

环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性

龙小宁, 万 威

[摘要] 本文通过分析环境规制对中国制造业企业利润率的影响来检验“波特假说”,即环境规制是否可以通过促进企业创新来提高企业的利润率,从而实现环境和经济发展之间的“双赢”。本文首先建立理论模型来分析环境规制如何影响不同规模的企业的利润率,发现环境规制可以提高合规成本较低的大规模企业的利润率,但会降低合规成本较高的小规模企业的利润率和企业数量。为检验理论模型的适用性,以清洁生产标准的实施作为准自然实验,利用1998—2007年中国制造业企业数据,使用倍差法实证分析了清洁生产标准的实施对于企业利润率的影响,发现清洁生产标准的实施显著提高了企业的利润率,但是并没有促进企业创新,也没有提高企业补贴。进一步的分析发现,清洁生产标准的实施提高了规模较大企业的利润率,降低了规模较小企业的利润率。最后,利用2004年和2008年中国经济普查的3分位行业级数据,使用倍差法发现清洁生产标准的实施减少了小规模企业的数量。因此,本文认为,由企业规模差异导致的“合规成本异质性”而非“波特假说”,能够更好地解释清洁生产标准的实施对中国制造业企业利润率的影响。这一发现有助于促进对环境规制影响企业利润率机制的理解。

[关键词] 环境规制; 清洁生产标准; 合规成本异质性; 企业利润率; 波特假说

[中图分类号] F124 [文献标识码] A [文章编号] 1006-480X(2017)06-0155-20

DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2017.06.023

一、引言

自1992年8月国务院制订和公布的《环境与发展十大对策》首次提及清洁生产以来,中国通过立法、试点以及完善清洁生产审核制度等方式不断促进清洁生产的发展。2003年1月实施的《中华人民共和国清洁生产促进法》要求在新建、改建、扩建项目的环境影响评价中优先考虑采用资源利用率高以及污染物产生量少的清洁生产技术、工艺和设备。2004年10月实施的《清洁生产审核暂

[收稿日期] 2017-03-28

[基金项目] 马克思主义理论研究和建设工程重大项目“中国特色社会主义政治经济学研究”(批准号2015MZD006);国家自然科学基金面上项目“产业政策的微观基础和我国产业结构转型研究:基于产品空间理论的考察”(批准号71273217);中央高校基本科研业务费专项资金项目“大数据时代知识产权与创新发展研究”(批准号20720151287)。

[作者简介] 龙小宁(1971—),女,内蒙古包头人,厦门大学经济学院、王亚南经济研究院教授,博士生导师,经济学博士;万威(1986—),男,湖北黄石人,厦门大学经济学院博士研究生。通讯作者:万威,电子邮箱:ww200503@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

行办法》要求对重点企业(即“双超”和“双有”的企业)^①实施强制性清洁生产审核。由于不同行业的清洁生产问题差异较大,如何对特定行业进行环境影响评价和清洁生产审核,依赖于一定的行业标准。中国环境保护部(原国家环境保护总局)自2003年以来公布和实施了56项清洁生产标准,为清洁生产的环境影响评价和审核提供了技术支持,是中国清洁生产的环境评价和审核的重要依据。与没有实施清洁生产标准的行业相比,公布了清洁生产标准的行业面临着更加严格的环境规制^②。

环境规制与经济增长之间的关系历来都是经济学研究的热点问题。“波特假说”^③认为更严格的环境规制可以促进企业创新,创新补偿(Innovation Offsets)甚至可以超过企业的合规成本(Cost of Regulation Compliance)从而提高企业的利润率(Porter and Linde, 1995)。如果“波特假说”成立,那么意味着环境规制可以实现环境与经济增长之间的“双赢”。本文分析了清洁生产标准的实施对企业利润率的影响,在此基础上对“波特假说”及其他替代观点进行了检验。

由于在满足更严格的环境规制要求的设备、资源利用和管理等方面存在规模经济,因此,清洁生产标准的实施导致大规模企业的平均成本上升较小,即规模较大的企业合规成本较低。本文首先从理论上说明,在不同规模企业的合规成本存在异质性的情况下环境规制如何影响企业的利润率。本文发现,环境规制提高了合规成本较低的大规模企业的利润率,降低了合规成本较高的小规模企业的利润率和企业数量。随后,本文基于清洁生产标准实施的准自然实验,利用1998—2007年中国制造业企业数据,使用倍差法实证分析了清洁生产标准的实施对于企业利润率的影响。结果表明,清洁生产标准的实施显著提高了企业的平均利润率。在机制分析中,本文并没有发现清洁生产标准的实施促进企业创新,提高企业补贴的证据。进一步的实证分析发现,清洁生产标准的实施提高了规模较大企业的利润率,降低了规模较小企业的利润率。最后,本文利用2004年和2008年中国经济普查的3分位行业级数据,使用倍差法研究发现清洁生产标准的实施减少了行业小规模企业的数量。

本文的实证结论与理论模型的推论相一致。基于上述的理论分析和实证结果,本文认为,清洁生产标准的实施提高了规模较大企业的利润率,原因在于规模较大企业的合规成本较低。换言之,由企业规模差异导致的“合规成本异质性”而非“波特假说”,能够更好地解释清洁生产标准实施对中国制造业企业利润率的影响。本文的发现拓展了现有文献对环境规制影响企业利润率机制的理解,是对“波特假说”的补充。

二、文献综述

“波特假说”认为环境规制可以提高企业的利润率,该假说在理论和实证上均没有达成一致的意见。在理论方面,基于新古典经济学完美竞争市场的静态分析框架,严格的环境规制必然降低企

