系的回归结果

变量	模型(2)	模型(5-1) (ERD)	模型(5-2) (NERD)
lnREG	0.231 0*** (3.14)	-1.571 5*** (-6.13)	0.378 3*** (5.12)
lnSCALE	1.559 4*** (6.59)	1.669 7** (2.36)	1.286 8*** (5.42)
lnHR	5.196 5*** (12.02)	1.196 9 (1.01)	5.337 1*** (12.28)
lnEXP	0.355 9*** (4.99)	0.080 5 (0.37)	0.373 5*** (5.22)
lnFDI	-0.380 6*** (-5.35)	-0.665 7*** (-3.18)	-0.375 1*** (-5.25)
lnMARK	0.972 6*** (10.00)	1.313 8*** (4.25)	0.936 5*** (9.60)
_cons	-4.300 8*** (-4.22)	-1.861 2 (-0.67)	-4.987 7*** (-4.87)
时间固定效应检验	固定	固定	固定
时间效应 F-统计量	148.08	3.59	127.98
个体固定效应检验	随机	随机	随机
Hausman 检验	Chi-Sq. = 2.28 (P = 0.942 9)	Chi-Sq. = 13.97 (P = 0.051 8)	Chi-Sq. = 2.96 (P = 0.889 0)
调整样本决定系数	0.783 1	0.314 5	0.778 1
F-统计量	1 217.07	98.21	1 177.96
伴随概率(F-统计量)	P = 0.000 0	P = 0.000 0	P = 0.000 0

注:1. 括号里的数字代表 t 值;2. ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上变量显著;3. 所有结果均由 stata 12.0 计算而得。

表 4 引致创新与绿色生产率之间关系的回归结果

变量	模型(6-1)	模型(6-2)
lnERD		-0.000 9 (-0.19)
lnNERD		0.125 6*** (5.80)
lnRD	0.124 8*** (8.51)	
lnCAL	-0.050 1** (-2.19)	-0.082 0** (-2.41)
lnAGG	-0.068 7 (-0.99)	-0.130 5 (-1.41)
lnTRAF	0.065 1* (1.79)	0.071 4 (1.37)
lnSCALE	0.147 9* (1.88)	0.231 1** (2.08)
lnFDI	-0.034 8** (-2.23)	-0.022 0 (-1.04)
_cons	0.097 6 (0.62)	0.303 5 (1.37)
时间固定效应检验	固定	固定
时间效应 F-统计量	5.29	2.81
个体固定效应检验	固定	固定
Hausman 检验	Chi-Sq. = 30.75 (P = 0.000 1)	Chi-Sq. = 27.78 (P = 0.000 0)
调整样本决定系数	0.695 0	0.624 1
F-统计量	123.06	46.26
伴随概率(F-统计量)	P = 0.000 0	P = 0.000 0

注:1. 括号里的数字代表 t 值;2. ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上变量显著;3. 所有结果均由 stata 12.0 计算而得。

为技术创新是绿色生产率提升的主要来源;而环保技术创新与绿色生产率负相关,影响系数为-0.0009,但未通过显著性检验。可能的原因是,当企业开展环保技术的研发活动时,必然将占用其原来用于生产活动或研发活动的资源,从而迫使企业背离其最优的资源配置决策,因此将不利于绿色生产率的提升。然而,由于中国目前的环保技术研发主要集中于国家环保系统的研发机构以及部分环保企业,环保研发投入在R&D投入总额中仅占非常小的比重,因此对绿色生产率产生的负向影响并不显著。综上可知,环境规制通过激励非环保技术创新而最终对绿色生产率的提升产生积极的影响,才是环境规制间接影响绿色生产率的有效传导路径,这也证明了“波特假说”成立的条件性。

