

# 中国制造企业绿色转型的自愿性环境规制路径<sup>\*</sup>

## ——以 ISO14001 环境管理体系认证的作用与局限性为例

吴 龙 于千惠 平 靓

**内容提要:**在经济与环境矛盾日益突出的当前,兼顾环境绩效与经济绩效的绿色转型对中国制造至关重要。本文从自愿性环境规制的绿色声誉和组织学习双重效应入手,构建理论模型考察其对中国制造企业绿色转型的影响机理,并基于中国工业企业数据库与从国家认监委网站获得的企业 ISO14001 环境管理体系认证数据,运用双重差分方法进行实证检验。研究发现,参与自愿性环境规制在显著降低企业污染排放强度的同时,也能有效提升企业的全要素生产率。机制分析表明,以 ISO14001 认证为代表的自愿性环境规制通过绿色声誉的需求引导和组织学习的效率提升共同促进了中国制造企业绿色转型。本文的拓展讨论部分显示,自愿性环境规制的绿色转型效应在需要大量技术投入才能减排的重污染行业较弱,存在一定的局限性。此外,企业的“漂绿”行为和所面临的融资约束都会抑制自愿性环境规制的绿色转型效应。为充分发挥自愿性环境规制对制造企业的绿色转型作用,除应降低参与成本、提高企业参与自愿性环境规制的积极性外,政府还应从强化监管和发展绿色金融等方面来克服自愿性环境规制当前的局限性。

**关键词:**自愿性环境规制 制造企业 绿色转型

**作者简介:**吴 龙,江西财经大学产业经济研究院讲师、博士,330013;  
于千惠,大连理工大学经济管理学院博士研究生,116024;  
平 靓,浙大城市学院法学院城市数字治理系讲师、博士,310000。

**中图分类号:**F426 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2023)04-0140-17

### 一、引 言

改革开放 40 多年来,中国经济发展令世人瞩目,但长期粗放式经济增长所积累的环境保护压力依然较大,虽然政府已出台诸多规制措施,但环境污染和生态破坏的严峻形势仍有待从根本上

<sup>\*</sup> 基金项目:国家自然科学基金青年科学基金项目“集体声誉约束下质量认证促进制造企业全球价值链攀升的机制研究”(72203801);国家社会科学基金项目“二元传导路径下促进制造业绿色转型的认证机制设计与政策创新研究”(19BJY105)。作者感谢江西财经大学“数字经济、高质量发展与共同富裕”学科创新团队项目的支持,并对匿名审稿专家提出的宝贵意见表示由衷感谢,当然文责自负。吴龙电子邮箱:wulong@jxufe.edu.cn。

改变。2021 年两会上关于生态环境的提案达到 1024 件,比“十三五”期间增长 20% 以上,这说明环保理念已成为全社会的共识。在经济与环境的矛盾日益突出的当下,以资源集约利用和环境友好为导向,兼顾环境绩效与经济绩效的绿色转型对中国制造业来说从未如此迫切。

目前,已有诸多学者从多方面不同层次研究了中国企业的绿色转型问题,为加快企业向绿色低碳化发展提供了丰富的洞见。综合来看,现有研究主要聚焦于三个方面。一是考察企业在绿色转型过程中的策略与路径,包括如何响应利益相关者的绿色诉求,与政府、供应商和分销商等主体形成战略联盟,为客户提供嵌入绿色价值的产品与服务以及企业的绿色创新策略等(解学梅、韩宇航,2022;潘爱玲等,2019;Pucci 等,2020;Yin 等,2019;Zhu 等,2012)。二是探讨传统高能耗、高污染企业绿色转型过程中的一般规律与共同特征,具体包括整合上下游产业链、注重“绿色”声誉的经营以及从产品生产向制造服务转型等(汪涛、王铎,2014)。三是检验政府主导的环境规制对企业绿色转型的作用,前者既包括清洁生产和环境技术标准等命令控制型环境规制(高翔、何欢浪,2021;万攀兵等,2021),也包括排污税和绿色信贷(谢乔昕、张宇,2021;于连超等,2019)等市场激励型规制。理论上,完备执行的环境规制能够引导企业通过技术创新来抵补规制压力下的成本上升,进而实现环境与经济双赢的绿色转型。但现实中,企业在环境规制压力下往往倾向于采用购买末端污染处理设备等方式实现“控污减排”。已有研究发现,命令控制型环境规制因其强制性特征见效快,但容易引发市场扭曲,甚至产生负面的减排效果(Chen 等, 2018; Tombe 和 Winter, 2015),而市场激励型环境规制虽然能通过激励引导的方式推动企业绿色转型,但其效果可能在政策退出后迅速消退。与传统环境规制相比,本文所关注的自愿性环境规制通常由行业组织或第三方独立机构设定标准,企业根据自身情况决定是否参与,可结合自身禀赋调整策略以在控污减排过程中实现内部成本的最小化(潘翻番等,2020)。因此,自愿性环境规制能够在相当程度上规避上述两类环境规制的缺陷,因而很可能成为促进中国制造企业绿色转型新的有效路径。

当前,世界上应用最为广泛的自愿性环境规制是国际标准化组织(ISO)于 1996 年推出的 ISO14001 环境管理体系认证。ISO14001 环境管理体系认证通常要求参与的企业具有较高的环境相关生产流程管理水平和污染减排目标实现能力。随着近年来全社会对环境问题的持续关注,参与自愿性环境规制已成为企业向利益相关者释放其积极履行环境责任信号的有效方式,能够提高产品的市场认可度,有助于企业获得“绿色声誉”,进而引导需求流向。除需求引导作用外,自愿性环境规制标准中所嵌入的管理规范与技术知识可成为企业在环境管理相关流程上的指南,激发企业在贯标过程中产生内部组织学习效应,推动其在环境规制约束下向生产技术前沿移动。国外已有部分学者试图探讨自愿性环境规制对企业绿色转型的影响,但结论并不统一(Boiral,2007; Barla, 2007; Nishitani,2012; Boiral 等, 2018)。与欧美国家依赖企业自身动机与行业协会推动的俱乐部式自愿性环境规制不同,在中国与自愿性环境规制紧密相关的认证服务主要由政府主导发起,且具有与传统环境规制联系更为紧密的强制性惩罚机制,因此自愿性环境规制从需求引导和组织学习两方面促进企业绿色转型的推动力可能更强。本文将基于自愿性环境规制的外部需求引导和内部组织学习效应,同时从理论和实证两个层面系统考察自愿性环境规制对中国企业绿色转型的影响及其作用机制。具体而言,本文在 Forslid 等(2018)的基础上构建了一个企业能够参与自愿性环境规制的理论模型,考察自愿性环境规制如何影响企业污染排放和全要素生产率。在经验研究方面,结合从全国认证认可信息公共服务平台抓取的 1996—2021 年获得 ISO14001 环境管理体系认证的企业数据、中国工业企业数据库(1999—2013 年)和中国工业企业污染排放数据库(1999—2013 年),本文采用匹配后双重差分方法系统考察了参与自愿性环境规制对企业污染排放

强度和全要素生产率的影响及其内在机制。研究发现,在绿色声誉需求引导和内部组织学习效率提升的共同作用下,自愿性环境规制助力企业实现了污染减排与生产率提升的双赢。除上述工作外,本文还讨论了这一环境规制路径可能存在的局限性。

