

异质性环境规制、清洁型技术结构与区域工业环境效率提升

魏巍

(嘉兴学院,浙江嘉兴314000)

摘要:构建并演绎异质性环境规制、清洁型技术结构与工业环境效率之间的作用机制,测算我国及各省份清洁、非清洁技术效率和工业环境效率,实证检验不同类型环境规制通过清洁型技术结构对工业环境效率形成的直接效应、中介效应和门槛效应。研究发现:各地区清洁、非清洁技术效率和工业环境效率一直呈上升趋势,且东部均高于中、西部地区。惩罚性环境规制和奖励性环境规制对工业环境效率的直接效应具有显著的正向影响,前者明显大于后者,但前者的作用力度逐渐减弱,后者的作用力度逐渐增强。二者均存在可持续两期的部分中介效应。惩罚性和奖励性环境规制分别呈现双重和三重门槛效应,大部分省份的环境规制已突破U型门槛下限,正向作用于工业环境效率。

关键词:异质性环境规制;清洁技术;环境效率;技术结构

中图分类号:F062.4 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2020)6—0119—13

我国借助工业经济的发展已经迅速跃居世界第二大经济体,但伴随工业经济发展的副作用,环境污染已经成为困扰我国可持续发展的尖锐问题。中国经济快速发展源于依赖廉价劳动力的二次加工产业,导致我国的优势产业集中于中低端价值链,中低端产业的主要特点就是高耗能、高污染。虽然我国已经迈入去产能、控污染的新经济发展模式,但前期快速发展所带来的工业环境污染已经不可逆,工业已经成为我国生态环境的第一大污染源。《中国环境经济核算研究报告》明确指出,近年来,我国环境退化成本不断增加,环境质量不断恶化,这暗示着经济的快速发展建立在环境污染成本持续增加的基础之上。如何在保证经济增速的同时,控制环境污染已经成为我国当下面临的严峻问题。环境是公共产品,需要借助国家干预来达到预期目的。环境规制是我国确保环境可持续发展的重要调控手段,我国各区域经济发展和生态环境水平存在明显差异,号召各地政府因地制宜,采取有针对性的环境规制手段是解决环境污染的有效途径。不同类型的环境规制在不同地区所带来的作用效果存在一定的差异,寻求使环境污染可控性最强的环境规制手段能够事半功倍,降低环境退化成本。长期来看,推动经济发展的根本动力是技术进步,清洁型技术是国家绿色经济增长的主要动力,能够兼顾经济发展和环境保护的可持续发展,通过清洁型技术进行有效的环境规制,将成为我国应对环境污染和提升环境效率的双赢途径。

早期基于新古典经济学的静态假说研究认为,环境规制会将环境污染的负外部成本内生于企业生产,增加企业的研发成本,抑制企业生产率的提升,不利于企业的创新发展^[1-2]。不同于这些学者对环境规制的态度,Poter^[3]基于动态视角对环境规制、清洁型技术与环境质量的关系进行了新的阐释,他认为合理的环境规制可以促进企业技术创新,优化资源配置,这种创新效应补偿了企业的规制成本,促进了企业的生产率提升,进一步增强了企业产品的竞争力,进而提升环境质量,这种观点被称为“波特假说”。“波特假说”开启了新的研究热点,并在后期研究中得到了扩展。一些学者通过将环保专利数量、研发投入和生产率提升等作为技术创新的替代变量,验证了环境规制和技术创新之间的正向激励关系^[4-6]。Ambec和Barla^[7]的研究证实,通过强制性的环境规制措施可以激励企业对清洁技术的研发投入,提升企业的清洁技术创新水平,实现帕累托均衡从低研发向高研发的转换。但有学者发现,这种研发投入所取得的收益具有一定的时滞效应,为了保证清洁技术研发企业的获益能力,需要对整个行业实施一贯性的强制环境规制^[8]。

随着研究的深入,后期学者发现环境规制和技术创新之间不是简单的抑制或促进作用,特别是在不同的研究样本上,所表现出来的关系往往是非线性形式,比如,二者可能呈现U型关系^[9-11]。这是否暗示着环境规

收稿日期:2020—02—14

基金项目:教育部人文社科青年项目“我国制造业技术进步偏向性的空间扩散效应研究”(18YJC790174);浙江省教育厅一般项目“环境规制、技术空间溢出与浙江省工业绿色转型研究”(Y201942276)

作者简介:魏巍(1984—),女,河北唐山人,嘉兴学院讲师,华东师范大学经济学博士,研究方向:发展经济学。

划与清洁型技术之间也存在着非线性关系? Acemoglu 等^[12]将清洁偏向型技术内生化的,通过理论模型验证了只有当环境规制达到一定程度,技术进步才会偏向于清洁型。Hascic 等^[13]通过对 OECD 国家汽车行业的研究发展,不同类型环境规制对不同类型清洁技术创新的作用效果存在差异,环境税等市场激励型环境规制会促进污染综合治理技术的提升,政府制定污染排放标准的命令-控制型环境规制对二次燃烧污染治理技术作用更强。董直庆和焦翠红^[14]发现中国在不同经济发展阶段和所有制结构的作用下,使得环境规制对清洁技术创新的作用呈现出非单一性,并具有双重门槛特性。

上述研究对于环境规制对清洁技术的作用并没有一致的结论,也没有通过环境规制和清洁技术扩展到工业环境效率的提升上,对于三者之间的理论机制研究也有待进一步拓展。承接上述问题,本文的研究贡献如下:一是将研究对象从环境规制对清洁技术的影响扩展到了异质性环境规制、清洁型技术结构对工业环境效率提升影响的问题上,构建并演绎了三者之间的作用机制,丰富和拓展了环境规制和清洁技术的理论框架;二是测算并分析我国及 30 个省份(西藏地区和港澳台地区因数据缺失剔除)清洁、非清洁技术效率和工业环境效率,直观反映了我国及各省份生态环境发展情况;三是实证分析了不同类型环境规制对清洁型技术结构和工业环境效率的直接效应,验证了不同类型环境规制通过清洁型技术结构对工业环境效率形成的中介效应,进一步分析了不同类型环境规制通过清洁型技术结构对工业环境效率形成的非线性门槛效应,对各省份不同类型的环境规制作用进行了归纳,并提出了改进意见。

一、作用机制

(一)非环境规制下清洁型技术结构的作用机制

假设一国包括 M 和 N 两个地区, M 地区为技术自主研发地, N 地区为技术引进地。每个地区最终产品由清洁型和非清洁型两类产品组成,且最终产品市场为完全竞争市场,将生产函数设定为 CES 形式:

$$Y = \left[Y_C^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + Y_D^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中: Y_C 为清洁型产品; Y_D 为非清洁型产品; σ 是两种产品的要素替代弹性。设 p_C 为清洁型产品价格, p_D 为非清洁型产品价格,根据最终产品利润最大化,可以得到两种类型产品之间的相对价格比为

$$\frac{p_C}{p_D} = \left(\frac{Y_C}{Y_D} \right)^{-\frac{1}{\sigma}} \quad (2)$$

设两种类型产品满足如下生产形式:

$$Y_J = A_J I_J, (J = C \text{ 或 } D, \text{ 下同}) \quad (3)$$

其中: I 代表除了技术以外其他要素投入的集合,如资本和劳动等。非清洁型产品的生产伴随污染物的产生,设污染物的产生满足:

$$V = \xi Y_D \quad (4)$$

其中: ξ 代表污染物的排放比例,即污染物的排放与非清洁型产品的生产成正比。 A_C 和 A_D 分别代表生产清洁型产品和非清洁型产品所需的技术。设两种技术形态为质量提高型,具体由式(5)决定:

$$A_J = \int_0^1 q_J(i)^\gamma \left[\frac{x_J(i)}{I_J} \right]^{1-\gamma} di \quad (5)$$