- ① 双超企业是指污染物排放超过国家和地方排放标准,或者污染物排放总量超过地方人民政府核定的排放总量控制指标的污染严重企业。双有企业是指使用有毒有害原料进行生产或者在生产中排放有毒有害物质的企业。
- ② 对这一观点的详细说明,可参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附录中关于清洁生产制度的介绍。
- ③ Jaffe and Palmer (1997)将波特假说分成三种版本:狭义的波特假说(Narrow Version Porter Hypothesis)认为有弹性的环境规制(如排污费、排污权交易等)更容易促进企业创新;弱的(Weak Version)波特假说认为环境规制促进了企业的环境创新;强的(Strong Version)波特假说认为环境规制不仅可以促进企业创新,而且创新补偿甚至可以超过企业的合规成本从而提高企业的利润率。可见,弱的波特假说是强的波特假说实现的前提。本文主要验证强的波特假说。

业的利润率(Palmer et al.,1995),环境质量的改善必须以降低经济增长为代价。在考虑市场不完美的分析框架下,如考虑竞争者之间的策略互动(Barrett,1994;Simpson and Lii,1996)、企业内部的信息不对称(Ambec and Barla,2002)以及环境规制可以帮助发现新的创新机会(Porter and Linde,1995;Mohr,2002;汤维祺等,2016)等情况,环境规制可能提高企业的利润率,从而实现环境和经济增长之间的“双赢”。

虽然现有的理论文献认为环境规制可以在不促进企业创新的情况下提高企业利润率,但是由于这些观点不容易通过实证来检验,现有实证文献常遵循简单的二分法,如果发现环境规制提高了企业的利润率或者生产率,则认为“波特假说”成立;反之,则认为不成立。使用企业级数据的绝大部分文献均发现环境规制降低了企业的利润率或生产率(Jaffe et al.,1995;Greenstone,2002;Rassier and Earnhart,2010;Greenstone et al.,2012),少部分文献发现环境规制提高了企业的利润率或生产率(Berman and Bui,2001;Jefferson et al.,2013),还有部分文献发现环境规制对企业的利润率或竞争力没有显著影响(Lanoie et al.,2007;Anger and Oberndorfer,2008)。另外,也有部分文献使用行业级或者地区级面板数据对“波特假说”进行了检验(李树和陈刚,2013;韩超和胡浩然,2015;涂正革和谌仁俊,2015),也未得出一致的结论。与这些文献遵循简单的二分法不同,Albrizio et al.(2017)使用跨国的行业级和企业级数据,通过构造国家层面的环境规制指标研究了各国环境规制的严格程度对于不同生产率的企业(和行业)的生产率增长率的异质影响,发现更严格的环境规制提高了生产率排名前约1/5的企业的生产率增长率,降低了生产率较低的企业生产率增长率。但是,对于环境规制提高企业生产率的内在机理,则囿于数据的限制未进行详细的实证分析^①。

因此,在环境规制提高企业利润率的机理方面,虽然现有理论文献认为在考虑市场不完美的分析框架下,环境规制可以不通过促进企业创新而提高企业的利润率,但在实证分析中通常遵循简单的二分法,很少有文献对环境规制影响企业利润率的其他机制进行深入分析。

除此之外,现有的文献在环境规制的类型方面主要考察空气质量规制(Berman and Bui,2001;Greenstone,2002;Greenstone et al.,2012;李树和陈刚,2013;Jefferson et al.,2013)、排放标准规制(Rassier and Earnhart,2010)以及排污权交易试点(Anger and Oberndorfer,2008;涂正革和谌仁俊,2015;汤维祺等,2016)等末端治理的环境规制,以此来检验“波特假说”。在环境规制的指标构建方面,现有的文献主要是从地区(Greenstone,2002;Greenstone et al.,2012;Jefferson et al.,2013;涂正革和谌仁俊,2015)或者二分位行业(李树和陈刚,2013;韩超和胡浩然,2015)层级来构建环境规制指标。

与以往的文献相比,本文主要存在以下几个方面的创新:①环境规制提高企业利润率的机理方面。环境规制提高企业的收益,既可能是通过促进企业的创新,也可能是通过改变企业的产量和价格。考虑到现有实证文献主要从“波特假说”的角度来解释环境规制对企业利润率的影响,本文则从不同规模企业合规成本异质性的角度分析环境规制对企业利润率的影响,拓展了现有文献对环境规制影响企业利润率机制的认识。②环境规制的类型方面。环境规制的影响取决于环境规制的类型以及实施程度,考虑到绝大部分末端治理的环境规制并不支持“波特假说”,本文通过考察生产全过程控制的清洁生产标准规制,并使用企业级数据来检验“波特假说”。③环境规制的指标构建方面。本文的环境规制指标细化到4分位行业。同时,借助清洁生产标准实施的准自然实验,并控制企业固定效应,能较好地解决内生性问题。

① 具体来说,企业生产率的提高可能是因为环境规制促进了企业创新,也可能是因为环境规制导致了资源配置向高生产率企业倾斜,由于数据可得性的约束,Albrizio et al.(2017)无法将这些因素区分开。

三、理论分析与假说

现有的理论研究认为,在考虑竞争者之间的策略互动、企业内部的信息不对称以及环境规制促进新的创新机会的发现等情况下,环境规制可以提高企业的利润率。但很少有文献从不同规模企业合规成本异质性的角度分析环境规制对企业利润率的影响。本文试图通过建立一个简单的古诺模型来填补这一空白。