与已有文献相比,本文的边际贡献主要体现在以下三个方面。一是与现有研究通常认为传统环境规制主要通过“成本效应”和“补偿效应”影响企业绿色转型不同,本文揭示了自愿性环境规制能够通过绿色声誉效应和组织学习效应推动企业实现减排与增效双赢的绿色转型。二是现有关于自愿性环境规制对企业绿色转型的研究仍多集中于发达国家场景,本文基于中国背景探讨了自愿性环境规制在现实中可能存在的局限性,对丰富和完善中国新时期促进企业绿色转型的规制政策具有重要的现实价值。三是以往针对 ISO14001 环境管理体系认证的研究多采用案例分析或小样本问卷调查数据,本文利用全国认证认可信息公共服务平台披露的官方数据,结合已有的微观数据集,能有效减少因样本量较少导致的估计偏差,提高研究结论的准确性。

## 二、理论分析

### (一)模型构建

为研究自愿性环境规制影响企业绿色转型的微观机制,本文在 Copeland 和 Taylor (2003)、Forslid 等 (2018) 构建的企业污染排放模型基础上做了如下扩展:一是借鉴 Podhorsky (2020) 构建企业参与自愿性环境认证模型的思路,探究自愿性环境规制的绿色声誉效应;二是鉴于自愿性环境规制内嵌了优化企业运营管理的生产流程和技术知识,设定自愿性环境规制可在一定程度上推动企业向技术前沿发展。假定消费者对市场中差异化制造产品的偏好可用不变替代弹性函数表示:

$$U = \left[ \int_{i \in I} E(i) c(i)^{(\sigma-1)/\sigma} di \right]^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (1)$$

其中, $i$ 表示某一类差异化制造产品, $I$ 表示市场中所有可能的制造产品的集合。 $c(i)$ 表示消费者对产品  $i$  的消费量,而  $\sigma$  则为产品之间的不变替代弹性。 $E(i)$ 为消费者对产品  $i$  的环境评价,当企业的产品被权威机构认证为绿色产品时,将有  $E(i) = \gamma > 1$ ,即消费者将获得更高的效用。对式(1)利用效用最大化原则后,消费者对产品  $i$  的需求可表示为  $x(i) = \frac{\gamma^\sigma p(i)^{-\sigma}}{P^{1-\sigma}} R$ 。其中, $p(i)$ 为产品  $i$  的价格,  $P \equiv \left[ \int_{i \in I} p(i)^{1-\sigma} E(i)^\sigma di \right]^{1/(1-\sigma)}$  为总价格指数,  $R = \int_{i \in I} p(i) q(i) dv$  表示社会总收入。企业使用劳动作为唯一投入要素,其生产函数可表示为:

$$l_i = f + a_i x_i \quad (2)$$

其中, $f$ 为生产所需支付的固定成本, $a_i$ 表示  $i$  企业生产一单位产品所需的劳动投入。企业不参与自愿性环境规制时,其固定成本可表示为  $f = f_0$ ;进行认证时,企业需额外支付第三方机构认证其绿色生产能力和帮助企业构建质量管理体系的费用,为  $f_{cer}$ 。企业在生产过程中会产生污染,而政府则会对企业排放的每单位污染征收排污税  $t(t > 0)$ 。参考 Copeland 和 Taylor (2003) 的研究,本文假定企业生产产品  $x_i$  时会产生  $e_i$  单位污染,并可选择将  $\theta(0 \leq \theta < 1)$  比例的要素用于生产流程控制以减少污染排放。企业  $i$  的产品数量  $x_i$  和污染排放  $e_i$  可表示为:

$$x_i = (1 - \theta_i) l_i / a_i \quad (3)$$

$$e_i = \varphi(\theta_i, f_{Ai}) l_i / a_i \quad (4)$$

式(4)表示,企业生产过程中的污染排放与企业的生产规模和绿色生产能力相关。假定企业的减排函数  $\varphi(\theta_i, f_{Ai})$  满足:  $\varphi(\theta_i, f_{Ai}) = (1 - \theta_i)^{\frac{1}{1-\alpha}} / f_{Ai}^{\rho}$ 。其中,  $0 < \alpha < 1$ 。  $f_{Ai}$  为与企业减排相关的固定投资,它既包括能提升资源能源利用效率的技术引进,也包括购买污染排放终端处理设备的费用。结合式(3)可将企业  $i$  的产品生产函数进一步写成  $x_i = f_{Ai}^{\alpha} e_i^{\alpha} l_i^{1-\alpha} / a_i^{1-\alpha}$ ,其经济意义在于污染排放  $e_i$  可视为企业生产过程中的一种投入,即企业生产过程中所需要承担的成本。因此,企业的总成本  $C_i$  亦可表示为:  $C_i = f + f_{Ai} + t e_i + a_i x_i$ 。根据企业的成本最小化条件可得:

$$C_i = f + f_{Ai} + \kappa t^{\alpha} a_i^{1-\alpha} x_i / f_{Ai}^{\alpha \rho} \quad (5)$$

其中,  $\kappa = (1 - \alpha)^{\alpha-1} / \alpha^{-\alpha}$ 。式(5)表明在环境规制的约束下,企业可通过增加减排相关的固定投入  $f_{Ai}$  和提高生产率两种方式来降低产品  $i$  的边际成本。借鉴 Dixit 和 Stiglitz(1977)经典的垄断竞争模型求解模式,可以得到包含减排固定投入  $f_{Ai}$  在内的企业利润函数  $\pi_i$ :

$$\pi_i = \left( \frac{f_{Ai}^{\rho}}{t} \right)^{\alpha(\rho-1)} \frac{E(i)^{\sigma}}{a^{(\sigma-1)(1-\alpha)}} B - f - f_{Ai} \quad (6)$$

其中,  $B = \kappa^{1-\sigma} \sigma^{-\sigma} (\sigma-1)^{\sigma-1} I / P^{1-\sigma}$  为外生于企业  $i$  的生产决策常数。根据利润最大化条件,可得企业  $i$  的最优减排固定投入为:

$$f_{Ai} = (1 - \beta)^{\frac{1}{\beta}} B^{\frac{1}{\beta}} E(i)^{\frac{\sigma}{\beta}} t^{-\frac{\alpha(\sigma-1)}{\beta}} a_i^{-\frac{(1-\alpha)(\sigma-1)}{\beta}} \quad (7)$$

其中,  $\beta = 1 - \alpha \rho (\sigma-1) > 0$  是利润最大化的条件。对企业的成本函数式(5)运用 Shephard 引理,结合式(3)和式(4)可得企业能够直接投入的生产要素比例为:

$$1 - \theta_i = (\alpha \kappa)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} t^{-\alpha} f_{Ai}^{\rho \alpha} a_i^{\alpha} \quad (8)$$

## (二) 自愿性环境规制影响企业绿色转型的机理

$\varphi(\theta_i, f_{Ai})$  表示企业的绿色生产能力。  $\varphi(\theta_i, f_{Ai})$  越小,说明企业单位产出的污染排放越少,生产过程越“绿”,即企业绿色生产的能力越强。为获得环境管理体系认证,企业不仅要投入大量资源优化整个产品生命周期中与环境相关的流程活动,同时还需要以购置新设备、引进新技术等方式降低日常运营对环境的负面影响,以此构建和完善环境管理体系,提高绿色生产能力。因此,本文假定为获得自愿性环境规制认定,企业既可通过投入资源优化生产流程,也能通过增加与减排相关的技术引进或设备投资来获得绿色生产能力。

为了不失一般性,本文假定当  $\varphi(\theta_i, f_{Ai}) \leq \varphi_0$  时,企业只需支付  $f_{cer}$  的认证成本即可成为自愿性环境规制中的认证企业。当企业未通过认证时,  $E(i) = 1$ 。由于具有绿色偏好的消费者购买已参与自愿性环境规制的企业所生产的绿色认证产品能够获得更高的效用,即  $E(i) = \gamma > 1$ ,所以认证可以提高参与企业的绿色声誉。由此可知,在相同价格下,环境认证企业产品的需求量为非认证企业的  $\gamma^{\sigma}$  倍,即自愿性环境认证能够通过绿色声誉提升来增加认证企业的产品需求。由于市场对取得绿色认证的企业需求更高,在污染排放相对不变的条件下,此类企业可以通过提供更多产成品来降低污染排放强度。与此同时,除利用绿色声誉将需求引导到市场中的绿色企业外,具有