总体来说,式(5)是一个 C-D 形式的生产函数。 $q_J(i)$ 代表 J 类型产品生产过程中投入的创新产品质量; $x_J(i)$ 代表 J 类型产品生产过程中投入的创新产品数量; γ 衡量了 C 、 D 两种类型产品生产过程中所投入的创新产品质量和数量所占份额,且 $0 < \gamma < 1$ 。

在不考虑污染物减排的情况下, Y_J 产品生产部门根据利润最大化一阶条件,确定对创新产品的需求方程:

$$x_J = \left[\frac{(1-\gamma)P_J}{h_J} \right]^{\frac{1}{\gamma}} q_J I_J \quad (6)$$

其中: h_J 代表创新产品 x_J 的价格。式(6)表明,创新产品的需求不仅受到自身价格和质量的影

或非清洁型产品价格和投入要素相关,前者表现为“价格效应”,后者表现为“市场规模效应”。

假设创新产品市场是垄断的,即创新产品的价格由垄断厂商根据其利润最大化条件制定。借鉴 Acemoglu^[15]的做法,将创新产品边际成本设为 $(1 - \gamma)^2$,得到垄断厂商的生产利润:

$$\pi_J(i) = [h_J - (1 - \gamma)^2] x_J \quad (7)$$

进一步地,垄断厂商根据利润最大化会将创新产品价格定为 $(1 - \gamma)$,代入式(6),可得:

$$x_J = P_J^{\frac{1}{\gamma}} q_J I_J \quad (8)$$

进而,可以将式(7)表述为

$$\pi_J = \gamma(1 - \gamma) P_J^{\frac{1}{\gamma}} q_J I_J \quad (9)$$

将式(8)分别代入式(5)和式(3),可得:

$$A_J = \left(P_J\right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} Q_J \quad (10)$$

$$Y_J = \left(P_J\right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} Q_J I_J \quad (11)$$

其中: $Q_J = \int_0^1 q_J(i) di$,表示创新产品的平均质量。

技术进步的提升表现为创新产品质量 q_J 的升级,且每次升级后可以提高到 λq_J ($\lambda > 1$),研发成功的概率为 s_J ,设研发成本为 $\phi s_J \lambda q_J \tau_J$,其中, ϕ 为研发成本参数,研发成本与创新产品质量 q_J 成正比,即所需创新产品质量越高,研发难度越大,成本越高。 τ_J 为研发前期投入成本。设研发的创新产品市场价值为 $V_J(i)$,预期收益率为 R ,结合垄断利润,应满足:

$$RV_J(i) = \pi_J(i) + \dot{V}_J(i) - s_J V_J(i) \quad (12)$$

其中: $\dot{V}_J(i)$ 代表宏观因素的不确定性带来的市场价值的波动; $s_J V_J(i)$ 表示现有创新产品技术被取代的可能性。

假设创新产品的研发领域无障碍、可自由进入,那么,研发市场出清的条件要求研发收益等于研发成本:

$$s_J V_J(i + 1) = \phi s_J \lambda q_J(i) \tau_J \quad (13)$$

在稳态状态(平衡增长路径)下, $\dot{V}_J(i) = 0$,结合式(13)的条件,由式(12)可以得到研发利润:

$$\pi_J(i) = (R + s_J) \phi \lambda q_J(i) \tau_J \quad (14)$$

结合式(9),得出研发成功概率的表达式:

$$s_J = \frac{\gamma(1 - \gamma) P_J^{\frac{1}{\gamma}} I_J}{\tau_J \phi \lambda} - R \quad (15)$$

由于在均衡路径上,两类创新产品的研发成功概率相同,即

$$s_c = s_d \quad (16)$$

结合式(15),可以得到技术市场上的均衡条件:

$$\frac{P_c}{P_d} = \left(\frac{I_c}{I_d}\right)^{-\gamma} \left(\frac{\tau_c}{\tau_d}\right)^{\gamma} \quad (17)$$

结合式(2)、式(11)和式(17),可以将两种创新产品的平均质量比表述如下:

$$\frac{Q_c}{Q_d} = \left(\frac{I_c}{I_d}\right)^{\gamma\sigma - \gamma} \left(\frac{\tau_c}{\tau_d}\right)^{\gamma - \gamma\sigma - 1} \quad (18)$$

结合式(10)、式(17)和式(18),可得到清洁型和非清洁型产品的技术比:

$$\frac{A_c}{A_d} = \left(\frac{I_c}{I_d}\right)^{\gamma\sigma - 1} \left(\frac{\tau_c}{\tau_d}\right)^{-\gamma\sigma} \quad (19)$$

可见,清洁型与非清洁型技术研发的前期成本比的增加会阻碍清洁型和非清洁型产品的技术比(代表技术结构)的提升。当 $\gamma\sigma - 1 < 0$ 时,清洁型与非清洁型其他要素投入比的增加会阻碍清洁型和非清洁型产品

技术比的提升;当 $\gamma\sigma - 1 > 0$ 时,清洁型与非清洁型其他要素投入比的增加会促进清洁型和非清洁型产品技术比的提升。

命题 1:在不考虑环境规制的情况下,清洁型和非清洁型产品技术比(技术结构)取决于两种产品生产过程中的其他要素投入比和两种技术研发的前期成本比,且后者的增加会阻碍清洁型和非清洁型产品技术比的提升。

(二)异质性环境规制对技术结构的作用机制

下面考虑纳入环境规制的情况,不同于常规的市场激励型和命令-控制型环境规制的划分形式,本文从事前和事后控制的角度来看,将环境规制分为正向奖励性规制和负向惩罚性规制两种。对于清洁型产品的生产企业可以采用奖励性规制,补贴清洁型技术研发过程中发生的成本,往往发生在产品生产前期。对于非清洁型产品的生产企业可以采用惩罚性规制,对非清洁型产品生产所伴随产生的污染物征税,往往发生在产品生产后期。

1. 正向奖励性规制:对清洁型产品技术研发给予补贴

设每单位清洁型创新产品研发投入给予 $e(q_c, \phi, s_c)$ 单位的补贴,补贴标准与创新产品研发质量、研发成本参数、研发成功概率相关,一般来说,创新产品研发质量越高、补贴标准越高;研发成本参数越高、补贴标准越高;研发成功概率越高,补贴标准越高。因此,清洁型创新产品的研发成本为 $\phi s_c \lambda q_c \tau_c - e(q_c, \phi, s_c) \tau_c$,为了简化计算,令 $e(q_c, \phi, s_c) = \theta \phi s_c \lambda q_c$, θ 代表研发补贴参数,且 $0 < \theta < 1$,则研发成本为 $(1 - \theta) \phi s_c \lambda q_c(i) \tau_c$ 。研发市场出清的条件下,式(13)变为

$$s_c V_c(i+1) = (1 - \theta) \phi s_c \lambda q_c(i) \tau_c \quad (20)$$

在稳态状态下,得出清洁型产品研发成功概率的表达式为

$$s_c = \frac{\gamma(1 - \gamma) P_c^{\frac{1}{\gamma}} I_c}{(1 - \theta) \tau_c \phi \lambda} - R \quad (21)$$

平衡路径上,根据两类创新产品的研发成功概率相同,得到技术市场上的均衡条件:

$$\frac{P_c}{P_d} = \left(\frac{I_c}{I_d} \right)^{-\gamma} \left[\frac{(1 - \theta) \tau_c}{\tau_d} \right]^{\gamma} \quad (22)$$

进一步,得到两种创新产品的平均质量比为

$$\frac{Q_c}{Q_d} = \left(\frac{I_c}{I_d} \right)^{\gamma\sigma - \gamma} \left[\frac{(1 - \theta) \tau_c}{\tau_d} \right]^{\gamma - \gamma\sigma - 1} \quad (23)$$