假设市场上有 n 个车间生产同一种产品;产品价格相同,为 P ;每个车间的平均生产成本相同,为 AC ;代表性车间 i 的市场需求量为 Q_i ;其中 $P=a-b \sum_i Q_i$,且 $AC < a, b > 0$ 。一个企业可以拥有多个车间,其中,代表性企业 j 拥有 m_j 个车间。假设从第 1 个车间到第 m_1 个车间属于企业 1,从第 m_1+1 个车间到第 m_1+m_2 个车间属于企业 2,以此类推,并假定 $m_j > m_{j+1}$,即第 j 个企业的规模大于第 $j+1$ 个企业的规模。利润率用营业利润率(Return on Sales, ROS)表示。

1. 不存在环境规制的情形

由于每个车间生产的产品价格和平均成本都一样,所以企业的利润率与企业车间相同。在不存在环境规制的情况下,代表性车间 i 的利润最大化函数可表示为:

$$\begin{aligned} \max_{Q_i} \pi_i &= (P-AC) \times Q_i \\ \text{s.t. } P &= a - b \sum_i Q_i \end{aligned} \quad (1)$$

将约束条件代入目标函数,可以求出第 k 个车间的一阶条件^①:

$$a - \sum_{i \neq k} b Q_i - b Q_k^* - AC = b Q_k^* \quad (2)$$

由于对称性,每个车间均衡状态的市场需求量相等,此时每个车间的需求量为:

$$Q_1^* = Q_2^* = \dots = Q_n^* = \frac{a-AC}{(n+1)b} \quad (3)$$

代入 $P=a-b \sum_i Q_i$,可以求出市场均衡价格为:

$$P^* = \frac{a+nAC}{n+1} \quad (4)$$

在不存在环境规制的情况下,车间以及企业的均衡利润率为:

$$ROS_1^* = ROS_2^* = \dots = ROS_n^* = \frac{(P^*-AC) \times Q_k^*}{P^* \times Q_k^*} \quad (5)$$

将式(4)代入式(5)可得:

$$ROS_1^* = ROS_2^* = \dots = ROS_n^* = 1 - \frac{(n+1)AC}{a+nAC} \quad (6)$$

2. 存在环境规制的情形

当存在环境规制时,每个企业需要支付与环境规制有关的人员、设备、材料等支出,称为合规成本。代表性企业 j 的总的合规成本为 $TRC(m_j)$,平均合规成本为 $TRC(m_j)/Q(m_j)$,其中 $Q(m_j)$ 是第 j 个企业的产量,企业的平均合规成本与其车间的平均合规成本相同。一般来讲, $TRC(m_j)/Q(m_j)$ 随 m_j 的增加而下降,原因是每个企业的合规成本,如一定量的人员、设备、材料等支出,规模较大的企业可以通过各个车间共享,从而有较低的平均合规成本。令代表性车间 i 属于企业 j ,本文用 ARC_i

^① 将约束条件代入目标函数,可以求出的二阶条件为 $-2b < 0$,所以满足一阶条件的点即为最大值点。下文类似,不再赘述。

表示车间 i 的平均合规成本,此时 $ARC_i = TRC(m_j)/Q(m_j)$, ARC_i 随着 m_j 的增加而下降。代表性车间 i 的利润最大化函数可表示为:

$$\begin{aligned} \max_{Q_i} \pi_i &= (P - AC - ARC_i) \times Q_i \\ \text{s.t.} \quad P &= a - b \sum_i Q_i \end{aligned} \quad (7)$$

第 k 个车间的一阶条件为:

$$a - \sum_{i \neq k} b Q_i - b Q_k^* - AC - ARC_k = b Q_k^* \quad (8)$$

把 n 个车间的一阶条件进行加总,可以得出:

$$\sum_i Q_i^* = \frac{n(a - AC) - \sum_i ARC_i}{b(n+1)} \quad (9)$$

代入 $P = a - b \sum_i Q_i$, 可以求出市场均衡价格为:

$$P^* = \frac{a + nAC + \sum_i ARC_i}{n+1} \quad (10)$$

在存在环境规制的情况下,第 k 个车间的均衡利润率为:

$$ROS_{rk}^* = \frac{(P^* - AC - ARC_k) \times Q_k^*}{P^* \times Q_k^*} \quad (11)$$

将式(10)代入式(11)可得:

$$ROS_{rk}^* = 1 - \frac{(n+1)(AC + ARC_k)}{a + nAC + \sum_i ARC_i} \quad (12)$$

3. 合规成本异质性对企业利润率的影响

引入环境规制后,企业的合规成本由企业所有的车间平均分摊,因此,第 k 个车间利润率与第 k 个车间所在企业利润率相同。要比较环境规制对企业利润率的影响,只需比较环境规制对企业车间利润率的影响即可。

假定车间的合规成本是同质的,都等于 ARC ,此时,在存在环境规制的情况下,车间的均衡利润率为 $1 - \frac{(n+1)(AC + ARC)}{a + nAC + nARC}$, 严格小于不存在环境规制下车间的利润率 $1 - \frac{(n+1)AC}{a + nAC}$ 。

在合规成本异质性的情况下,令 $ROS_{rk}^* > ROS_k^*$, 可以得出 $\frac{(n+1)(AC + ARC_k)}{a + nAC + \sum_i ARC_i} < \frac{(n+1)AC}{a + nAC}$, 即 $ARC_k < \frac{AC \sum_{i \neq k} ARC_i}{a + (n-1)AC}$ 。也就是说,当车间 k 的合规成本(ARC_k)较小或者说车间所在企业的规模较大时,环境规制可以提高企业的利润率。令 $ROS_{rk}^* < ROS_k^*$, 可以得出 $\frac{(n+1)(AC + ARC_k)}{a + nAC + \sum_i ARC_i} > \frac{(n+1)AC}{a + nAC}$, 即 $ARC_k > \frac{AC \sum_{i \neq k} ARC_i}{a + (n-1)AC}$ 。也就是说,当车间 k 的合规成本(ARC_k)较大或者车间所在企业的规模较小时,环境规制将降低企业的利润率。