更高灵活性的自愿性环境规制更有可能产生波特假说中的“补偿效应”,提高企业的生产效率(杨冕等,2022)。借助环境管理体系,企业可以系统全面地监测自身生产活动对环境产生的影响,因而更有可能找到新的技术创新点,促进其持续进行绿色创新,从而提升生产效率。因此,可以假设企业在认证后的边际生产成本  $a_{i,cer}$  满足:

$$a_{i,cer} = a_i(1 - \mu) \quad (9)$$

其中,  $a_i$  表示企业的初始生产成本,  $\mu(0 \leq \mu < 1)$  表示自愿性环境规制对企业边际生产成本的降低作用。 $\mu$  越大表示企业越能通过自愿性环境规制的组织学习效应降低其边际生产成本,提高生产率。结合式(7)和式(8),可得  $\varphi(\theta_i, f_{Ai}) = (\alpha\kappa)^{1/(1-\alpha)} a_i/t$ , 即高生产率企业可通过增加减排设备投资获得更强的减排控污能力。当预期的认证收益高于成本时,即  $\pi_{i,cer} - \pi_i \geq f_{cer} + f_{Ai,cer} - f_{Ai}$  时,企业将选择参与自愿性环境规制并支付后续的认证费用。其中,  $\pi_i$  和  $\pi_{i,cer}$  分别为企业  $i$  在认证前和认证后的利润,  $f_{Ai}$  和  $f_{Ai,cer}$  分别为企业在认证前和认证后的减排固定资产投资,由式(8)和式(9)可得:

$$f_{Ai,cer} = \gamma^{\frac{\sigma}{\beta}} (1 - \mu)^{-\frac{(1-\alpha)(\sigma-1)}{\beta}} f_{Ai} \quad (10)$$

上式说明自愿性环境规制的绿色声誉效应( $\gamma$ )和组织学习效应( $\mu$ )都能引发企业增加减排固定投入。假定临界企业  $m$  的利润在认证和非认证状态下不存在差异,结合式(6)和式(10)可得:  

$$\frac{(\mu^{1-\alpha})^{(1+\frac{\sigma-1}{1-\alpha\sigma})} \gamma^{\sigma} - 1}{t^{\alpha(\sigma-1)}} B \left( \frac{a_m}{f_{Am}^{\frac{\sigma}{\beta}}} \right)^{1-\sigma} - [\gamma^{\frac{\sigma}{\beta}} (1 - \mu)^{-\frac{(1-\alpha)(\sigma-1)}{\beta}} - 1] f_{Am} = f_{cer}$$
 该式左侧为关于  $a_m$  的单调递增函数,因此可确定存在唯一的  $a_m$  满足其成立的条件。当边际生产成本  $a_i < a_m$  时,企业将选择进行认证,否则将维持非认证状态。对企业成本函数式(5)运用 Shephard 引理,可得企业  $i$  认证后的污染强度为  $emint_{i,cer} = \alpha\kappa t^{\alpha-1} f_{Ai,cer}^{-\rho\alpha} a_{i,cer}^{1-\alpha}$ 。进一步将式(9)和式(10)代入上式,可得认证后企业的污染排放强度  $emint_{i,cer}$ 。用单位要素投入产出  $x_{i,cer}/l_{i,cer}$  表示企业的全要素生产率  $TFP_{i,cer}$ , 即有:

$$emint_{i,cer} = e_{i,cer}/x_{i,cer} = \gamma^{-\frac{\rho\alpha\sigma}{\beta}} (1 - \mu)^{\frac{1-\alpha}{\beta}} \alpha\kappa t^{\frac{\alpha-\beta}{\beta}} B^{-\frac{\rho\alpha}{\beta}} (1 - \beta)^{-\frac{\rho\alpha}{\beta}} a_i^{\frac{1-\alpha}{\beta}} \quad (11)$$

$$TFP_{i,cer} = x_i/l_i = (1 - \theta)/a_i = \gamma^{\frac{\alpha\rho\sigma}{\beta}} (1 - \mu)^{-(1-\alpha)(\beta+\alpha\rho^2-\alpha\rho)} (\alpha\kappa)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} t^{-\alpha} f_{Ai}^{\rho\alpha} a_i^{\alpha-1} \quad (12)$$

其中,式(11)和式(12)分别表示企业参与自愿性环境规制前的污染排放强度  $emint_i$  和全要素生产率  $TFP_i$ 。对企业参与自愿性环境规制后的污染排放强度  $emint_{i,cer}$  和全要素生产率  $TFP_{i,cer}$ , 求关于环境管理体系认证的信号显示效应  $\gamma$  和内部效率改进效应  $\mu$  的一阶偏导,可得:  $\partial emint_{i,cer}/\partial \gamma < 0$ 、 $\partial emint_{i,cer}/\partial \mu < 0$ ;  $\partial TFP_{i,cer}/\partial \gamma > 0$ 、 $\partial TFP_{i,cer}/\partial \mu > 0$ 。

上述理论分析表明,自愿性环境规制的引入能使企业污染排放强度降低的同时实现全要素生产率的提高,有助于中国制造企业的绿色转型。事实上,与传统环境规制不同,自愿性环境规制能促进制造企业绿色转型的关键就在于其基于市场机制产生的绿色声誉效应和组织学习效应。与未参与的企业相比,参与并获得认证的企业具有更为明显的“绿色标签”,能吸引市场中越来越偏好绿色产品的消费者。需求扩张所形成的规模经济效应使其能够拥有更多的资源来投资与减排相关的技术和设备,由此产生的技术升级和终端治理双管齐下能够有效降低企业的污染排放强度。此外,由于自愿性环境规制的认证标准中还嵌入了环境管理方面的技术规范,企业各层级将在申请认证的过程中获得大量与污染减排相关的知识,这一组织学习效应亦可降低污染排放。值得注意的是,环境管理体系不仅包含污染减排相关知识,也嵌入了企业内外部环境分析、过程管理

方法及产品与服务设计的知识,因而可以有效提升企业的潜在生产率。因此,本文认为自愿性环境规制能通过绿色声誉效应和组织学习效应推动企业进行兼顾污染减排和经济效益提升的绿色转型。

### 三、数据来源与实证设计

#### (一)数据来源

为探究参与自愿性环境规制能否有效推动企业绿色转型,本文主要使用了三个微观数据库:一是从国家认监委网站爬取的1996—2021年ISO14001环境管理体系认证数据;二是1999—2013年中国工业企业数据库;三是1999—2013年中国工业企业污染排放数据。新近相关研究中,杨冕等(2022)也通过抓取认监委网站数据考察了环境管理体系认证对企业出口的影响。与其研究样本的起始年份为2004年不同,本文通过检索认监委最新更新的认证证书信息,获得了企业首次认证时间的信息,因此可将研究的时间窗口前推到环境管理体系认证在中国仍处于萌芽阶段的1999年。在数据收集的最初阶段,本文得到涉及502926家企业的共计893457条ISO14001环境管理体系认证证书信息,这是目前已知关于中国制造企业最为完整的自愿性环境规制数据。

在此基础上,本文将该数据与中国工业企业数据库、中国工业企业污染排放数据进行匹配:第一步,利用获取的环境管理体系认证数据提取不同企业最早进行认证的时间信息;第二步,根据企业名称、组织机构代码等信息将认证信息与中国工业企业数据进行匹配,由此得到每个制造企业最早进行环境管理体系认证的时间、认证覆盖范围以及认证被撤销的时间等信息;第三步,继续使用企业名称和组织机构代码等信息与污染数据进行匹配。最终,本文得到605014个观测值,其中认证企业观测值数量为57019个,占比9.42%。<sup>①</sup>