结合式(10)、式(22)和式(23),可得清洁型和非清洁型产品的技术比:

$$\frac{A_c}{A_d} = \left(\frac{I_c}{I_d} \right)^{\gamma\sigma - 1} \left[\frac{(1 - \theta) \tau_c}{\tau_d} \right]^{-\gamma\sigma} \quad (24)$$

对式(24)中的 θ 求导可得:

$$\frac{\partial(A_c/A_d)}{\partial\theta} = \gamma\sigma \left(\frac{I_c}{I_d} \right)^{\gamma\sigma - 1} \left(\frac{\tau_c}{\tau_d} \right)^{-\gamma\sigma} (1 - \theta)^{-\gamma\sigma - 1} \quad (25)$$

可见,当 $0 < \theta < 1$ 时,正向奖励性规制的增加会提高清洁型和非清洁型产品的技术比,促进清洁型技术的研发;但当 $\theta > 1$ 时,清洁型和非清洁型产品的技术比则会下降,阻碍清洁型技术的研发,也就是说,正向奖励性规制存在最优极值,应在研发支出范围内给予补贴。

2. 负向惩罚性规制:对非清洁型产品污染进行征税

设对每单位排污物征收一定的比例税,记为 t ,结合式(4),污染物的排放成本为 $t P_d V$,非清洁产品生产部门根据利润最大化一阶条件,确定对创新产品的需求方程:

$$x_d = \left[\frac{(1 - \gamma) P_d (1 - t\xi)}{h_d} \right]^{\frac{1}{\gamma}} q_d I_d \quad (26)$$

结合创新产品垄断厂商利润最大化条件,式(26)可以表述为

$$x_D = \left[P_D (1 - t\xi) \right]^{\frac{1}{\gamma}} q_D I_D \quad (27)$$

非清洁型产品技术可以表述为

$$A_D = \left[P_D (1 - t\xi) \right]^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} Q_D \quad (28)$$

非清洁型产品的生产形式可以表述为

$$Y_D = \left[P_D (1 - t\xi) \right]^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} Q_D I_D \quad (29)$$

根据技术市场上的出清条件、平衡路径下利润最大化条件,可得非清洁型创新产品研发成功概率为

$$s_D = \frac{\gamma(1-\gamma) \left[P_D (1 - t\xi) \right]^{\frac{1}{\gamma}} I_D}{\tau_D \phi \lambda} - R \quad (30)$$

由于在均衡路径上两类创新产品的研发成功概率相同,可得技术市场上的均衡条件:

$$\frac{P_C}{P_D} = (1 - t\xi) \left(\frac{I_C}{I_D} \right)^{-\gamma} \left(\frac{\tau_C}{\tau_D} \right)^{\gamma} \quad (31)$$

结合式(2)、式(29)和式(31),可以将两种创新产品的平均质量比表述如下:

$$\frac{Q_C}{Q_D} = (1 - t\xi)^{-\sigma} \left(\frac{I_C}{I_D} \right)^{\gamma\sigma - \gamma} \left(\frac{\tau_C}{\tau_D} \right)^{\gamma - \gamma\sigma - 1} \quad (32)$$

结合式(10)、式(28)、式(31)和式(32),可得到清洁型和非清洁型产品的技术比:

$$\frac{A_C}{A_D} = (1 - t\xi)^{-\sigma} \left(\frac{I_C}{I_D} \right)^{\gamma\sigma - 1} \left(\frac{\tau_C}{\tau_D} \right)^{-\gamma\sigma} \quad (33)$$

对式(33) t 求导可得:

$$\frac{\partial (A_C/A_D)}{\partial t} = \sigma \xi (1 - t\xi)^{-\sigma-1} \left(\frac{I_C}{I_D} \right)^{\gamma\sigma-1} \left(\frac{\tau_C}{\tau_D} \right)^{-\gamma\sigma} \quad (34)$$

可见,当 $0 < t\xi < 1$ 时,负向惩罚性规制的增加会提高清洁型和非清洁型产品的技术比,促进清洁型技术的研发;但当 $t\xi > 1$ 时,清洁型和非清洁型产品的技术比会下降,阻碍清洁型技术的研发,也就是说,负向惩罚性规制存在最大上限,应在污染物排放支出范围内征税。

命题2:在进行环境规制的情况下,清洁型和非清洁型产品的技术比除了取决于两种产品生产过程中的其他要素投入比和两种技术研发的前期成本比外,在正向奖励性环境规制下,还受研发补贴参数的影响,且在研发支出范围内研发补贴参数的增加会促进清洁型和非清洁型产品技术比的提升;在负向惩罚性环境规制下,受污染税和排污比例的影响,且在污染物排放支出范围内污染税和排污比例的增加会促进清洁型和非清洁型产品技术比的提升。

分别对式(24)和式(19)取对数并作差,可得正向奖励性规制与非环境规制下清洁型和非清洁型产品技术比的大小关系:

$$\Delta \ln \frac{A_C}{A_D} = -\gamma\sigma \ln(1 - \theta) \quad (35)$$

可见,式(35)的结果大于0,正向奖励性规制下清洁型和非清洁型产品技术比大于非环境规制的技术比。

分别对式(33)和式(19)取对数并作差,可得负向惩罚性规制与非环境规制下清洁型和非清洁型产品技术比的大小关系:

$$\Delta \ln \frac{A_C}{A_D} = -\sigma \ln(1 - t\xi) \quad (36)$$

式(36)的结果大于0,说明负向惩罚性规制下清洁型和非清洁型产品技术比大于非环境规制下的技术比。

分别对式(24)和式(33)取对数并作差,可得正向奖励性规制与负向惩罚性规制下清洁型和非清洁型产品技术比的大小关系:

$$\Delta \ln \frac{A_c}{A_d} = \sigma \left[\ln(1 - t\xi) - \ln(1 - \theta)^\gamma \right] \quad (37)$$

正向奖励性与负向惩罚性规制下清洁型和非清洁型产品技术比的大小关系取决于 $1 - t\xi$ 与 $(1 - \theta)^\gamma$ 的大小关系。当 $1 - t\xi > (1 - \theta)^\gamma$, 正向奖励性规制提升清洁型和非清洁型产品技术比的效果更明显; 当 $1 - t\xi < (1 - \theta)^\gamma$, 负向惩罚性规制提升清洁型和非清洁型产品技术比的效果更明显。

命题 3: 无论是何种环境规制, 均能够提升清洁型和非清洁型产品技术比。正向奖励性与负向惩罚性型规制的作用差异取决于两种技术研发的前期成本比、创新产品质量和数量所占份额、研发补贴参数、污染税和排污比例的大小。

(三) 异质性环境规制、技术结构与环境效率的作用机制

根据世界可持续发展委员会对环境效率的界定, 即环境效率 = 产品或服务的价值 / 生态环境的负荷, 可以将环境效率表述如下:

$$E = \frac{PY}{\xi Y_d} \quad (38)$$

P 代表产品 Y 的价格, 令 $P = 1$ 。将式(1)和式(3)代入, 整理可得:

$$E = \frac{1}{\xi} \left[\left(\frac{A_c}{A_d} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \left(\frac{I_c}{I_d} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + 1 \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (39)$$

式(39)说明, 在不考虑环境规制的情况下, 清洁型与非清洁型技术比的增加、其他要素投入比的增加会促进环境效率的提升。

将式(24)代入式(39), 得到在正向奖励性规制下的环境效率表达式:

$$E = \frac{1}{\xi} \left[(1 - \theta)^{-\gamma(\sigma-1)} \left(\frac{\tau_c}{\tau_d} \right)^{-\gamma(\sigma-1)} \left(\frac{I_c}{I_d} \right)^{\gamma(\sigma-1)} + 1 \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (40)$$