考虑厂商数量的变动,令 $1 - \frac{(n+1)(AC + ARC_k)}{a + nAC + \sum_i ARC_i} < 0$, 此时 ROS_{rk}^* 为负,车间所在企业将退出市场。可以得出 $ARC_k > \frac{a - AC + \sum_{i \neq k} ARC_i}{n}$, 可以验证 $\frac{a - AC + \sum_{i \neq k} ARC_i}{n} > \frac{AC \sum_{i \neq k} ARC_i}{a + (n-1)AC}$ 。也就是说,当

车间 k 的合规成本大到一定程度时,车间所在企业将退出市场。规模较小的企业退出市场,车间的数量 n 将减少,假设为 n_r 。由于 $m_j > m_{j+1}$,退出市场的企业(或车间)是排在后面的企业(或车间),此时,式(12)变为:

$$ROS_{rk}^* = 1 - \frac{(n_r + 1)(AC + ARC_k)}{a + n_r \cdot AC + \sum_{i=1}^{n_r} ARC_i} \quad (13)$$

可以求得,当 $ARC_k < \frac{(a + n_r \cdot AC + \sum_{i=1}^{k-1} ARC_i + \sum_{i=k+1}^{n_r} ARC_i)(n+1)AC - (n_r + 1)(a + nAC)AC}{(n_r + 1)(a + nAC) - (n+1)AC}$ 时^①,车间

k 所在的企业利润率因环境规制而提高,否则反之。因此,考虑企业数量的变动,本文的定性结论不发生改变。综上,本文提出^②:

假说 1:清洁生产标准的实施提高了规模较大企业的利润率,降低了规模较小企业的利润率。

假说 2:清洁生产标准的实施促使小规模企业退出市场,提高了行业的平均企业规模。

根据上述模型,如果清洁生产标准实施时,市场价格与初始平均成本加上合规成本之和的比值大于未实施清洁生产标准时市场价格与初始平均成本的比值,则企业利润率上升。一个企业的平均合规成本越小(即企业规模越大),其他企业的平均合规成本越大(即其他企业规模越小),则该企业的利润率越有可能上升。原因在于,企业的平均合规成本越小,导致企业的平均成本增加越小,其他企业的平均合规成本越大,根据式(10)可知,市场价格将增加越多。在价格增加较多而企业的平均合规成本增加较小的情况下,企业的利润率将提高。

4. 与现有理论模型的主要差异

本文的理论模型与考虑竞争者之间的策略互动(Barrett, 1994; Simpson and Lii, 1996)的理论模型最为接近,但与现有理论模型相比,存在以下几个方面的明显差异:①模型依赖的假设不同。现有文献的模型往往依赖于较强的市场势力的假设,而本文的结论在企业的数量趋于无穷也即任何企业都不存在市场势力的情况下仍然成立^③。②合规成本异质性的来源不同。以往的文献中企业合规成本的差异主要是源于政府征收排污费的不同,而本文中政府对所有企业采取相同的环境规制,合规成本的差异主要是由企业自身的特征引起的。③模型的主要结论不同。以往的文献认为更严格的环境规制要么提高了企业的利润率,要么降低了企业的利润率,提高或降低利润率往往只有一种情况存在,而本文认为更严格的环境规制提高了合规成本较低的企业利润率,降低了合规成本较高的企业的利润率,提高和降低利润率同时存在。④模型结论的可验证性不同。以往文献也认为环境规制可以不用促进企业创新而提高企业利润率,比如考虑策略互动和信息不对称性,但这些观点不容易通过实证进行检验,因而也很少得到实证支持。借助不同规模企业平均合规成本存在差异这一合理事实,本文的观点可以通过实证来检验。

① 可以很容易证明该式中分子和分母均为正值。

② 本文的假说主要依赖于合规成本的异质性,环境规制使合规成本较小的企业获益更多。合规成本异质性可能是由企业规模大小引起的,也可能是由不同公司治理等其他因素引起。之所以考虑企业规模而不是其他因素,是考虑到中国工业企业数据库中主要是主营业务收入在 500 万元以上的企业,整体来讲企业规模较大,同时其他影响合规成本异质性因素比如公司治理可能也跟企业规模有关(大规模企业通常治理更为规范)。对于由其他因素导致的合规成本异质性,后续做进一步的研究。

③ 当企业的数量趋于无穷时,如果企业的合规成本小于其他企业合规成本的均值,则环境规制将提高企业的利润率。

四、研究设计与数据介绍

1. 研究设计

由于不同行业实施清洁生产标准的时间存在差异,可以采用倍差法(Differences in Differences, DID)来分析清洁生产标准的实施对于企业利润率的影响。利润率用营业利润率(Return on Sales, ROS)表示,等于营业利润除以总销售额。回归方程如下:

$$ROS_{it} = \alpha treat_{it} + \beta' othertreat_{it} + \gamma' Z_{it} + \delta_t + f_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中,下标 i 表示企业, t 表示年份。 ROS_{it} 是企业 i 在 t 年的营业利润率。 $treat_{it}$ 表示企业 i 所在的 4 分位行业是否在 t 年实施了清洁生产标准,如果已实施,则该变量取值为 1,否则为 0^①,此为本文的关键解释变量。 $othertreat_{it}$ 包括 $evaluate_{it}$ 、 $o_capacity_{it}$ 、 $emission_{it}$ 等三个指标,其中 $evaluate_{it}$ 表示企业 i 所在的 4 分位行业在 t 年是否实施了清洁生产评价指标体系,如果已实施,则该变量取值为 1,否则为 0; $o_capacity_{it}$ 表示企业 i 所在行业是否为“十一五”期间要淘汰的“落后生产能力”所涉及的行业,如果是,则在 2007 年取值为 1,否则为 0^②; $emission_{it}$ 表示企业 i 所在 4 分位行业是否在 t 年实施了专门的排放标准,如果已实施,则该变量取值为 1,否则为 0^③。 Z_{it} 是其他控制变量,包括是否出口($export$)、是否收到补贴($subsidy$)、国有资本占总的实收资本的比例($state$)、外商和港澳台资本占总的实收资本的比例($foreign$)、企业年龄对数($lnage$)、企业雇佣人数对数($lnemployment$)等。 δ_t 是年份固定效应,以控制各年份不因企业而变化的冲击的影响; f_i 是企业固定效应,以控制各企业不随时间变化的冲击的影响。 ε_{it} 代表随机扰动项。

在估计清洁生产标准的实施对企业利润率的影响时,本文最担心的是存在发生于同一时间段且可能对企业利润率产生影响的其他环境或者节能减排的规制政策。在本文的样本期内,清洁生产标准的实施时间跟清洁生产评价指标体系以及国务院发布《关于印发节能减排综合性工作方案的通知》的时间一样,主要发生在 2006 年底和 2007 年初,因此,本文在回归中控制这两类政策,以减少共时性的内生性问题。在样本期内新实施了部分排放标准,因此,本文在回归中也对排放标准的实施进行了控制。

使用倍差法得到无偏估计的一个重要前提条件是共同趋势假设(The Common Trends Assumption)成立,也就是假设在没有实施清洁生产标准的情况下,处理组和控制组企业利润率差异并不会随时间的推移而发生显著的变化。如果清洁生产标准实施之前的因素导致不同行业之间利润率差异发生显著变化,那么,共同趋势假设可能不成立,进而回归结果将是有偏的。检验共同趋势的常用方法是考虑如下回归方程:

$$ROS_{it} = \sum_{\tau \in \{-4, -3, -2, -1, 0\}} \alpha_{\tau} treat_{it} + \beta' othertreat_{it} + \gamma' Z_{it} + \delta_t + f_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

- ① 如制革行业(猪皮革)是在 2003 年实施清洁生产标准,4 分位行业代码为 1910,如果企业所在 4 分位行业代码为 1910,则该企业的 $treat_{it}$ 值在 2003 年及以后为 1,2003 年以前为 0。
- ② 国务院 2007 年发布《关于印发节能减排综合性工作方案的通知》(简称《通知》)的附件中提到了“十一五”期间要淘汰的“落后生产能力”所涉及的行业。“十一五”时期是从 2006 年开始,但是《通知》指出 2006 年全国没有实现年初确定的节能降耗和污染减排的目标,因而可能导致 2007 年以后减排措施实施更严格。由于在本文的样本期内清洁生产标准的实施主要集中在 2007 年,因此,对 $o_capacity_{it}$ 的设定实际上是最可能导致回归结果不显著的设定,因为此时 $o_capacity_{it}$ 与 $treat_{it}$ 共线性最强。
- ③ 《大气污染物综合排放标准》、《污水综合排放标准》几乎涉及所有行业,这里不考虑这些排放标准。

$treat_{it}$ 是 5 个虚拟变量的集合, 等于 1 表示企业 i 所在的 4 分位行业实施清洁生产标准已经过了 τ 期, 其中 $-4 \leq \tau \leq 0+$, $\tau=0+$ 表示企业 i 所在的 4 分位行业已经实施了清洁生产标准在 0 期及以上, $\tau \leq -5$ 作为对照。在本文的样本期内, 2003 年和 2007 年共实施了 20 项清洁生产标准^①, 其中 17 项发生在 2007 年, 因此, 本文没有将 τ 大于 0 的情形再具体细分。如果系数 α_{-4} 、 α_{-3} 、 α_{-2} 以及 α_{-1} 不显著异于 0, 可以不用担心清洁生产标准实施之前的因素对本文回归结果的影响。式(15)中的其余变量含义与式(14)相同。

为了具体分析清洁生产标准的实施对企业利润率的影响机制, 本文进行了以下回归分析。首先, 本文使用新产品产值(产品创新)、管理费用(管理创新)、出口规模以及研发支出等 4 个指标衡量创新, 来检验清洁生产标准的实施是否促进了企业创新。前三个指标衡量创新的结果, 第四个指标衡量创新的投入。

回归方程如式(16)所示:

$$Innovation_{it} = \alpha treat_{it} + \beta' othertreat_{it} + \gamma' Z_{it} + \delta_i + f_i + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中, $Innovation_{it}$ 包括企业的新产品产值对数($\ln newproduct$)、管理费用对数($\ln mexpense$)、出口规模对数($\ln export$)以及研发支出对数($\ln rd_expense$)。控制变量中除了衡量企业规模的变量从企业雇佣人数对数变为总销售额对数外^②, 其余变量含义与式(14)相同。

其次, 本文分析清洁生产标准的实施是否增加了企业的补贴收入, 回归方程如式(17)所示。

$$\ln subsidy_{it} = \alpha treat_{it} + \beta' othertreat_{it} + \gamma' Z_{it} + \delta_i + f_i + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