#### (二)识别策略

##### 1.初步的相关性分析

在基于匹配后数据进行因果识别之前,本文首先进行了初步的相关性分析,考察参与自愿性环境规制的企业与未参与企业在污染排放强度和全要素生产率上的差异,构建如下实证模型:

$$emint_{it} = \alpha_1 + \beta_1 certdum_{it} + \gamma_1 X_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$TFP_{it} = \alpha_2 + \beta_2 certdum_{it} + \gamma_2 X_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中, $i$ 为企业, $t$ 为年份。 $emint_{it}$ 和 $TFP_{it}$ 分别为企业 $i$ 的污染排放强度和全要素生产率, $certdum_{it}$ 为企业是否参与自愿性环境规制的哑变量, $\eta_i$ 和 $\lambda_t$ 分别为企业和年份固定效应。

##### 2.基于匹配方法的因果识别

鉴于企业是否参与自愿性环境规制深度依赖于其自身特征,即认证企业与未认证企业在污染排放强度和全要素生产率上的差异可能源于自选择偏误,而非参与自愿性环境规制的结果。为解决上述问题,本文基于式(13)、式(14)的计量模型构建了一个识别企业参与自愿性环境规制对污染排放强度( $emint$ )和全要素生产率( $TFP$ )影响的因果效应分析框架,具体思路与步骤如下。第

① 限于篇幅,三个微观数据的匹配情况未报告,留存备索。

一,设置研究的时间窗口。本文将研究的时间窗口设置为5年,包括认证当年、认证前两年和认证后两年。此外,控制对照组和处理组企业在认证前两年的产值规模、污染排放强度和全要素生产率特征。第二,确定处理组与对照组样本。本文将认证前后两年(共5年的时间窗口)均连续存在的企业作为处理组,剔除四位码行业中没有企业参与过自愿性环境规制的样本。与处理组类似,本文保留连续存在5年的制造企业作为对照组,同时删除相应四位码行业无对照组企业的处理组企业。第三,选择匹配协变量。在具体的匹配过程中,不仅采用企业认证前两年的产值规模、污染排放强度和全要素生产率作为协变量,以排除企业依据自身特征自主选择参与自愿性环境规制的干扰,同时为减少行业差异影响,还将待匹配处理组和对照组限制在同一年份的同一四位码行业内,由此可得可供匹配的处理组与对照组研究样本。

参考 Brucal 等(2019)的做法,本文采用了倾向得分匹配(PSM)、广义精确匹配方法(CEM)和逆概率加权匹配方法(IPTW)三种方法。其中,倾向得分匹配后得到的样本是本文进行因果识别的数据基础,而 CEM 和 IPTW 匹配后的样本则用于稳健性检验。首先,本文基于 Logit 模型估计倾向得分,对处理组和对照组中的企业进行无放回的 1:1 匹配,形成实证分析的主要数据集。其次,参考陈艳莹和吴龙(2021),使用现有关于管理体系认证研究中已大量使用的 CEM 匹配生成稳健性检验所需的数据集。此外,本文还利用 PSM 方法中的倾向得分(score)来赋予样本中企业以不同的权重,进而构造用于稳健性检验的新数据集,其中处理组企业的权重为  $1/score$ ,对照组的权重为  $1/(1 - score)$ 。在通过上述匹配操作对企业认证前后的相关特征进行控制后,本文采用双重差分模型估计检验自愿性环境规制对企业绿色转型的作用,具体计量模型可表示为:

$$emint_{it} = \alpha_1 + \varphi_1 post_t + \beta_1 post_t \times certdum_{it} + \gamma_1 X_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$$TFP_{it} = \alpha_2 + \varphi_2 post_t + \beta_2 post_t \times certdum_{it} + \gamma_2 X_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中, $emint$ 和 $TFP$ 分别为企业的污染排放强度与全要素生产率。 $post_t$ 表示企业参与自愿性环境规制时间的虚拟变量,企业获得环境管理体系认证前 $post_t = 0$ ,而企业获得环境管理体系认证后 $post_t = 1$ 。基于上述双重差分模型的回归结果,本文重点关注能体现参与自愿性环境规制对企业影响的交互项系数 $\beta_1$ 和 $\beta_2$ 的符号与显著性。

### (三)主要变量说明

被解释变量:本文的被解释变量主要有两个,其一为污染排放强度,主要用二氧化硫除以企业产值的对数来衡量;其二为全要素生产率,由于现有的中国工业企业数据库中2009年和2010年的数据质量较差,借鉴陈林(2018)的做法,在计算全要素生产率时将其剔除。参照寇宗来和刘学悦(2020),本文补充了2011—2013年中国工业企业数据库的中间投入和工业增加值,并基于这一数据利用OP方法计算了企业的全要素生产率( $TFP$ )。

自愿性环境规制变量:本文根据企业是否进行过ISO14001环境管理体系认证设定自愿性环境规制变量( $certdum$ ),在企业获得环境管理体系认证前取0,获得认证当年及以后取值为1。

控制变量:本文控制了企业层面的资产规模( $size$ )、人均资本深化程度( $cap$ )、财务杠杆( $leverage$ )、雇用规模( $lnl$ )、企业年龄( $age$ )和企业所有制( $state$ )。同时,回归模型中也加入了反映市场竞争程度的赫芬达尔指数。<sup>①</sup>

① 本文回归中所使用主要变量的描述性统计信息因篇幅所限未进行报告,留存备案。

四、基准回归结果与分析

(一)初步的相关性分析结果

如前所述,在针对匹配后的样本进行因果推断研究前,本文先对未匹配样本采用式(13)和式(14)所列模型考察参与自愿性环境规制与企业污染排放强度、全要素生产率的关系。表 1 第(1)、(3)列显示,在控制企业固定效应、行业固定效应和年份固定效应但不考虑控制变量的情况下,参与自愿性环境规制的企业污染排放更低,且全要素生产率更高。进一步加入相关控制变量,结果如第(2)、(4)列所示,估计系数符号与第(1)、(3)列相同,且均在 1% 的水平下显著。然而由于匹配前的参与自愿性环境规制企业与未参与企业之间存在巨大差异,表 1 中的结果可能有偏,需要利用匹配方法降低样本自选择偏差后基于双重差分模型进行因果推断检验。

表 1 匹配前的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>emint_so2</i>	<i>emint_so2</i>	<i>TFP_op</i>	<i>TFP_op</i>
<i>certdum</i>	-0.122 *** (0.013)	-0.062 *** (0.013)	0.109 *** (0.006)	0.057 *** (0.006)
常数项	-1.249 *** (0.002)	3.155 *** (0.054)	7.852 *** (0.001)	3.963 *** (0.028)
控制变量	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.818	0.824	0.832	0.846
观测值	372569	368710	417552	417274

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示相应系数在 1%、5%和 10%的水平下显著。本文所有的回归分析均控制了企业固定效应、行业固定效应和年份固定效应。限于篇幅,后续报告结果的表格均不再列示固定效应控制情况。

(二)匹配基础上 DID 估计的基准结果

本文首先按照上文“识别策略”中所确定的匹配思路与步骤,以参与自愿性环境规制前两年企业的产值规模(*lny*)、企业污染排放强度(*emint\_so2*)与全要素生产率(*TFP\_op*)作为协变量与对照组企业进行 PSM 匹配。在匹配后,通过观察协变量在处理组和对照组分布的平衡性,确定匹配后两组样本在匹配前拥有相似的特征,具有可比性。在匹配后,样本量从 269705 个减少到 2154 个,但两组样本在参与自愿性环境规制前的产值规模、污染排放强度和全要素生产率上并不存在显著区别,说明 PSM 匹配有效消除了两组样本间的事前差异。<sup>①</sup>