(四) 稳健性检验

为了考察估计结果的稳定性,本文进一步对上述实证分析,即计量模型(1)、模型(2)、模型(5)和模型(6)进行稳健性检验:根据张成等^[36]的研究,选用人均治理污染设施运行费用(*PERFEE*)作为衡量环境规制强度的替代变量。该指标用治理污染设施运行费用与工业从业人数的比值计算而得,其中,治理污染设施运行费用是指废水治理运行费用与废气治理运行费用之和,数据来自历年《中国环境年鉴》;由于数据的限制,工业从业人数用工业城镇单位从业人员数作为替代指标,数据来自历年《中国劳动统计年鉴》。该变量数值越大,表明环境规制强度越大;反之,则相反。

重新对上文所构建的计量模型进行面板回归估计,结果见表5所示。该估计结果表明,模型(1)、模型(2)、模型(5-2)和模型(6)中主要解释变量的符号和显著性基本保持不变,由此可以认为本文的实证检验的结果是稳健的;而模型(5-1),即环境规制强度与环保研发投入之间关系的稳健性检验结果,与上文回归结果中主要解释变量的显著性有所差异,可能的原因,一是由于中国尚未对环境研发的相关数据进行专门的统计,通过特定测算方法而得到的数据会在一定程度上存在误差;二是表明,不同环境规制类型(表现在对环境规制强度的不同衡量指标)对环保研发投入的激励效应具有异质性,这也是未来研究的重要方向。

表5 稳健性检验的回归结果

变量	模型(1)	变量	模型(2)	模型(5-1) ERD	模型(5-2) NERD	变量	模型6-2
<i>lnPERFEE</i> (-1)	-0.0180** (-2.04)	<i>lnPERFEE</i>	0.4155*** (12.77)	0.0976 (0.68)	0.4238*** (12.25)	<i>lnERD₁</i>	-0.0009 (-0.19)
<i>lnRD</i>	0.1357*** (8.73)	<i>lnSCALE</i>	0.6334*** (2.98)	1.3750* (1.79)	0.3426 (1.56)	<i>lnNERD₁</i>	0.1327*** (6.23)
<i>lnCAL</i>	-0.0428* (-1.86)	<i>lnHR</i>	4.8607*** (13.25)	2.2233* (1.81)	5.0327*** (13.32)	<i>lnCAL</i>	-0.0908*** (-2.72)
<i>lnAGG</i>	-0.0773 (-1.12)	<i>lnEXP</i>	0.2283*** (3.86)	0.5175** (2.43)	0.2209*** (3.62)	<i>lnAGG</i>	-0.1234 (-1.36)
<i>lnTRAF</i>	0.0711** (1.96)	<i>lnFDI</i>	-0.2825*** (-4.67)	-0.5027** (-2.19)	-0.3276*** (-5.23)	<i>lnTRAF</i>	0.0706 (1.39)
<i>lnSCALE</i>	0.1796** (2.25)	<i>lnMARK</i>	0.4700*** (5.17)	0.5363 (1.51)	0.4198*** (4.39)	<i>lnSCALE</i>	0.2337** (2.15)
<i>lnFDI</i>	-0.0310** (-1.98)	_cons	-7.6020*** (-8.55)	-2.7302 (-0.92)	-8.6545*** (-9.44)	<i>lnFDI</i>	-0.0083 (-0.39)
_cons	0.1973 (1.20)					_cons	0.3035 (1.37)
时间效应检验	固定	时间效应检验	固定	固定	固定	时间效应检验	固定
时间效应F-统计量	6.48	时间效应F-统计量	96.81	3.15	76.50	时间效应F-统计量	2.50
个体固定效应检验	固定	个体固定效应检验	随机	随机	随机	个体固定效应检验	固定
Hausman 检验	Chi-Sq. = 33.34 (P = 0.0001)	Hausman 检验	Chi-Sq. = 4.33 (P = 0.7410)	Chi-Sq. = 2.18 (P = 0.9490)	Chi-Sq. = 5.98 (P = 0.5421)	Hausman 检验	Chi-Sq. = 30.28 (P = 0.0002)
调整样本决定系数	0.6968	调整样本决定系数	0.8518	0.1606	0.8413	调整样本决定系数	0.6426
F-统计量	107.11	F-统计量	1903.41	54.29	1738.16	F-统计量	49.57
伴随概率 (F-统计量)	P = 0.0000	伴随概率 (F-统计量)	P = 0.0000	P = 0.0000	P = 0.0000	伴随概率 (F-统计量)	P = 0.0000