其中, $\ln subsidy_{it}$ 是企业的补贴额对数, 其余变量含义与式(16)相同。

最后, 本文分别通过检验假说 1 和假说 2 来检验合规成本异质性理论。本文先使用企业级数据分析清洁生产标准的实施与企业规模的交互项对企业利润率的影响, 以检验假说 1。其中, 企业的规模分别用企业的雇佣人数对数和总固定资产对数表示。如果假说 1 成立, 即规模较大企业合规成本较低从而获得更高的利润率, 那么, 交互项的系数应该显著为正。回归方程如式(18)所示:

$$ROS_{it} = \alpha treat_{it} + \delta treatsize_{it} + \beta' othertreat_{it} + \gamma' Z_{it} + \delta_i + f_i + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

其中, $treatsize_{it}$ 是关键解释变量与企业规模的交互项, 其余变量含义与式(14)相同, 只是当用总固定资产对数衡量企业规模时, 控制变量中也用总固定资产对数代替雇佣人数对数衡量企业规模。

此外, 本文还使用了行业级数据分析清洁生产标准的实施对于企业数量和平均规模的影响, 以检验假说 2。2004 年和 2008 年的中国经济普查年鉴公布了 3 分位行业中处于营业状态的企业的法人单位数、行业就业人数以及行业全年营业收入等指标^③。本文利用这两年的行业级面板数据, 使用倍

① 本文考虑的清洁生产标准的实施时间截至 2007 年 7 月 1 日, 不考虑 2007 年 10 月 1 号以后实施的 5 项清洁生产标准, 因为实施时间太短。同理, 2006 年 10 月 1 号实施的清洁生产标准, 本文在回归中视作 2007 年开始实施。在后文的数据来源部分, 会对此进行详细说明。

② 使用不同的指标衡量企业规模不影响结果, 只是本文认为当被解释变量为新产品产值、管理费用、出口规模和研发支出时, 使用总销售额衡量企业规模更合理。

③ 之所以采用了 2004 年和 2008 年中国经济普查年鉴的行业数据, 而没有直接使用中国工业企业数据库对企业进行行业加总, 是因为中国经济普查年鉴的行业数据包括了所有规模企业(尤其包括了小规模的企业)而中国工业企业数据库中主要是主营业务收入在 500 万元以上的企业。行业数据中如果不包括小规模企业, 就无法对假说 2 进行证伪检验。如果回归结果不显著, 则无法判断不显著的结果是因为假说 2 不成立导致的, 还是因为没有包括小规模企业导致的。感谢匿名审稿专家建议对这一点进行说明。

差法分析清洁生产标准实施对于行业企业数量以及企业平均规模的影响。回归方程如式(19)所示。

$$y_{it} = \alpha \text{treat}_{it} + \beta' \text{othertreat}_{it} + \gamma' Z_{it} + \delta_i + f_i + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

其中,下标 i 表示行业 i (3 分位), t 表示年份。 y_{it} 是 t 年行业 i 的企业数量对数或者平均企业规模对数,其中企业数量用 3 分位处于营业状态的企业法人数量对数 ($\ln \text{number}$) 表示,行业平均企业规模用处于营业状态企业的总就业人数除以处于营业状态的企业法人数量对数 ($\ln \text{aemployment}$) 表示。 treat_{it} 和 othertreat_{it} 与之前的含义相同,只是这里行业 i 是 3 分位。 Z_{it} 是其他控制变量,当被解释变量为 $\ln \text{number}$ 时,包括 3 分位行业处于营业状态的企业总的就业人数对数 ($\ln \text{yemployment}$)、总的营业收入水平对数 ($\ln \text{income}$) 以及大学本科以上学历占总的雇佣人数的比例 (hemployment)。当被解释变量 $\ln \text{aemployment}$ 时,包括总的营业收入水平对数 ($\ln \text{income}$) 和大学本科以上学历占总的雇佣人数的比例 (hemployment)。 δ_i 代表年份固定效应,以控制各年份不因行业而变化的冲击的影响; f_i 代表 3 分位行业固定效应,以控制各行业不随时间变化的冲击的影响; ε_{it} 代表随机扰动项。

2. 数据介绍^①

本文的数据来源主要包括两个部分,第一个部分是各类政策及实施情况,第二个部分是中国工业企业数据库 (1998—2007 年)。

本文分析的政策包括清洁生产标准、清洁生产评价指标体系、排放标准、淘汰落后生产能力等。其中,清洁生产标准的信息来源于中国环境保护部的官方网站。目前为止,中国环境保护部(原国家环境保护总局)2003 年以来共发布了 56 项清洁生产的行业标准,其中 20 项的实施时间在本文的样本期内^②。实施的时间点是 2003 年 6 月 1 日、2006 年 10 月 1 日、2006 年 12 月 1 日、2007 年 2 月 1 日、2007 年 7 月 1 日共 5 个。由于 2007 年 7 月 1 日涉及的 4 分位行业之前已经公布了,所以在关键解释变量 treat_{it} 的设定中,本文只考虑前面四个时间点,其中 2003 年 6 月 1 日按 2003 年(包括 2003 年)及以后为 1,2006 年 10 月 1 日、2006 年 12 月 1 日、2007 年 2 月 1 日均按 2007 年(包括 2007 年)及以后为 1 进行设定。清洁生产标准清单如表 1 所示。

清洁生产评价指标体系的信息来源于国家发展和改革委员会与工业和信息化部官方网站^③。清洁生产评价指标体系依据综合评价得分将企业清洁生产等级划分为代表国内先进水平的“清洁生产先进企业”和代表国内一般水平的“清洁生产企业”两级,可见,清洁生产评价指标体系与清洁生产标准的功能是类似的^④。2005 年以来,国家发展和改革委员会共发布了 30 项工业行业清洁生产评价指标体系,用于评价工业企业的清洁生产水平,其中 23 项在本文的样本期内。如表 2 所示。