图 1 报告了匹配后两组样本的污染排放强度和全要素生产率按参与自愿性环境规制时间的变化,其中实线表示处理组,虚线表示对照组。可见,在参与自愿性环境规制前,处理组和对照组企业在污染排放强度和全要素生产率上几乎不存在差异,但从参与认证的年份 *t* 之后,处理组企业

① 限于篇幅,PSM 匹配过程中的协变量平衡性检验在文中并未报告,留存备案。

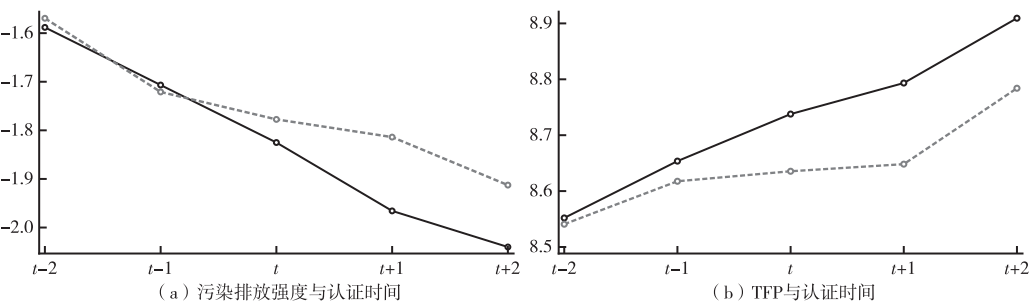


图 1 自愿性环境规制与企业的绿色转型

的污染排放强度 *emint\_so2* 较之对照组显著下降,同时在全要素生产率上却获得更快的增长。

本文的主要目标是探究参与以环境管理体系认证为代表的自愿性环境规制对企业污染排放和生产率的影响,表 2 报告了基于式 (15) 和式 (16) 所确定的双重差分模型回归得到的基准结果。在第 (1)、(3) 列控制企业、行业 and 年份固定效应的条件下, *post × certdum* 对 *emint\_so2* 和 *TFP\_op* 的回归系数符号分别为负和正,且均显著。而在第 (2)、(4) 列加入 *post* 和其他相关控制变量的情况下, *post × certdum* 对 *emint\_so2* 和 *TFP\_op* 的估计系数分别为 -0.135 和 0.072,且均通过了 1% 的显著性水平检验。这说明在初始条件类似的情况下,参与自愿性环境规制显著降低了企业的二氧化硫排放强度并提高了其全要素生产率,推动了企业环境绩效和经济效益的双赢,后文还将继续讨论自愿性环境规制促进企业绿色转型的作用机制。

表 2 匹配后的基准估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>emint_so2</i>	<i>emint_so2</i>	<i>TFP_op</i>	<i>TFP_op</i>
<i>post × certdum</i>	-0.174 *** (0.039)	-0.135 *** (0.039)	0.108 *** (0.025)	0.072 *** (0.025)
<i>post</i>	0.093 ** (0.045)	0.073 * (0.044)	-0.031 (0.029)	-0.022 (0.028)
常数项	-1.747 *** (0.024)	3.430 *** (0.457)	8.667 *** (0.014)	4.799 *** (0.289)
控制变量	否	是	否	是
R <sup>2</sup>	0.844	0.848	0.783	0.794
观测值	9855	9844	8347	8345

为进一步检验参与自愿性环境规制对企业绿色转型在各年度的动态效应,参考 Brucal (2019) 的实证研究框架,本文以企业参与认证前一年作为比较基准,对认证前 3 年 ( $t = T - 3$ )、认证前 2 年 ( $t = T - 2$ )、认证当年 ( $t = T$ )、认证后第 1 年 ( $t = T + 1$ )、认证后第 2 年 ( $t = T + 2$ ) 和认证后第 3 年 ( $t = T + 3$ ) 的处理效应进行了估计,即在式 (15)、式 (16) 的模型中仅包含我们要考察的年份和参与自愿性环境规制前 1 年的数据进行回归分析,模型为:

$$y_{it} = \alpha + \phi post_t + \beta_1 (post_t \times certdum_{it}) + \gamma X_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{17}$$

图2报告了参与自愿性环境规制对企业绿色转型影响的动态效应检验结果。可见,  $t = T - 3$  和  $t = T - 2$  时  $post_t \times certdum_{it}$  对  $emint\_so2$  与  $TFP\_op$  的估计系数均不显著,说明处理组和控制组企业的污染排放强度和全要素生产率在事前具有共同趋势。从污染减排方面来看,参与当年企业的污染排放强度较之参与前一年有一定下降,但并不显著,但随着时间的推移,参与自愿性环境规制对企业污染排放的影响总体越来越显著(回归系数从  $-0.131$  降至  $-0.175$ ,且都在1%的水平下显著)。在全要素生产率方面,企业的全要素生产率在参与当年提升并不显著,但在参与后第1年和第3年  $certdum$  的回归系数均在0.1以上,说明参与自愿性环境规制确实能够提升企业的全要素生产率。

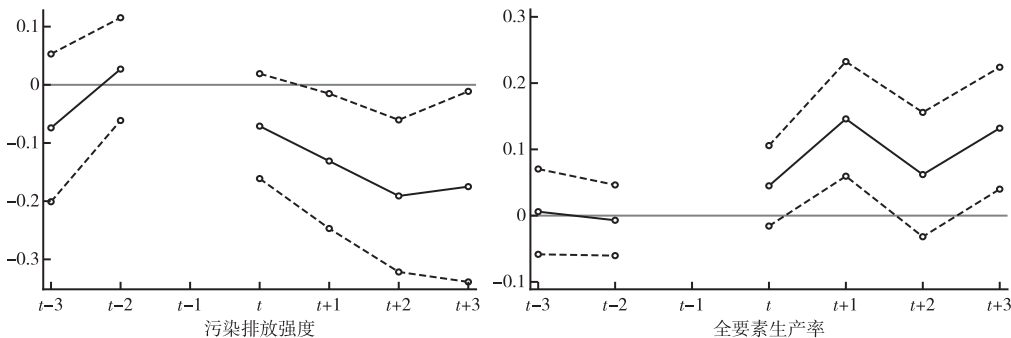


图2 自愿性环境规制对企业绿色转型的动态效应

### (三)稳健性检验

为保证研究结论的可靠性,本文从如下三方面进行了稳健性检验。第一,更换匹配方法。为排除PSM匹配过程中可能丢失样本信息的负面影响,本文采用相同的协变量但选用非参的CEM方法进行匹配,然后基于匹配后样本进行双重差分检验(Gray等,2015; Iacus等,2011)。第二,变换被解释变量。本文采用现有文献使用较多的指标——化学需氧量排放强度( $emint\_cod$ )作为污染排放强度的替换指标,并使用LP方法计算得到的全要素生产率( $TFP\_lp$ )替代前文中以OP方法计算得到的全要素生产率( $TFP\_op$ )进行双重差分检验。第三,变更研究的时间窗口。本文还通过变更研究时间窗口的方式进行稳健性检验。由于中国工业企业数据库中1999—2007年的数据准确性较高,本文截取了上述期间的样本进行检验。以上结果均显示,参与自愿性环境规制在降低污染排放的同时提高了企业的全要素生产率,结果具有较好的稳健性。<sup>①</sup>