可见, 在研发支出范围内, 研发补贴参数的增加会促进环境效率的提升。

将式(33)代入式(39), 得到在负向惩罚性规制下的环境效率表达式:

$$E = \frac{1}{\xi} \left[(1 - t\xi)^{-(\sigma-1)} \left(\frac{\tau_c}{\tau_d} \right)^{-\gamma(\sigma-1)} \left(\frac{I_c}{I_d} \right)^{\gamma(\sigma-1)} + 1 \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (41)$$

可见, 在污染物排放支出范围内, 污染税和排污比例的增加会促进环境效率的提升。

命题 4: 清洁型与非清洁型技术研发的前期成本比的增加会阻碍环境效率的提升, 清洁型与非清洁型技术研发的其他要素投入比的增加会促进环境效率的提升。正向奖励性规制下, 在研发支出范围内, 研发补贴参数的增加会促进环境效率的提升; 负向惩罚性规制下, 在污染物排放支出范围内, 污染税和排污比例的增加会促进环境效率的提升。

二、计量模型、变量和数据说明

(一) 计量模型

根据前文作用机制的推导结果, 环境效率会受到清洁型与非清洁型产品技术结构(简称“清洁型技术结构”)和环境规制的影响, 而环境规制又会对清洁型技术结构产生直接影响, 即清洁型技术结构对环境效率存在中介效应, 因此, 本文采用中介效应模型进行计量分析。不同于传统计量分析所产生的总效应, 中介效应模型包括直接效应和中介效应两部分。如图 1 所示, 在不存在中介变量的情况下, 自变量 IV 对因变量 DV 的作用效应为 c , 存在中介变量的情况下, 自变量对因变量的作用效应由直接效应 c' 和中介效应 ab 两部分组成, 其中, ab 为自变量 IV 通过中介变量

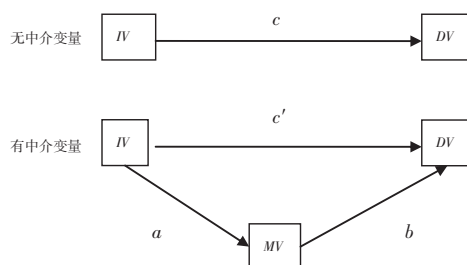


图 1 中介效应作用机制

MV对因变量DV所产生的中介效应。根据中介效应的作用机制,本文探讨的是自变量环境规制(ER)通过中介变量清洁型技术结构(AS)对因变量环境效率(E)产生的作用效应。

具体来说,构建中介效应模型如下:

$$E_{it} = \alpha_0 + cER_{it} + \alpha_1 X_{it} + \mu_{i1} + \nu_{t1} + \varepsilon_{it} \quad (42)$$

$$AS_{it} = \beta_0 + aER_{it} + \beta_1 X_{it} + \mu_{i2} + \nu_{t2} + \varepsilon_{it} \quad (43)$$

$$E_{it} = \eta_0 + c'ER_{it} + bAS_{it} + \eta_1 X_{it} + \mu_{i3} + \nu_{t3} + \varepsilon_{it} \quad (44)$$

其中: i 和 t 分别代表省份和时间; X 为控制变量的总称; μ 为个体效应; ν 为时间效应; ε 为随机扰动项。

(二)变量和数据说明

1. 被解释变量

本文以工业环境效率(E)作为被解释变量(因变量),在DEA模型框架下,以工业销售产值作为期望产出,以污染物中的典型二氧化硫(SO_2)和化学需氧量(COD)的排放量代表非期望产出,以工业企业平均从业人员作为劳动投入、以工业固定资产净值作为资本投入,为了凸显环境因素的重要性,选取工业废气和工业废水治理的运行费用之和、工业环境污染防治投资两个指标代表环境治理投入、以工业能源投资作为能源投入。根据数据的可得性,选取2004—2015年作为研究期间,其中个别年份缺失的数据以各年份指标平均增长率进行推算。数据来源于《中国统计年鉴》《中国价格统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国能源统计年鉴》和《中国环境年鉴》,产出类指标以工业生产者出厂价格指数进行平减、投资类指标以固定资产投资价格指数进行平减、费用类指标以居民消费价格指数进行平减,以1999年为基期。

将各省份工业环境效率测算结果划分为东部、中部、西部3部分,如图2所示。总体来讲,东部地区的工业环境效率显著高于中部和西部地区,西部地区工业环境效率最低。在西部大开发推进政策的引领下,西部地区在2006年以后工业环境效率一直呈上升态势,但于近期已经超越中部地区,进入新常态时期后,东部和西部地区的工业环境效率在2012年后转变了上升趋势,趋于平稳。这说明各地区之间工业环境效率存在明显差异,且与经济发展大环境是分不开的。

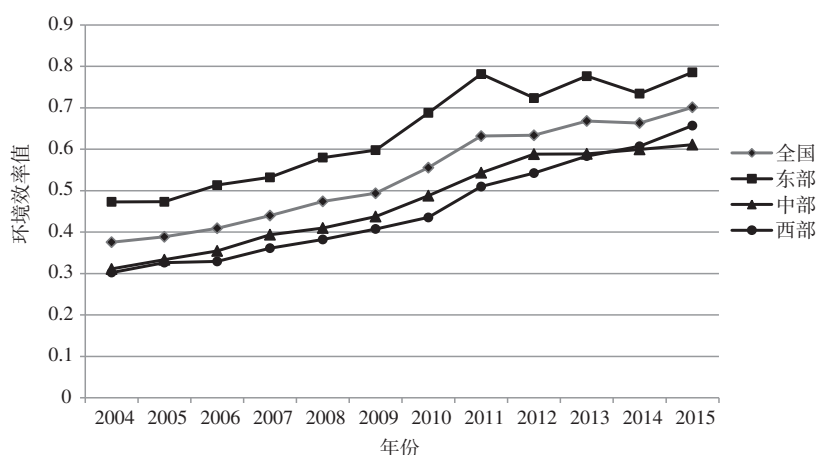


图2 2004—2015年中国及东中西三大地区工业环境效率变化趋势

2. 中介变量

本文以清洁型技术结构(AS)作为中介变量。清洁行业和非清洁行业的划分参照沈能^[16]的方法,以《中国环境统计年鉴》中工业废水和工业废气治理的运行费用为测算基础,以各行业废水和废气的比例 of 各自权重测算工业各行业污染排放强度,以2004—2015年为研究期限,将工业39个行业根据污染排放强度进行划分,考虑到后期实证研究中数据的连续性和可得性,结合《中国工业经济统计年鉴》中各行业的划分方法,最终选取25个行业作为研究对象,具体划分方法如下。

(1)清洁行业:电气机械及器材制造业、专用设备制造业、通用设备制造业、交通运输设备制造业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业、仪器仪表及文化、办公用机械制造业、农副食品加工业、烟草制品业、金属制品业。

(2)非清洁行业:煤炭开采和洗选业、食品制造业、纺织业、医药制造业、饮料制造业、石油加工、炼焦及核燃料加工业、化学纤维制造业、有色金属冶炼及压延加工业、化学原料及化学制品制造业、黑色金属矿采选业、石油和天然气开采业、有色金属矿采选业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、造纸及纸制品业、电力、热力的生产和供应业。

清洁型技术结构即清洁行业产品技术效率与非清洁行业产品技术效率的比值。以DEA方法测算清洁行业和非清洁行业TFP指数,选取1999—2016年为研究期间,测算清洁行业和非清洁行业的技术效率值。按照清洁行业和非清洁行业的划分标准,以两类行业对应的细分行业增加值之和为产出,以两类行业对应的细分行

业平均从业人员之和为劳动投入,以两类行业对应的细分行业资本存量作为资本投入。其中,《中国工业经济统计年鉴》对各行业工业增加值仅公布到 2007 年,因此,2008 年后的各行业工业增加值采用各行业工业销售产值的增长率来近似推算,以工业出厂者价格指数进行平减。资本存量的计算方法参照姚毓春等^[17],采用永续盘存法,以固定资产投资价格指数进行平减,以 1999 年为基期。由于 TFP 衡量的是技术增长率,因此,参照王林辉等^[18]对技术进步方向转化的做法,以 1999 年的技术效率值为基期,将技术增长率转换为技术效率值。