① 限于篇幅,本文的描述性统计在正文中没有列示,可查看《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

② 本文的样本仅包括制造业,所以铁矿采选业没有包括在我们的样本中。

③ 其中,2005 年的 3 项清洁生产评价指标体系由国家发展和改革委员会与国家环保总局联合发布,2009 年的 6 项由国家发展和改革委员会与工业和信息化部联合发布。其余由国家发展和改革委员会单独发布。

④ 本文将分析重点放在清洁生产标准(由国家环境保护总局公布和实施)而非清洁生产评价指标体系(主要由国家发展和改革委员会公布和实施),是因为在加入控制变量后清洁生产指标评价体系的系数变得不显著。这存在以下几种可能,一是因为国家环境保护总局与国家发展和改革委员会职能不同。国家环境保护总局负责新改扩建项目的环境影响评价和重点企业的清洁生产审核,国家发展和改革委员会主要是负责项目审批。因此,清洁生产标准的实施有可能对企业产生更大的影响。二是具体条款不同。清洁生产标准各指标几乎都有一个明确的标准,比清洁生产评价指标体系在指标设置上更简单和客观。因此,清洁生产标准的实施可能更难以被企业所规避。还有一个可能是是否实施了清洁生产评价指标体系与是否属于淘汰落后产能行业这两个变量共线性更强。

表 1 清洁生产标准清单

序号	标准名称	发布时间	实施时间	4 分位行业代码
1	制革行业(猪轻革)	2003 年 4 月 18 日	2003 年 6 月 1 日	1910
2	石油炼制业	2003 年 4 月 18 日	2003 年 6 月 1 日	2511
3	炼焦行业	200 年 4 月 18 日	2003 年 6 月 1 日	2520
4	食用植物油工业(豆油和豆粕)	2006 年 7 月 3 日	2006 年 10 月 1 日	1331
5	甘蔗制糖业	2006 年 7 月 3 日	2006 年 10 月 1 日	1340
6	啤酒制造业	2006 年 7 月 3 日	2006 年 10 月 1 日	1522
7	纺织业(棉印染)	2006 年 7 月 3 日	2006 年 10 月 1 日	1712
8	基本化学原料制造业(环氧乙烷/乙二醇)	2006 年 7 月 3 日	2006 年 10 月 1 日	2614、2653
9	氮肥制造业	2006 年 7 月 3 日	2006 年 10 月 1 日	2621
10	电解铝业	2006 年 7 月 3 日	2006 年 10 月 1 日	3316
11	钢铁行业	2006 年 7 月 3 日	2006 年 10 月 1 日	3210、3220、3230
12	铁矿采选业	2006 年 8 月 15 日	2006 年 12 月 1 日	0810
13	汽车制造业(涂装)	2006 年 8 月 15 日	2006 年 12 月 1 日	3460
14	乳制品制造业(纯牛乳及全脂乳粉)	2006 年 11 月 22 日	2007 年 2 月 1 日	1440
15	人造板行业(中密度纤维板)	2006 年 11 月 22 日	2007 年 2 月 1 日	2022
16	造纸工业(漂白碱法蔗渣浆生产工艺)	2006 年 11 月 22 日	2007 年 2 月 1 日	2210
17	钢铁行业(中厚板轧钢)	2006 年 11 月 22 日	2007 年 2 月 1 日	3230
18	电镀行业	2006 年 11 月 22 日	2007 年 2 月 1 日	3460
19	造纸工业(漂白化学烧碱法麦草浆生产工艺)	2007 年 3 月 28 日	2007 年 7 月 1 日	2210
20	造纸工业(硫酸盐化学木浆生产工艺)	2007 年 3 月 28 日	2007 年 7 月 1 日	2210

注:本文的行业代码依据的是《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002)。清洁生产标准中并没有指定涉及的 4 分位行业代码,而是限定了适用业务范围,本文根据清洁生产标准中的适用业务范围,参照《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002)找到对应的 4 分位行业代码,对于通过《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002)仍无法确定 4 分位代码的,则通过中国工业企业数据库搜索涉及的业务再进行确认。感谢匿名审稿人提醒对这一点进行说明。

资料来源:作者根据中国环境保护部的官方网站相关数据整理。

排放标准主要来源于中国环境保护部的官方网站,由于中国环境保护部的官方网站中并没有公布全部的排放标准,没有公布的排放标准主要是一些被新标准替代的标准。本文根据新标准中提供的信息,并辅之以百度搜索引擎,补齐这些标准^①。

淘汰落后产能的行业清单来源于国务院发布的《关于印发节能减排综合性工作方案的通知》,通知附件对“十一五”时期淘汰落后生产能力一览表进行了规定。清洁生产评价指标体系、“十一五”时期淘汰落后生产能力中公布的行业和实施时间与清洁生产标准存在重叠,重叠的行业主要是在钢铁、造纸、电解铝等三个行业,这三个行业在这三个表中的实施时间均发生在 2006 年底和 2007 年初,因此,为了识别出清洁生产标准的影响,本文需要考虑清洁生产评价指标体系与“十一五”时期淘汰落后生产能力中涉及的行业及其实施时间。

中国工业企业数据库来自国家统计局,包括全部国有工业企业以及主营业务收入在 500 万元及以上非国有工业企业,主要是制造业(占 90%以上)(聂辉华等,2012)。遵照通常的做法,本文仅考

① 限于篇幅,排放标准清单表格和后文中的“十一五”时期淘汰落后生产能力一览表在正文中没有列示,可登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载论文附件。