## 五、机制检验

前文理论分析表明,参与自愿性环境规制后,企业会通过绿色声誉和组织学习双重效应来实现绿色转型。一方面,绿色声誉所具有的需求提升作用不仅使企业得以更充分地利用其产能,进而提高生产率,同时也能让企业更容易突破资源约束,加大对污染治理设备的投资;另一方面,参与自愿性环境规制的组织学习效应可能会促使企业偏向于生产流程优化和资源能源的集约利用,而非传统粗放的规模扩张模式,推动企业转向内涵式绿色转型。因此,在机制检验部分,本文主要考察了自愿性环境规制对企业的运营策略和污染治理的影响。

① 限于篇幅,对应回归结果未报告,留存备案。

(一)绿色声誉效应

为考察绿色声誉的影响,本文检验了参与自愿性环境规制对政府补贴和企业需求的影响,对应的回归结果如表 3 所示。具体而言,本文采用政府补贴(*lnsub*)作为企业绿色声誉的代理变量,其逻辑在于随着绿色发展意识不断深入人心,各地政府对环境保护越来越重视,具有良好绿色声誉的企业更有可能获得补贴。在已控制企业其他特征的条件下,企业获得政府补贴的多寡能在一定程度上表征其绿色声誉的高低。从表 3 第(1)列的结果可知,通过环境管理体系认证的企业更有可能获得政府补贴,即参与了自愿性环境规制的企业可能具有更高的绿色声誉。

除此之外,本文还尝试利用在获得 ISO14001 环境管理体系认证前后企业销售额(*lnrev*)和出口规模(*lnex*)的变动来检验自愿性环境规制的绿色声誉能否提升企业产品的需求。表 3 第(2)列结果表明,获得认证后企业的销售收入增长了 3% 左右,且在 5% 的水平下显著。第(3)列的结果则显示在参与环境管理体系认证后,企业的出口显著增长了 20% 左右,这一结果与杨冕等(2022)的研究一致。由此可见,参与自愿性环境规制确实能够通过绿色声誉提升增加参与企业的产品需求,而绿色企业产能的扩张将有助于经济社会整体的绿色转型。

表 3 机制检验:绿色声誉效应

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>lnsub</i>	<i>lnrev</i>	<i>lnex</i>
<i>certdum</i> × <i>post</i>	0. 251 ** (0. 110)	0. 032 ** (0. 013)	0. 161 * (0. 092)
控制变量	是	是	是
R <sup>2</sup>	0. 670	0. 956	0. 877
观测值	8257	10750	9661

(二)组织学习效应

如前文所述,以 ISO14001 认证为代表的自愿性环境规制内嵌了企业在环境管理方面可供学习借鉴的先进标准,能够减少企业生产过程中对环境的负面影响,同时通过规范流程,也能帮助企业促进内隐性知识的显性化,通过组织学习效应形成以资源利用效率改善为主要特征的内部效率提升机制。本文所研究的企业大部分属于中小规模的制造企业,其内部运作的规范程度较低,为达到认证标准要对现有运作方式进行大幅调整,需耗费大量的资源,因而可能对企业的资本扩张形成一定程度的抑制。表 4 报告了参与自愿性环境规制通过组织学习效应对企业产生的影响。

表 4 机制检验:组织学习影响下的内部效率提升模式

变量	固定资产增长	资产折旧率	资产折旧规模	资产生产率	单位产值能耗
	<i>kgrow</i>	<i>depre_rate</i>	<i>depre_value</i>	<i>kproductivity</i>	<i>coal2y</i>
<i>certdum</i> × <i>post</i>	- 0. 037 ** (0. 018)	- 0. 066 ** (0. 034)	- 0. 016 (0. 012)	0. 072 *** (0. 026)	- 0. 061 ** (0. 029)
控制变量	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0. 594	0. 911	0. 522	0. 811	0. 919
观测值	10607	6744	6883	8344	8101

由第(1)、(2)列可见,交互项  $certdum \times post$  对企业的固定资产增长率和固定资产折旧率的系数分别为  $-0.037$  和  $-0.066$ ,且均在  $5\%$  的水平下显著,说明参与自愿性环境规制抑制了企业的资本外延扩张。第(3)列的结果显示, $certdum \times post$  对资产折旧规模的影响为负,说明参与自愿性环境规制抑制了企业的资本更新速度。需要注意的是,第(4)列的结果显示, $certdum \times post$  对资本生产率  $kproductivity$  具有显著的提升作用。第(5)列结果显示, $certdum \times post$  对单位产值煤炭消耗量  $coal2y$  的回归系数为  $-0.061$  且显著,表明处理组企业在生产过程中对资源有着更高的利用效率,参与自愿性环境规制推动了以企业提升资源利用效率为特征的集约式增长。

(三)治污能力提升

前文的理论分析表明,企业在参与自愿性环境规制后,会在绿色声誉的需求效应和组织学习的生产率效应的共同作用下增加污染治理相关的投资,改进污染治理技术,提升终端治理能力。在机制检验的第三部分,本文将考察参与自愿性环境规制对企业污染治理设备投资与减排能力的影响,相应的结果报告在表5中。

表 5 机制检验:污染治理设备与能力

变量	(1)空气污染 治理设备量	(2)空气污染 治理能力	(3)二氧化硫 治理设备量	(4)二氧化硫 治理能力	(5)单位煤 产出 $so_2$ 排放
	$airequi2$	$aircapc2$	$so2equi2$	$so2capc2$	$so2coal$
$certdum \times post$	$0.035^*$ ( $0.019$ )	$0.094^*$ ( $0.056$ )	$0.088^{***}$ ( $0.030$ )	$0.030$ ( $0.116$ )	$-0.085^{**}$ ( $0.035$ )
控制变量	是	是	是	是	是
$R^2$	0.903	0.811	0.840	0.782	0.885
观测值	8091	7946	2603	2630	8082

表5第(1)、(3)列的回归结果显示,在参与自愿性环境规制后,企业的空气污染治理设备和二氧化硫治理设备均显著增加,增幅分别为  $3.5\%$  和  $8.8\%$ 。第(2)、(3)列报告了  $certdum \times post$  对企业治污能力的回归系数。研究发现,参与自愿性环境规制后企业的空气污染处理能力分别提升了  $9.4\%$  和  $3.0\%$ 。上述结果表明,参与自愿性环境规制提升了企业的污染治理设备投资和污染减排能力。除此之外,第(5)列结果显示,处理组企业使用每吨煤的二氧化硫排放量显著低于对照组企业,说明参与自愿性环境规制的企业确实通过增加治理设备投资和提升污染治理能力从技术上降低了单位能耗的污染排放,有力促进了企业的绿色转型。

六、拓展讨论:自愿性环境规制的局限性

为进一步考察自愿性环境规制对企业绿色转型的影响在不同条件下的变动情况,本文从企业是否属于高污染行业、是否严格遵循环境管理体系认证的规范标准以及所面临的融资约束三方面对自愿性环境规制的绿色转型效应进行异质性分析。

(一) 自愿性环境规制是推动企业绿色转型的普适性工具吗

参考潘爱玲等(2019)的研究,本文按照生态环境部印发的《上市公司环保核查行业分类管理名录》,将纺织业、造纸和纸制品以及黑色金属冶炼及压延加工业等 10 个二位码制造行业作为重污染行业,并设置虚拟变量 *heavy*,当企业属于上述行业时,*heavy* 取值为 1,其他为 0。表 6 报告了上述设定下的回归结果。

表 6 拓展讨论:自愿性环境规制效果的普适性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>emint_so2</i>	<i>emint_so2</i>	<i>TFP_op</i>	<i>TFP_op</i>
<i>certdum × post</i>	-0.290 *** (0.053)	-0.250 *** (0.052)	0.131 *** (0.034)	0.104 *** (0.033)
<i>certdum × post × heavy</i>	0.186 *** (0.057)	0.186 *** (0.056)	-0.038 (0.037)	-0.052 (0.036)
控制变量	否	是	否	是
R <sup>2</sup>	0.844	0.848	0.783	0.794
观测值	9855	9844	8347	8345