清洁行业技术效率发展趋势如图 3(a)所示,总体来说,全国及东部、中部、西部 3 个地区清洁行业技术效率一直呈上升趋势,且增长率走势类似,多数年份东部地区的技术效率值最高,但西部地区于近几年的技术效率增长率不断增高,已经超越东部和西部地区。非清洁行业技术效率发展趋势如图 3(b)所示,全国和三大区域的非清洁行业技术效率一直呈现上升趋势,东部地区的技术效率值一直显著高于中部和西部地区,中部地区和西部地区技术效率值差距不大,二者交错发展。由此可见,东部、中部、西部 3 个地区清洁型技术结构的发展趋势也会呈现较大差异。

3. 解释变量

本文研究的主要解释变量是惩罚性和奖励性环境规制。以单位污染收费来代表惩罚性环境规制,则单位污染收费=(工业废气治理运行费用+工业废水治理运行费用)/(工业 SO₂排放总量+工业 COD 排放总量),记为表达式一。以单位研发补贴作为奖励性环境规制,则单位研发补贴=工业企业 R&D 研发经费中的政府补贴额/清洁行业 GDP,记为表达式二。其中,由于《中国科技统计年鉴》仅公布了 2009 年以后的工业企业 R&D 经费中的政府支出,因此 2004—2008 年的工业企业 R&D 研发经费中的政府支出由 R&D 经费支出中的政府资金在工业企业的投入额乘以各地区财政支出中的科技支出在全国的占比来表示。

根据理论机制的推导结果,结合现有文献对环境效率影响因素的研究^[19-21],本文选取研发投入水平、要素投入结构、对外开放程度和产业结构作为控制变量,上述数据来源于《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国能源统计年鉴》和《中国价格统计年鉴》,变量描述性统计见表 1。

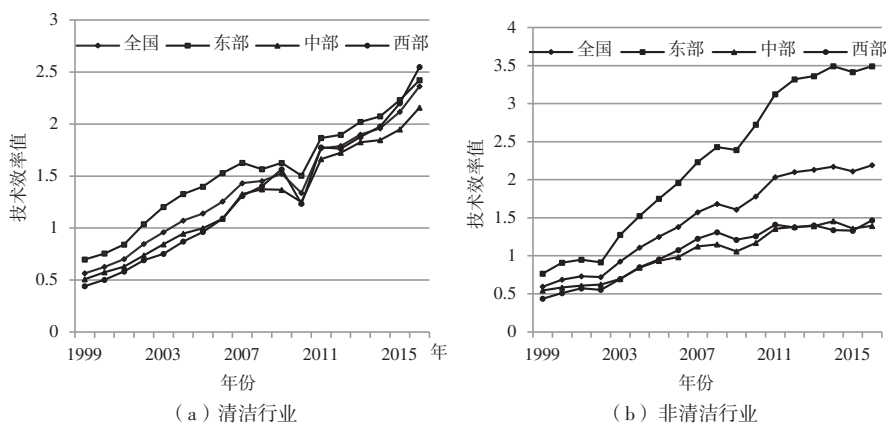


图 3 1999—2016 年清洁行业和非清洁行业全国及东中西三大地区技术效率值发展趋势图

表 1 变量的描述性统计

变量	变量含义	表示方法	平均值	标准差	最大值	最小值
E	工业环境效率	模型测算	0.9652	0.4314	3.0601	0.0928
AS	清洁型技术结构	模型测算: 清洁与非清洁行业技术效率比值	1.1932	0.6203	4.6289	0.2819
PER	惩罚性环境规制	单位污染收费(见文中表达式一)	0.7904	0.7492	5.1385	0.0432
EER	奖励性环境规制	单位研发补贴(见文中表达式二)	0.0047	0.0049	0.0351	0.0007
CS	前期研发投入成本结构	清洁与非清洁行业上期资本存量比值	0.2791	0.1956	0.8540	0.0107
FS	要素投入结构	清洁与非清洁行业从业人员比值	0.7946	0.6998	4.2767	0.0733
RD	研发投入水平	工业企业 RD 经费投入与工业 GDP 比值	1.2150	1.0760	8.4270	0.0248
IS	产业结构	清洁与非清洁行业 GDP 比值	0.6088	0.4170	2.0679	0.0390
OS	对外开放程度	工业企业 FDI 与工业 GDP 比值	0.5255	0.9628	10.2332	0.0293
AS'	清洁型技术结构	清洁与非清洁行业固定资产净值比值	0.2963	0.2173	1.5864	0.0119

三、实证分析

(一)直接效应

本文研究对象为 2004—2015 年中国 30 个省份(西藏地区和港澳台地区因数据缺失剔除)的工业环境效率,符合短面板的特性,为了解决异方差问题,采用 Driscoll 和 Kraay^[22]提出的 xtsc 方法处理。由于环境规制的作用往往具有滞后效应,且环境规制与清洁型技术结构、工业环境效率之间可能存在双向因果关系,为了克服内生性问题,对被解释变量滞后一期和两期做进一步回归。表 2 显示了清洁型技术结构在当期、滞后一期和两期下的回归结果。与推导结果类似,奖励性和惩罚性环境规制对清洁型技术结构均具有正向影响,且惩罚性环境规制的作用力度大于奖励性环境规制,惩罚性环境规制的显著作用仅体现在当期,奖励性环境规

制的影响会随着时间推移递延到下一期,但滞后到第二期也不再显著。前期研发投入成本结构对清洁型技术结构具有显著的负向影响,且一直会延续到两期之后,但作用力度在减弱。清洁行业要素投入结构对清洁型技术结构具有显著的正向影响,但作用效果仅体现在当期。清洁行业产业结构对清洁型技术结构具有显著的正向影响,且作用效果持续到两期之后,作用力度在减弱。

表2 清洁型技术结构回归结果

变量	PER	EER	CS	FS	IS	cons	R ²	F
当期	0.1493** (0.0600)	0.0142** (0.0054)	-1.1823*** (0.3507)	0.2801*** (0.0887)	1.5829*** (0.1922)	0.9583*** (0.1248)	0.419	2007.38
滞后一期	0.0769 (0.0759)	0.0102* (0.0054)	-0.9666*** (0.2492)	0.1173 (0.1727)	1.3496*** (0.2709)	0.9333*** (0.1221)	0.3969	560.2
滞后两期	0.0673 (0.0655)	0.0089 (0.0051)	-0.7196** (0.2242)	0.1275 (0.1542)	1.2417*** (0.2620)	0.8952*** (0.1168)	0.3988	1078.5

注:括号中数据为标准误;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

由于清洁型技术结构和工业环境效率均是以DEA测算的结果,为了避免可能存在的内生性问题,根据现有研究中证实的可以固定资产中的设备工器具投资来表征资本体现式技术进步^[23],结合数据的可得性,本文以清洁和非清洁行业所对应的细分行业的固定资产净值之和的比值来代表清洁型技术结构进行稳健性检验。表3列示了工业环境效率的基准回归和稳健性检验结果,二者的结果类似。惩罚性环境规制和奖励性环境规制对工业环境效率有显著的正向影响,惩罚性环境规制的作用力度明显大于奖励性环境规制,二者的作用效果均能持续到两期后,但惩罚性环境规制的作用力度逐渐减弱,奖励性环境规制的作用力度逐渐增强,这说明惩罚性环境规制在实施前期对企业的规制力度更强,之后会逐渐淡化,而奖励性环境规制带来的作用效果主要体现在后期,对后期环境效率的提升红利更大。清洁型技术结构会显著促进工业环境效率的提升,且作用力度较强,并能滞后到两期之后,但后期会逐渐减弱,充分体现了清洁型技术结构对环境效率的贡献率和作用时间的持久性。清洁行业要素投入结构和产业结构的作用效果类似于清洁行业技术结构。研发投入会促进工业环境效率的提升,但作用效果仅在当期显著,说明大规模的工业企业研发投入对环境效率的提升针对性不强。值得注意的是,对外开放程度会抑制工业环境效率的提升,这说明对外开放所引进的外商直接投资对象可能偏重于非清洁行业,这与我国低附加值产品占比较高有关。