注:1. 括号里的数字代表t值;2. ***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的水平上变量显著;3. 所有结果均由stata 12.0 计算而得。

五、结论及政策建议

在经济发展方式由高污染、高能耗向资源节约、环境友好转型的关键时期,如何合理地设计环境规制,使其不仅成为第一环保力,更成为中国经济发展中重要的改革驱动力,是当前中国经济转型和升级中亟需解决的重要问题。本文选取 2000—2012 年中国省级面板数据,运用两阶段模型对环境规制与技术创新、引致创新与绿色生产率提升之间的关系进行了实证检验。本文的主要结论如下: (1) 环境规制强度对 R&D 总投入和非环保 R&D 投入均具有显著的激励作用,而与环保技术创新呈现负相关关系,这在一定程度上验证了“弱版”波特假说的成立。由于环保技术创新并不能提高产品附加值,为企业带来直接的经济效益,因此面临严厉的环境规制,被规制企业更倾向于采取末端治理的减排方式,而将更多的资源用于生产技术、生产工艺的创新,这表明“波特假说”成立的条件性。(2) R&D 总投入能够显著促进绿色生产率的提升,这一正向影响主要来自于由规制引致的非环保技术创新的贡献;而环保技术创新尚未对绿色生产率产生显著影响。这表明环境规制对绿色生产率的提升产生了积极的间接影响,且通过环境规制引致非环保技术创新、非环保技术创新驱动绿色生产率提升这一传导路径而实现的。(3) 在短期内,环境规制对绿色生产率的直接影响为负;在长期内,环境规制对绿色生产率的影响系数变为正值,虽未通过显著性检验,但表明污染治理和生产率提升具有“双赢”的可能性。

本文的研究结论蕴含了以下政策启示: (1) 除高效实现环保目标外,对企业技术创新的激励能力是进行环境规制工具选择、设计或创新时所需考虑的关键因素之一。亦即,中国目前应加快环境税、排污权交易等市场激励型环境规制的制度设计和实施,尽快实现环境规制体系由行政命令为主向市场激励为主的转变,以主要依靠市场对资源配置的引导和调节作用,激发企业增加研发投入、努力提高其绿色生产率,并调动企业环保的主观能动性。(2) 由于环保研发投入并不产生直接的经济效益,企业往往缺乏投资激励。然而,长期来看,绿色技术取代末端治理技术是未来污染治理的必然趋势。因此,政府应加强对企业环保研发活动的引导和扶持,如对于致力于环保研发的企业,政府可给予一定的补贴,甚至政府可作为环保研发的投资者或环保技术的购买者,以创造对绿色技术的需求。(3) 在环境保护和污染治理的进程中,政府不应以短期内可能对经济增长造成的负效应作为理由而采取放松规制等短视行为和错误决策,而应具有长远眼光,这包含两层含义,首先,政府应维持良好而严厉的规制者声誉,从而规避企业的策略性行为;其次,政府应尽量避免未来环境规制的不确定性,使企业对未来的规制强度形成理性预期,进而有助于企业制定长期的投资决策。

注释:

- ①根据 Hamamoto^[25] 和 Yang *et al.*^[26] 的研究,当环境规制强度不断提高时,其对企业产生的环保压力可能会导致环保研发对非环保研发产生“挤出”效应,若环保研发的计算结果出现负值,则将其取值设定为 0,这一假设保证了非环保研发投入不会高于 R&D 总额。
- ②限于篇幅,作者未详细给出 GTFP 测算的具体理论方法,需要的读者可向作者索要,或参考原毅军和谢荣辉^[27]。
- ③由于 2013 年改为《中国工业统计年鉴》,不再公布工业总产值的数据,因此 2012 年的工业总产值利用 2012 年与 2011 年“工业销售产值”的比值计算而得。
- ④人力资本指标的计算方法如下: $HR_i = p_{i1} \times 6 + p_{i2} \times 9 + p_{i3} \times 12 + p_{i4} \times 16$ 。其中 p_{i1} 、 p_{i2} 、 p_{i3} 、 p_{i4} 分别表示第 i 省受教育程度为小学、初中、高中、大专及以上学历就业人口比重,各阶段的受教育年限(6 年、9 年、12 年和 16 年)为相应的权重。
- ⑤区位商指数的计算公式: $AGG_{ij} = \left(Y_{ij} / \sum_i Y_{ij} \right) / \left(\sum_j Y_{ij} / \sum_i \sum_j Y_{ij} \right)$,其中 Y 表示产值, i 表示地区, j 表示产业。