可见,无论是否包含相关控制变量,*certdum × post × heavy* 对二氧化硫排放强度 *emint\_so2* 的回归系数为正且在 1% 的水平下显著,同时其对全要素生产率 *TFP\_op* 的回归系数为负,说明当企业处于高污染行业时,参与自愿性环境规制对其绿色转型的作用相对来说并不显著。背后的原因可能是重污染行业要实现显著的污染减排效果,企业必须投入大量资源进行环保相关技术升级与设备投资,而不是如低污染企业那样以较低成本通过优化流程即能达到明显降低污染的目标,治理“重污染”可能需要自愿性环境规制与执行力度更强的强制性环境规制手段进行配合。

(二) 企业的“漂绿”行为如何削弱自愿性环境规制的绿色转型效果

自愿性环境规制通常而言具有较为完善的申请、审查、认证和复检程序。以应用最为广泛的 ISO14001 环境管理体系认证为例,在获得认证后,企业仍需遵循计划、执行、检查 and 处理的循环流程以确保认证的有效性,若企业在后续复查中被发现存在不符合认证标准的情形,认证证书将被取消。本文将企业是否具有 ISO14001 撤销经历作为是否通过参与自愿性环境规制来进行“漂绿”的替代指标。当企业具有认证证书撤销经历时,未严格执行认证标准的变量 *washing* 取值为 1,否则为 0。表 7 报告了具体的回归结果。

表 7 的结果显示,*certdum × post × washing* 对污染排放强度 *emint\_so2* 的回归系数符号均为正,且在 10% 的水平下显著,说明当企业存在利用自愿性环境规制进行“漂绿”行为时,参与自愿性环境规制将难以有效降低企业的污染排放,即当企业存在“漂绿”行为时,自愿性环境规制的污染减排效应明显减弱。交互项 *certdum × post × washing* 对全要素生产率 *TFP\_op* 的回归系数为正,但并不显著,说明企业在利用环境管理体系认证进行“漂绿”时,即便不通过认证内部效率提升来获取收益,仍可以利用参与自愿性环境规制所带来的“绿色声誉”弥补损失。

表 7 拓展讨论:企业“漂绿”行为的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>emint_so2</i>	<i>emint_so2</i>	<i>TFP_op</i>	<i>TFP_op</i>
<i>certdum</i> × <i>post</i>	- 0. 201 *** (0. 042)	- 0. 159 *** (0. 041)	0. 103 *** (0. 027)	0. 064 ** (0. 026)
<i>certdum</i> × <i>post</i> × <i>washing</i>	0. 130 * (0. 069)	0. 120 * (0. 068)	0. 026 (0. 045)	0. 041 (0. 044)
控制变量	否	是	否	是
R <sup>2</sup>	0. 844	0. 848	0. 783	0. 793
观测值	9855	9844	8347	8345

(三)融资约束能否抑制自愿性环境规制的绿色转型效应

较之传统的环境规制手段,自愿性环境规制具有更高的灵活性和响应效率。然而瑕瑜互见于一壁,企业能够结合自身禀赋调整控污减排策略的更高自由度也意味着当面临较为严重的资源约束时,其可能会倾向于将自愿性环境规制仅作为具有象征意义的书面工作,不再切实遵循自愿性环境规制标准中能降低污染排放和从内部提高生产率的技术规范,从而降低自愿性环境规制促进企业绿色转型的效果。因此,本文也研究了融资约束对自愿性环境规制绿色转型效应的影响。参考江静(2014),本文用应收账款/(主营业务收入+产成品)衡量融资约束*fc*,这一比值越高,说明企业的货款回收情况越差,企业面临着更为严重的融资约束。表 8 报告了在模型中引入交互项*certdum* × *post* × *fc* 后的回归结果。

表 8 的回归结果显示,*certdum* × *post* × *fc* 对污染排放强度 *emint\_so2* 的回归系数符号均显著为正,同时其对 *TFP\_op* 的回归系数显著为负,即融资约束显著抑制了自愿性环境规制对企业绿色转型的促进效应。与发达国家相比,处于转型中的中国仍存在较为严重的“金融抑制”问题,众多中小企业难以获得外部支持,由于组织惯性、生存压力,可能会消极对待需要投入大量资源与时间才能获取回报的自愿性环境规制,导致自愿性环境规制的效果被大幅削弱。

表 8 拓展讨论:企业融资约束的抑制作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>emint_so2</i>	<i>emint_so2</i>	<i>TFP_op2</i>	<i>TFP_op2</i>
<i>certdum</i> × <i>post</i>	- 0. 234 *** (0. 044)	- 0. 185 *** (0. 044)	0. 161 *** (0. 030)	0. 128 *** (0. 029)
<i>certdum</i> × <i>post</i> × <i>fc</i>	0. 598 *** (0. 210)	0. 501 ** (0. 207)	- 0. 472 *** (0. 146)	- 0. 498 *** (0. 142)
控制变量	否	是	否	是
R <sup>2</sup>	0. 844	0. 848	0. 784	0. 794
观测值	9855	9844	8347	8345

## 七、结论与启示

无论是传统的命令控制型还是市场激励型环境规制手段,由于存在执行成本较高和可能导致市场扭曲等问题,在促进企业绿色转型上常不尽如人意。近年来兴起的以环境管理体系认证为代表的自愿性环境规制可能会成为促进中国制造业企业绿色转型的新工具。结合理论模型与实证检验,本文利用国家认证认可监督管理委员会的 ISO14001 环境管理体系认证数据库、中国工业企业数据库和中国工业企业污染排放数据库的匹配样本,系统考察了参与自愿性环境规制对企业环境绩效和经济绩效的影响,以探讨自愿性环境规制能否成为中国企业绿色转型有效的环境规制路径。

本文研究发现,第一,进行 ISO14001 环境管理体系认证有效降低了中国制造业企业的污染排放强度,同时也显著提升了企业的全要素生产率,说明自愿性环境规制有助于实现减排和增效双赢的绿色转型。第二,参与自愿性环境规制不仅提升了企业的绿色声誉,促进其收入显著增长,同时也诱发了企业内部的组织学习效应。在参与自愿性环境规制之后,企业在污染治理上的设备投资与污染处理技术水平也均有显著提升。第三,与此同时,自愿性环境规制也存在局限性,其绿色转型效应在高污染行业和受融资约束较强的企业间会被削弱,而且现实中企业较为普遍的“漂绿”行为也会降低自愿性环境规制的有效性。

基于上述发现,本文认为自愿性环境规制是促进中国制造业企业绿色转型的重要路径之一,但在实践中应关注其可能存在的局限性。鉴于中国制造业企业参与自愿性环境规制的积极性仍旧不高,政府应在对以环境管理体系认证为代表的自愿性环境规制进行宣传的同时,加大认证机构引进力度、降低认证标准收费和利用互联网等技术手段提高认证服务效率,切实降低企业参与自愿性环境规制的成本。为减少企业的“漂绿”行为,政府需从检验技术升级和认证人员素质提升等方面提高认证机构的专业认证能力,加大对虚假认证的处罚力度,完善虚假认证企业“黑名单”机制,提高企业的“漂绿”成本。为缓解企业绿色转型中的融资困境,政府还需制定精细化的绿色金融政策,相关部门一方面可通过季报、年报等方式加强对银行绿色信贷执行的监督,并落实好对绿色信贷的风险补偿机制,另一方面需要继续完善环境信息披露制度,加强环境部门、第三方认证机构和金融机构间的信息互联互通,为企业的绿色转型提供更多的金融支持。