(二)中介效应

根据理论推导结果,环境规制会通过清洁型技术结构对工业环境效率产生间接影响,应用中介效应模型,可以进一步分解环境规制对工业环境效率的中介效应,见表4。当期、滞后一期和滞后两期中惩罚性环境规制和奖励性环境规制对工业环境效率的直接效应和中介效应系数均显著,经Bootstrap检验,直接效应和中介效应均有效,可以认定为部分中介效应。两种环境规制下中介效应的作用效果可以持续到两期之后,但中介效应在总效应中的传导比例在后期作用中逐渐减弱,均从30%左右下降到了21%左右,这验证了中介效应的存在,与理论推导结果吻合,我们需要进一步探讨中介效应所带来的间接作用效果。

(三)门限效应

理论推导结果显示,环境规制对环境效率并非简单的线性作用,因此,本文采用非线性的门限效应模型对环境规制的中介效应进行检验。参照Hansen^[24]的方法,设定如下三重门限形态:

$$\ln E_{jt} = a_j + \theta_1 ER_{jt} \times I(AS_{ij} \leq \phi_1) + \theta_2 ER_{jt} \times I(\phi_1 \leq AS_{ij} \leq \phi_2) + \theta_3 ER_{jt} \times I(\phi_2 \leq AS_{ij} \leq \phi_3) + \theta_4 ER_{jt} \times I(AS_{ij} \geq \phi_3) + \beta_1 X_{ij} + \mu_{jt} \quad (45)$$

其中: X_{ij} 为一组控制变量; $I(\cdot)$ 为示性函数; AS_{ij} 为门限变量。

表3 工业环境效率基准回归与稳健性检验

变量	基准回归 AS			稳健性检验 AS'		
	当期	滞后一期	滞后两期	当期	滞后一期	滞后两期
PER	0.1639*** (0.0431)	0.1481*** (0.0467)	0.1534*** (0.0344)	0.1759*** (0.0406)	0.1545*** (0.0460)	0.1515*** (0.0349)
EER	0.0042* (0.0022)	0.0066*** (0.0015)	0.0074*** (0.0018)	0.0046* (0.0022)	0.0071*** (0.0015)	0.0077*** (0.0019)
AS或AS'	0.2116*** (0.0243)	0.1893*** (0.0227)	0.1741*** (0.0211)	0.5534*** (0.1001)	0.4085** (0.1701)	0.3719* (0.1650)
FS	0.2156*** (0.0335)	0.1752*** (0.0327)	0.1511*** (0.0247)	0.1241*** (0.0558)	0.0912* (0.0463)	0.0553 (0.0421)
IS	0.1261*** (0.0295)	0.1268*** (0.0230)	0.1232*** (0.0213)	0.0861*** (0.0511)	0.1298* (0.0708)	0.1357* (0.0664)
RD	0.0239* (0.0212)	0.0109 (0.0163)	0.0048 (0.0104)	0.0414* (0.0318)	0.0208 (0.0250)	0.0065 (0.0163)
OS	-0.0860** (0.0370)	-0.0813** (0.0334)	-0.0674* (0.0317)	-0.0844** (0.0359)	-0.0813** (0.0333)	-0.0690* (0.0331)
cons	0.3542*** (0.0452)	0.3633*** (0.0449)	0.3403*** (0.0414)	0.5369*** (0.0899)	0.5464*** (0.0879)	0.5341*** (0.0805)
R ²	0.5605	0.5697	0.5742	0.5060	0.5159	0.5268
F	8771.05	5056.01	4353.28	2487.46	2009.08	6619.49
P>F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
obs	360	330	300	360	330	300

注:括号中数据为标准误;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

表 4 环境规制对工业环境效率的中介效应

变量		<i>c</i>	<i>c'</i>	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>abc</i>	Bootstrap 结果	95% 置信区间
当期	<i>PER</i>	0.2857*** (0.0264)	0.2879*** (0.0441)	0.3059*** (0.0272)	0.1976*** (0.0240)	30.82%	两种效应均显著	均不含 0
	<i>EER</i>	0.0272*** (0.0023)	0.0282*** (0.0039)	0.2949*** (0.0273)	0.0189*** (0.0021)	30.58%	两种效应均显著	均不含 0
滞后一期	<i>PER</i>	0.2704*** (0.0262)	0.2535*** (0.0458)	0.2825*** (0.0274)	0.1988*** (0.0238)	26.49%	两种效应均显著	均不含 0
	<i>EER</i>	0.0268*** (0.0022)	0.0254*** (0.0041)	0.2651*** (0.0270)	0.0201*** (0.0021)	25.09%	两种效应均显著	均不含 0
滞后两期	<i>PER</i>	0.2697*** (0.0260)	0.2151*** (0.0481)	0.2632*** (0.0274)	0.2131*** (0.0235)	21.00%	两种效应均显著	均不含 0
	<i>EER</i>	0.0260*** (0.0023)	0.0223*** (0.0042)	0.2461*** (0.0272)	0.0205*** (0.0021)	21.13%	两种效应均显著	均不含 0

注:括号中数据为标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

分别对惩罚性环境规制和奖励性环境规制进行门限检验,利用 Bootstrap 法反复抽验 300 次,得到环境规制门限个数和相应估计值,见表 5。惩罚性环境规制在单一门限和双重门限的统计结果上均达到了 5% 的显著性水平,即惩罚性环境规制存在双重门限效应;奖励性环境规制在单一门限、双重门限和三重门限的统计结果上分别达到了 5%、10% 和 5% 的显著性水平,即奖励性环境规制存在三重门限效应。

各门限估计值和置信区间的检验结果见表 6,结合表 7 列示的面板门限模型的估计值,可以得到两种环境规制的作用结果。对于惩罚性环境规制 *PER*,其作用系数显示出了 U 型形态,当 *AS* 小于第一个门限值 1.149 时,*PER* 对工业环境效率的作用为负且不显著;当 *AS* 越过第一个门限值,*PER* 会显著促进工业环境效率的提升,当 *AS* 越过第二个门限值 3.184 时,*PER* 对工业环境效率的促进作用进一步加大,即惩罚性环境规制对工业环境效率的促进作用会随着清洁型技术结构的提升而增大。对于奖励性环境规制 *EER*,其作用效果主要呈现正向形态,也可以理解为各省份环境规制力度均已突破 U 型下限,正向作用于环境效率。当 *AS* 小于第一个门限值 1.258 时,*EER* 对工业环境效率的作用不显著;当 *AS* 越过第一个门限值,*EER* 会显著促进工业环境效率的提升;当 *AS* 越过第二个门限值 1.492 时,*EER* 对工业环境效率的促进作用有所回落;但当 *AS* 越过第三个门限值 3.184 时,*EER* 对工业环境效率的促进作用有显著增加。总体来说,奖励性环境规制会通过清洁型技术结构正向作用于工业环境效率,且当清洁型技术结构越过第三个门限时,奖励性环境规制的作用力度最大。

表 5 环境规制门限效应检验结果

变量	门限数	<i>F</i>	<i>p</i>	临界值		
				1%	5%	10%
<i>PER</i>	单一门限	30.712**	0.013	36.698	18.240	14.011
	双重门限	18.022**	0.040	26.996	13.668	7.841
	三重门限	5.936	0.143	23.910	9.999	7.196
<i>EER</i>	单一门限	34.997**	0.013	46.033	20.367	16.966
	双重门限	21.501*	0.063	40.303	25.319	17.216
	三重门限	12.745**	0.020	15.400	8.617	6.524