参考文献:

- [1] JAFFE A B , PALMER K. Environmental regulation and innovation: a panel data study [J]. *Review of economics and statistics* , 1997 , 79(4) : 610-619.
- [2] JOHNSTONE N , HAŠČIČ I , POPP D. Renewable energy policies and technological innovation: evidence based on patent counts [J]. *Environmental and resource economics* , 2010 , 45(1) : 133-155.
- [3] LEE J , VELOSOB F M , HOUNSHELL D A. Linking induced technological change , and environmental regulation: evidence from patenting in the U. S. auto industry [J]. *Research policy* , 2011 , 40(9) : 1240-1252.
- [4] BARBIERI N. Investigating the impacts of technological position and European environmental regulation on green automotive patent activity [J]. *Ecological economics* , 2015 , 117: 140-152.
- [5] LANJOUW J O , MODY A. Innovation and the international diffusion of environmentally responsive technology [J]. *Research policy* , 1996 , 25(4) : 549-571.
- [6] BORGHESI S , CAINELLI G , MAZZANTI M. Linking emission trading to environmental innovation: evidence from the Italian manufacturing industry [J]. *Research policy* , 2015 , 44(3) : 669 – 683.
- [7] 张成 , 陆暘 , 郭路 等. 环境规制强度和生产技术进步 [J]. *经济研究* , 2011(2) : 113-124.
- [8] 李婉红. 排污费制度驱动绿色技术创新的空间计量检验——以 29 个省域制造业为例 [J]. *科研管理* , 2015(6) : 1-9.
- [9] BARBERA A J , MCCONNELL V D. The impact of environmental regulations on industry productivity: direct and indirect effects [J]. *Journal of environmental economics and management* , 1990 , 18(1) : 50-65.
- [10] GRAY W B , SHADBEGIAN R J. Plant vintage , technology , and environmental regulation [J]. *Journal of environmental economics and management* , 2003 , 46(3) : 384-402.
- [11] GREENSTONE M , LIST J A , SYVERSON C. The effects of environmental regulation on the competitiveness of US manufacturing [Z]. NBER working paper , 2012 , No. 18392.
- [12] REXHÄUSER S , RAMMER C. Environmental innovations and firm profitability: unmasking the Porter Hypothesis [J]. *Environmental and resource economics* , 2014 , 57(1) : 145-167.
- [13] PEUCKERT J. What shapes the impact of environmental regulation on competitiveness? Evidence from executive opinion surveys [J]. *Environmental innovation and societal transitions* , 2014 , 10: 77 – 94.
- [14] 张三峰 , 卜茂亮. 环境规制、环保投入与中国企业生产率——基于中国企业问卷数据的实证研究 [J]. *南开经济研究* , 2011(2) : 219-219.
- [15] JORGE M L , MADUEÑO J H , MARTÍNEZ-MARTÍNEZ D , et al. Competitiveness and environmental performance in Spanish small and medium enterprises: is there a direct link? [J]. *Journal of cleaner production* , 2015 , 101: 26 – 37.
- [16] 李树 , 陈刚. 环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例 [J]. *经济研究* , 2013(1) : 17-31.
- [17] VAN LEEUWEN G , MOHNEN P. Revisiting the Porter Hypothesis: an empirical analysis of green innovation for the Netherlands [J]. *Economics of innovation and new technology* , 2017 , 26(1/2) : 63-77.
- [18] 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: 288-300.
- [19] FRANCO C , MARIN G. The effect of within-sector , upstream and downstream energy taxed on innovation and productivity [J]. *Environmental and resource economics* , 2017 , 66(2) : 261-291.
- [20] 陈诗一. 中国的绿色工业革命: 基于环境全要素生产率视角的解释(1980—2008) [J]. *经济研究* , 2010(11) : 21-34.
- [21] 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.
- [22] BRÄNNLUND R , LUNDGREN T. Environmental policy without costs? A review of the Porter Hypothesis [J]. *International review of environmental and resource economics* , 2009 , 3(2) : 75-117.
- [23] BRAUN E , WIELD D. Regulation as a means for the social control of technology [J]. *Technology analysis and strategic management* , 1994 , 6(3) : 259-272.
- [24] ACEMOGLU D , AGHION P , BURSZTYN L , et al. The environment and directed technical change [J]. *American e-*