### 参考文献:

1. 陈林:《中国工业企业数据库的使用问题再探》,《经济评论》2018年第6期。
2. 陈艳莹、吴龙:《质量管理体系认证改善了生产性服务企业的财务绩效吗?——信号显示对效率增进的挤出效应》,《管理评论》2021年第4期。
3. 高翔、何欢浪:《清洁生产、绿色转型与企业产品质量升级》,《统计研究》2021年第7期。
4. 江静:《融资约束与中国企业储蓄率:基于微观数据的考察》,《管理世界》2014年第8期。
5. 解学梅、韩宇航:《本土制造业企业如何在绿色创新中实现“华丽转型”?——基于注意力基础观的多案例研究》,《管理世界》2022年第3期。
6. 寇宗来、刘学悦:《中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响》,《经济研究》2020年第3期。
7. 潘爱玲、刘昕、邱金龙:《媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型》,《中国工业经济》2019年第2期。
8. 潘翻番、徐建华、薛澜:《自愿型环境规制:研究进展及未来展望》,《中国人口·资源与环境》2020年第1期。
9. 万攀兵、杨冕、陈林:《环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角》,《中国工业经济》2021年第9期。

10. 汪涛、王铵:《中国钢铁企业商业模式绿色转型探析》,《管理世界》2014 年第 10 期。
11. 谢乔昕、张宇:《绿色信贷政策、扶持之手与企业创新转型》,《科研管理》2021 年第 1 期。
12. 杨冕、王恩泽、叶初升:《环境管理体系认证与中国制造业企业出口“增量提质”》,《中国工业经济》2022 年第 6 期。
13. 于连超、张卫国、毕茜:《环境税对企业绿色转型的倒逼效应研究》,《中国人口·资源与环境》2019 年第 7 期。
14. Barla, P., ISO 14001 Certification and Environmental Performance in Quebec's Pulp and Paper Industry. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 53, No. 3, 2007, pp. 291 – 306.
15. Boiral, O., Corporate Greening Through ISO 14001: A Rational Myth?. *Organization Science*, Vol. 18, No. 1, 2007, pp. 127 – 146.
16. Boiral, O., Guillaumie, L., & Heras-Saizarbitoria, I., et al., Adoption and Outcomes of ISO 14001: A Systematic Review: Adoption and Outcomes of ISO 14001. *International Journal of Management Reviews*, Vol. 20, No. 2, 2018, pp. 411 – 432.
17. Brucal, A., Javorcik, B., & Love, I., Good for the Environment, Good for Business: Foreign Acquisitions and Energy Intensity. *Journal of International Economics*, Vol. 121, 2019, 103247.
18. Chen, Z., Kahn, M. E., & Liu, Y., et al. The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Regulation in China. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 88, 2018, pp. 468 – 485.
19. Copeland, B. R., & Taylor, M. S., *Trade and the Environment: Theory and Evidence*. Princeton University Press, 2003.
20. Dixit, A., & Stiglitz, J., Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *American Economic Review*, Vol. 67, 1977, No. 3, pp. 297 – 308.
21. Forslid, R., Okubo, T., & Ulltveit-Moe, K., Why are Firms that Export Cleaner? International Trade, Abatement and Environmental Emissions. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 91, 2018, pp. 166 – 183.
22. Gray, J., Anand, G., & Roth, A., The Influence of ISO 9000 Certification on Process Compliance. *Production and Operations Management*, Vol. 24, No. 3, 2015, pp. 369 – 382.
23. Guadalupe, M., Kuzmina, O., & Thomas, C., Innovation and Foreign Ownership. *American Economic Review*, Vol. 102, No. 7, 2012, pp. 3594 – 3627.
24. Iacus, S., King, G., & Porro, G., Multivariate Matching Methods that are Monotonic Imbalance Bounding. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 106, No. 493, 2011, pp. 345 – 361.
25. Nishitani, K., Kaneko, S., Fujii, H., & Komatsu, S., Are Firms' Voluntary Environmental Management Activities Beneficial for the Environment and Business? An Empirical Study Focusing on Japanese Manufacturing Firms. *Journal of Environmental Management*, Vol. 105, 2012, pp. 121 – 130.
26. Podhorsky, A., Environmental Certification Programs: How does Information Provision Compare with Taxation?. *Journal of Public Economic Theory*, Vol. 22, No. 6, 2020, pp. 1772 – 1800.
27. Pucci, T., Casprini, E., & Galati, A., et al., The Virtuous Cycle of Stakeholder Engagement in Developing a Sustainability Culture: Salcheto Winery. *Journal of Business Research*, Vol. 119, 2020, pp. 364 – 376.
28. Tombe, T., & Winter, J., Environmental Policy and Misallocation: The Productivity Effect of Intensity Standards. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 72, 2015, pp. 137 – 163.
29. Yin, S., Li, B., & Xing, Z., The Governance Mechanism of the Building Material Industry (BMI) in Transformation to Green BMI: The Perspective of Green Building. *Science of the Total Environment*, Vol. 677, 2019, pp. 19 – 33.
30. Zhu, Q., Cordeiro, J., & Sarkis, J., International and Domestic Pressures and Responses of Chinese Firms to Greening. *Ecological Economics*, Vol. 83, 2012, pp. 144 – 153.

## The Roles and Limitations of Voluntary Environmental Regulation in the Green Transformation of Chinese Manufacturing Firms

WU Long (Jiangxi University of Finance and Economics, 330013)

YU Qianhui (Dalian University of Technology, 116024)

PING Liang (Zhejiang University City College, 310000)

**Summary:** Promoting the green transformation of the manufacturing industry to achieve economic growth and

environmental protection at the same time is of great importance to the high-quality development of China's economy. From the dual perspectives of green reputation and organizational learning, this study constructs a theoretical model to investigate how voluntary environmental regulation influences the green transformation of Chinese manufacturing enterprises. On this basis, we obtain the ISO 14001 environmental management system certification data from the official website of Certification and Accreditation Administration of China, and match it with Chinese Industrial Enterprise Database and Chinese Industrial Enterprise Pollution Emission Database to empirically explore the impact of voluntary environmental regulation on enterprises' green transformation using the difference-in-differences method.

The empirical research results show that participation in the ISO 14001 certification program not only reduces enterprises' emissions effectively, but also significantly improves their total factor productivity. This conclusion remains valid after a series of robustness tests including changing matching methods, explained variables and sample intervals. Our main finding suggests that voluntary environmental regulation can be an effective pathway to promote the green transformation of manufacturing enterprises in China. In terms of mechanism analysis, this study shows that ISO 14001 certification can enhance the green reputation of certified enterprises and increase their income. Meanwhile, it can also trigger organizational learning inside the enterprise and promote resources allocation and utilization, which is beneficial for increasing the total factor productivity. We also find that the pollution control investments and technology of certified enterprises have been significantly improved. Furthermore, the heterogeneity analysis shows that the effect of voluntary environmental regulation on green transformation is insignificant for enterprises in high-polluting industries where massive resources are required for pollution control and emissions reduction. The "green-washing" behavior and financing constraint would also inhibit this effect.

Therefore, in order to make full use of voluntary environmental regulation in promoting the green transformation of Chinese manufacturing enterprises, the government should continuously step up in public communication and reduce certification costs to stimulate enterprises' enthusiasm. Besides, it should remove current limitations of voluntary environmental regulation by strengthening regulation and improving professional skills and the green finance system. Overall, this study not only helps deepen our understanding of the relationship between voluntary environmental regulation and enterprises' environmental and economic performance, but also provides decision-making reference for promoting the green transformation of Chinese manufacturing enterprises and achieving high-quality economic development.

**Keywords:** Voluntary Environmental Regulation, Manufacturing Firms, Green Transformation

**JEL:** Q53, D21, L15, L51

责任编辑: 静 好