注:括号中数据为标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

表 6 门限估计值和置信区间

变量	门限	门限估计值	95% 置信区间
<i>PER</i>	ϕ_1	1.149	[0.911, 1.484]
	ϕ_2	3.184	[3.091, 3.184]
<i>EER</i>	ϕ_1	1.258	[1.239, 1.407]
	ϕ_2	1.492	[1.487, 1.902]
	ϕ_3	3.184	[3.091, 3.184]

表 7 面板门限模型估计值

惩罚性环境规制模型			奖励性环境规制模型		
变量	估计值	95% 置信区间	变量	估计值	95% 置信区间
$PER(AS < \phi_1)$	-0.0041 (0.0433)	[-0.0893, 0.0810]	$EER(AS < \phi_1)$	0.0022 (0.0033)	[-0.004, 0.008]
$PER(\phi_1 < AS < \phi_2)$	0.1402*** (0.0242)	[0.092, 0.187]	$EER(\phi_1 < AS < \phi_2)$	0.0344*** (0.0059)	[0.022, 0.046]
$PER(AS > \phi_2)$	0.7783*** (0.1139)	[0.554, 1.002]	$EER(\phi_2 < AS < \phi_3)$	0.0161*** (0.0025)	[0.011, 0.021]
			$EER(AS > \phi_3)$	0.1400*** (0.0208)	[0.099, 0.181]
<i>FS</i>	0.0970** (0.0385)	[0.021, 0.172]	<i>FS</i>	0.0798** (0.0375)	[0.006, 0.153]
<i>IS</i>	0.4421*** (0.1197)	[0.206, 0.677]	<i>IS</i>	0.3663*** (0.1177)	[0.134, 0.598]
<i>RD</i>	0.0364*** (0.0131)	[0.011, 0.062]	<i>RD</i>	0.0348*** (0.0127)	[0.009, 0.060]
<i>OS</i>	0.0111 (0.0149)	[-0.018, 0.041]	<i>OS</i>	0.0061 (0.0144)	[-0.022, 0.034]
cons	0.3954*** (0.0705)	[0.256, 0.534]	cons	0.4446*** (0.0698)	[0.307, 0.581]

续表

惩罚性环境规制模型			奖励性环境规制模型		
变量	估计值	95% 置信区间	变量	估计值	95% 置信区间
R^2	0.5172		R^2	0.5430	
F	43.12		F	42.38	
$p>F$	0.0000		$p>F$	0.0000	

注：括号中数据为标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

进一步地,对不同省份对应的门限区间进行划分,如表 8 所示。在惩罚性环境规制下,黑龙江、陕西和新疆的清洁型技术结构值还没有越过第一个门限,说明这 3 个省份的惩罚性环境规制没有对工业环境效率形成显著影响;内蒙古、吉林和云南的清洁型技术结构值已经越过第二个门限值,这 3 个省份的惩罚性环境规制可以对工业环境效率形成显著的促进作用,且作用力度最强;除此以外的其他省份清洁型技术结构值均处于第一和第二个门限值之间,这些省份的惩罚性环境规制对工业环境效率形成显著的促进作用,但作用力度一般。在奖励性环境规制下,黑龙江、山西、陕西和新疆的清洁型技术结构值还没有越过第一个门限,这 4 个省份的环境规制没有对工业环境效率形成显著影响;浙江、江西和宁夏的清洁型技术结构值处于第一和第二个门限值之间,这 3 个省份奖励性环境规制对工业环境效率形成了显著的促进作用,作用力度较强;内蒙古、吉林和云南的清洁型技术结构值已经越过第三个门限值,这 3 个省份奖励性环境规制对工业环境效率的促进作用最强;除此之外其他省份清洁型技术结构值处于第二和第三个门限值之间,这些省份的惩罚性环境规制对工业环境效率形成显著的促进作用,但作用力度一般。上述尚未跨越第三个门限值的省份,要想提高奖励性和惩罚性环境规制对工业环境效率的间接作用效果,需要提升清洁型技术结构值。

表 8 不同环境规制下门限区间的对应省份

环境规制类型	门限区间	对应省份
惩罚性环境规制	$AS < \phi_1$	黑龙江、山西、新疆
	$\phi_1 < AS < \phi_2$	其他省份
	$AS > \phi_2$	内蒙古、吉林、云南
奖励性环境规制	$AS < \phi_1$	黑龙江、山西、陕西、新疆
	$\phi_1 < AS < \phi_2$	浙江、江西、宁夏
	$\phi_2 < AS < \phi_3$	其他省份
	$AS > \phi_3$	内蒙古、吉林、云南

四、结论与启示

本文构建并数理推导了异质性环境规制、清洁行业技术结构与环境效率之间的作用机制,在此基础上,以工业行业为研究对象,运用 DEA 模型对清洁行业技术结构和工业环境效率进行了测算,通过 Driscoll 和 Kraay^[22]方法、中介效应模型和非线性门限模型分别对异质性环境规制对工业环境效率的直接效应、中介效应和门限效应进行了实证分析,得到了如下主要结论和启示:

第一,根据数理推导结构,清洁型和非清洁型产品的技术比(技术结构)取决于两种产品生产过程中的其他要素投入比和两种技术研发的前期成本比。在奖励性环境规制下,还受研发补贴参数的影响,且研发补贴参数的增加会促进清洁型和非清洁型产品技术比的提升;在惩罚性环境规制下,受污染税和排污比例的影响,且污染税和排污比例的增加会促进清洁型和非清洁型产品技术比的提升。清洁型与非清洁型技术研发的前期投入成本比的增加会阻碍环境效率的提升,清洁型与非清洁型技术研发的其他要素投入比的增加会促进环境效率的提升。奖励性规制下,研发补贴参数的增加会促进环境效率的提升;惩罚性规制下,污染税和排污比例的增加会促进环境效率的提升。

第二,全国及东中西 3 个地区清洁行业技术效率一直呈上升趋势,且增长率走势类似,多数年份东部地区的技术效率值最高,但西部地区于近几年的技术效率增长率不断增高,已经超越东部和西部地区。全国和三大区域的非清洁行业技术效率一直呈现上升趋势,东部地区的技术效率值一直显著高于中部和西部地区,中部地区和西部地区技术效率值差距不大,二者交错发展。东部地区的工业环境效率显著高于中部和西部地区,西部地区工业环境效率最低。在西部大开发推进政策的引领下,西部地区在 2006 年以后工业环境效率一直呈上升态势,但于近期已经超越中部地区。进入新常态时期后,东部和西部地区的工业环境效率在 2012 年后转变了上升趋势,趋于平稳。

第三,直接效应的实证结果显示:奖励性环境规制和惩罚性环境规制对清洁型技术结构具有正向影响,且惩罚性环境规制的作用力度大于奖励性环境规制,惩罚性环境规制的显著作用仅体现在当期,奖励性环境规制的影响会随着时间推移递延到下一期。惩罚性环境规制和奖励性环境规制对工业环境效率有显著的正向影响,惩罚性环境规制的作用力度明显大于奖励性环境规制,二者的作用效果均能持续到两期后,但惩罚

性环境规制的作用力度逐渐减弱,奖励性环境规制的作用力度逐渐增强。清洁型技术结构会显著促进工业环境效率的提升,且作用力度较强,并能滞后到两期之后,但后期会逐渐减弱,中介效应的实证结果显示:两种环境规制下中介效应的作用效果可以持续到两期之后,但中介效应在总效应中的传导比例在后期作用中逐渐减弱,均从 30% 左右下降到了 21% 左右,这验证了中介效应的存在。门限效应的实证结果显示:惩罚性环境规制存在双重门限效应,奖励性环境规制存在三重门限效应。惩罚性和奖励性环境规制会在清洁型技术结构越过第一个门限值后开始显著正向作用于工业环境效率,且越过第三个门限后,两种环境规制的作用力度最大。大部分省份的清洁型技术结构值处于中间位置,惩罚性和奖励性环境规制已经正向作用于工业环境效率,但还没有达到最大值。