- conomic review ,2012 ,102(1) : 131-166.
- [25]HAMAMOTO M. Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries [J]. Resource and energy economics ,2006 ,28(4) : 299-312.
- [26]YANG C H , TSENG Y H , CHEN C P. Environmental regulations , induced R&D , and productivity: evidence from Taiwan's manufacturing industries [J]. Resource and energy economics ,2012 ,34(4) : 514 - 532.
- [27]原毅军,谢荣辉. 环境规制与工业绿色生产率增长——对“强波特假说”的再检验[J]. 中国软科学 ,2016(7) : 144-154.
- [28]MANAGI S , JENA P R. Environmental productivity and Kuznets curve in India [J]. Ecological economics ,2008 ,65(2) : 432-440.
- [29]陈诗一. 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展[J]. 经济研究 2009(4) : 41-55.
- [30]董敏杰,李钢,梁泳梅. 中国工业环境全要素生产率的来源分解——基于要素投入与污染治理的分析[J]. 数量经济技术经济研究 2012(2) : 3-20.
- [31]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]. 中国工业经济 ,2014(8) : 57-69.
- [32]吴延瑞. 生产率对中国经济增长的贡献: 新的估计[J]. 经济学(季刊) ,2008(2) : 827-842.
- [33]张军. 资本形成、工业化与经济增长: 中国的转轨特征[J]. 经济研究 ,2002(6) : 3-13.
- [34]张公崑,梁琦. 出口、集聚与全要素生产率增长——基于制造业行业面板数据的实证研究[J]. 国际贸易问题 ,2010(12) : 12-19.
- [35]李丹,杨建君. 国内绿色技术创新文献特色及前沿探究[J]. 科研管理 ,2015(6) : 109-118.
- [36]张成,于同申,郭路. 环境规制影响了中国工业的生产率吗——基于 DEA 与协整分析的实证检验[J]. 经济理论与经济管理 ,2010(3) : 11-17.

(责任编辑: 禾 日)

Environmental regulation , induced innovation , and growth of green productivity in China

XIE Ronghui

(Faculty of Management and Economics , Dalian University of Technology , Dalian 116024 , China)

Abstract: This paper employs a two-step model to examine the impact of environmental regulation on environmentally induced innovation and non-environmentally induced innovation , as well as the impact of induced innovation on green productivity growth , with provincial-level data during 2000—2012. The results show that the environmental regulation significantly promotes both the total R&D and non-environmental R&D , while it is negatively related to environmental R&D. The induced innovation has a significantly positive effect on green productivity growth , indicating that environmental regulation has positive indirect effect on green productivity , which is mainly contribution of non-environmental technology innovation. It indicates that our conclusion supports the Porter hypothesis to some extent but with certain conditions. Furthermore , the direct impact of environmental regulation on green productivity is negative in the short term , but it's possible to achieve of a “win-win” of environmental protection and competitiveness. Therefore , the incentive of environmental regulatory for technological innovation should be one of the primary factors to consider when we design the environmental regulatory policies in the future.

Key words: environmental regulation; induced innovation; green productivity; two-step model; environmental R&D input