我国处于经济转型的关键时期,既要保证国民经济平稳健康的发展,又要兼顾生态环境的保护,清洁型技术结构的提升是实现双赢局面的重要途径。我国大部分省份的清洁型技术结构都存在提升环境规制力度的发展空间,提升清洁型技术结构意味着各地政府应该将清洁产品技术效率的提升放在非清洁型产品之上,制定有针对性的激励政策,比如加大清洁型产品研发投入力度、增强清洁型产品要素投入、鼓励清洁型技术引进、吸引清洁型产品外商投资等,促进清洁型产品的技术效率。在我国清洁型技术自主研发水平不高的现状下,进行清洁型技术研发补贴等奖励性环境规制所提升的工业环境效率水平要低于进行污染征税等惩罚性环境规制。但从长期来看,进行奖励性环境规制对工业环境效率提升的持续力度更大,对后期的影响更强,各地政府应该结合长短期发展目标,因地制宜,有针对性地制定环境规制政策,确保生态环境的可持续发展。

参考文献

- [1] GRAY W B. The cost of regulation: OSHA, EPA and the productivity slowdown[J]. American Economic Review, 1987, 77(5): 998-1006.
- [2] GRAY M E, SHADBEGIAN R. Environmental regulation and manufacturing productivity at the plant level[J]. NBER Working Paper, 1993(4321): 1-29.
- [3] POTER M E. American's green strategy[J]. Scientific American, 1991(4): 168.
- [4] BRUNNERMEIER S B, COHEN M A. Determinants of environmental innovation in US manufacturing industries[J]. Journal of Environmental Economics & Management, 2003, 45(2): 278-293.
- [5] ARIMURA T H, SUGINO M. Does stringent environmental regulation stimulate environmental related technological innovation[J]. Sophia Economic Review, 2007, 52: 1-14.
- [6] 李强, 聂锐. 环境规制与中国大中型企业工业生产率[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2010(4): 55-59.
- [7] AMBEC S, BARLAR P. Quand la re' glementation environnementale profite aux pollueurs. Survol des fondements the' oriques de l'hypoth' ese de Porter[J]. L' Actualite' e' conomique, 2007, 83(3): 399-414.
- [8] CONSTANTATOS C, HERRMANN M. Market inertia and the introduction of green products: Can strategic effects justify the Porter Hypothesis?[J]. Environmental and Resource Economics, 2011, 50: 267-284.
- [9] 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): 56-68.
- [10] 余东华, 胡亚男. 环境规制趋紧阻碍中国制造业创新能力提升吗? —— 基于“波特假说”的再检验[J]. 产业经济研究, 2016(2): 11-20.
- [11] 刘伟, 童健, 薛景. 行业异质性、环境规制与工业技术创新[J]. 科研管理, 2017, 38(5): 1-11.
- [12] ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L. The environment and directed technical change[J]. American Economic Review, 2012, 102(1): 131-166.
- [13] HASCIC I, DE VRIES F, JOHNSTONES N. Effects of environmental policy on the type of innovation: The case of automotive emission-control technologies[J]. OECD Journal: Economic Studies, 2009(1): 1-18.
- [14] 董直庆, 焦翠红. 环境规制能有效激励清洁技术创新吗? —— 源于非线性门槛面板模型的新解释[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 2015, 17(2): 64-74.
- [15] ACEMOGLU D. Technical change, inequality, and the labor market[J]. Journal of Economic Literature, 2002, 40(1): 7-72.
- [16] 沈能. 环境效率、行业异质性与最优规制强度 —— 中国工业行业面板数据的非线性检验[J]. 中国工业经济, 2012(3): 56-68.
- [17] 姚毓春, 袁礼, 王林辉. 中国工业部门要素收入分配格局 —— 基于技术进步偏向性视角的分析[J]. 中国工业经济, 2014(8): 44-56.
- [18] 王林辉, 赵景, 李金城. 劳动收入份额“U形”演变规律的新解释: 要素禀赋结构与技术进步方向的视角[J]. 财经研究, 2015, 41(10): 17-30.
- [19] 聂普焱, 黄利. 环境规制对全要素能源生产率的影响是否存在产业异质性?[J]. 产业经济研究, 2013(4): 50-58.
- [20] 李树, 翁卫国. 我国地方环境管制与全要素生产率增长财经研究, 2014, 4(2): 59-68.

(下转第 140 页)

Dynamic Comprehensive Evaluation of Ecological Construction of the Yangtze River Economic Belt Based on Functional Data

Zhang Baoxue, Chen Qingmei, Wang Bingcan, Li Luyun

(School of Statistics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

Abstract: This paper selects 16 representative indicators from the economic, social, and ecological environment of ecological construction. Based on multi-indicator panel data, the method of combining entropy weight method and functional analysis is applied to the Yangtze River. The ecological construction of the economic belt from 2006 to 2017 is dynamically evaluated, and the trend of ecological construction in each region is analyzed in depth. From this, the application value of functional comprehensive evaluation in ecological construction is explored. It is concluded that the ecological construction of the Yangtze River Economic Belt has a rising trend during 2006-2017. Ecological environment level: the eastern region is U-shaped, and the central and western regions are on the rise. Ecological protection and pressure: the eastern, central, and western regions are constantly rising and changing. The trends are similar, economic and social factors have the greatest impact on ecological construction, followed by environmental pollution and environmental governance. The development status of ecological construction and economic construction have certain characteristics of convergence, and there are obvious aggregation phenomena, for the development status of ecological construction in the past two years, 11 regions have similar upward trends. In general, the functional comprehensive evaluation model is effective and reasonable for analyzing the dynamic ecological construction of the Yangtze River Economic Belt.

Keywords: Yangtze river economic belt; ecological construction; functional comprehensive evaluation; entropy weight method

(上接第 130 页)

- [21] 申晨, 李胜兰, 黄亮雄. 异质性环境规制对中国工业绿色转型的影响机理研究——基于中介效应的实证分析[J]. 南开经济研究, 2018(5): 95-114.
- [22] DRISCOLL J C, KRAAY A C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data[J]. Review of Economics and Statistics, 1998(80): 549-560.
- [23] 王林辉, 董直庆. 资本体现式技术进步、技术合意结构和我国生产率增长来源[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, 29(5): 3-18.
- [24] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels, estimation, testing and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.

Heterogeneous Environmental Regulation, Clean Technology Structure and Improvement of Regional Industrial Environmental Efficiency

Wei Wei

(Jiaxing University, Jiaxing 314000, Zhejiang, China)

Abstract: This paper constructs and deduces the mechanism between heterogeneous environmental regulation, clean technology structure and industrial environmental efficiency, measures the clean, non clean technology efficiency and industrial environmental efficiency in China and other provinces, and empirically tests the direct effect, intermediary effect and threshold effect of different types of environmental regulation on industrial environmental efficiency through clean technology structure. It is found that the efficiency of clean, non clean technology and industrial environment has been on the rise in each region, and the eastern region is higher than the central and western regions. Punitive environmental regulation and incentive environmental regulation have a significant positive impact on the direct effect of industrial environmental efficiency, the former is significantly greater than the latter, but the former is gradually weakened, and the latter is gradually strengthened. Both of them have partial mediating effect of sustainable two periods. Punishment type and reward type environmental regulations have double and triple threshold effects respectively. Most provinces' environmental regulations have broken through the u-threshold lower limit, which has a positive effect on industrial environmental efficiency.

Keywords: heterogeneous environmental regulation; clean technology; environmental efficiency; technical structure