表 2 清洁生产评价指标体系清单

序号	标准名称	发布和实施日期	4 分位行业代码
1	氮肥行业清洁生产评价指标体系(试行)	2005 年 6 月 14 日	2621
2	电镀行业清洁生产评价指标体系(试行)	2005 年 6 月 14 日	3460
3	钢铁行业清洁生产评价指标体系(试行)	2005 年 6 月 14 日	3210、3220、3230
4	电池行业清洁生产评价指标体系(试行)	2006 年 12 月 1 日	3940
5	制浆造纸行业清洁生产评价指标体系(试行)	2006 年 12 月 1 日	2210、2221、2222、2223
6	印染行业清洁生产评价指标体系(试行)	2006 年 12 月 1 日	1712
7	烧碱/聚氯乙烯行业清洁生产评价指标体系(试行)	2006 年 12 月 1 日	2612、2651
8	煤炭行业清洁生产评价指标体系(试行)	2006 年 12 月 1 日	0610、0620、0690
9	铝行业清洁生产评价指标体系(试行)	2006 年 12 月 1 日	3316
10	铬盐行业清洁生产评价指标体系(试行)	2006 年 12 月 1 日	2619
11	包装行业清洁生产评价指标体系(试行)	2007 年 4 月 27 日	2319、3060、3433
12	火电行业清洁生产评价指标体系(试行)	2007 年 4 月 27 日	4411
13	磷肥行业清洁生产评价指标体系(试行)	2007 年 4 月 27 日	2622
14	轮胎行业清洁生产评价指标体系(试行)	2007 年 4 月 27 日	2911、2912、2913
15	铅锌行业清洁生产评价指标体系(试行)	2007 年 4 月 27 日	0912、3312
16	陶瓷行业清洁生产评价指标体系(试行)	2007 年 4 月 27 日	3132、3151、3153
17	涂料制造业清洁生产评价指标体系(试行)	2007 年 4 月 27 日	2641
18	纯碱行业清洁生产评价指标体系(试行)	2007 年 7 月 19 日	2612
19	发酵行业清洁生产评价指标体系(试行)	2007 年 7 月 19 日	1461、1469、1510
20	机械行业清洁生产评价指标体系(试行)	2007 年 7 月 19 日	3521、3522、3523、3524、3529
21	硫酸行业清洁生产评价指标体系(试行)	2007 年 7 月 19 日	2611
22	水泥行业清洁生产评价指标体系(试行)	2007 年 7 月 19 日	3111
23	制革行业清洁生产评价指标体系(试行)	2007 年 7 月 19 日	1910

资料来源:作者根据国家发展和改革委员会与国家工业与信息部的官方网站相关数据整理。

虑制造业企业。中国工业企业数据库中存在一些异常值,借鉴 Feenstra et al.(2014)的做法,本文对异常值进行了处理,对满足下列条件之一的观测值进行剔除:①就业人数小于 8 人;②流动资产、固定资产、固定资产净值、总销售额中的一项为负值;③流动资产大于总资产;④固定资产大于总资产;⑤固定资产净值大于总资产;⑥外商资本、实收资本、国有资本中的任何一项为负值。另外,本文对使用的被解释变量和解释变量在 5%的分位水平(即左右各 2.5%)上进行极端值处理(Winsorization)。如果在回归中使用到就业人数、出口额、补贴额、总销售额、新产品产值、研发费用、管理费用等变量,则剔除这些变量存在缺失值的观察值。

五、实证结果与分析

1. 基本回归结果

本文首先根据回归方程(14)分析清洁生产标准的实施对于企业营业利润率的影响,回归结果如表 3 所示。第(1)列仅控制了企业和年份固定效应,关键解释变量的系数为 0.78%,且在 1%的水平上显著。第(2)列加入企业是否属于公布了清洁生产评价指标体系的行业这一变量,此时,关键解释变量的系数从 0.78%下降到 0.67%。第(3)列加入了企业是否属于“十一五”时期淘汰落后生产能

力的行业这一变量,关键解释变量的系数从 0.67% 下降到 0.58%,但仍在 1% 的水平上显著为正。此时,企业是否属于公布了清洁生产评价指标体系的行业这一变量变的不显著,企业是否属于“十一五”时期淘汰落后生产能力的行业这一变量显著为正。这说明第(1)列中清洁生产标准的实施对企业利润率的影响部分反映了“十一五”时期淘汰落后生产能力的影响。

在第(4)列额外加入企业是否属于实施排放标准的行业这一变量,对关键解释变量的系数几乎没有影响。第(5)列额外加入了企业是否出口、是否收到补贴、国有资本占总的实收资本的比例、外商和港澳台资本占总实收资本的比例、企业年龄对数、雇佣人数对数等控制变量。第(3)—(5)列关键解释变量的系数相差不大,均接近 0.6% 且均在 1% 的水平上显著,这说明除了企业是否属于“十一五”时期淘汰落后生产能力的行业这一变量外,其他控制变量对回归结果的影响很小。

本文的一个担心是环境影响评价政策的实施情况对回归结果的影响,特别是 2007 年第三次“环评风暴”中国家环境保护总局对部分地区实施了“区域限批”和“流域限批”^①,部分省份的环保部门也对该省份的部分地区实施了“区域限批”。区域限批和流域限批可能从两个方面影响企业的行为:一是限制了新企业的进入;二是为了解除限批,被限批的地区通常实施更加严格的环境规制。如果这些影响在实施了清洁生产标准的行业与没有实施清洁生产标准的行业之间存在差异,那么,本文的结果就会受到影响。为了减少这种担忧,第(6)列删除了实施了区域限批和流域限批地区的企业样本^②,回归系数变化不大,且仍在 1% 的水平上显著为正。

由于不同类型资本控股的企业的环境规制强度可能存在差异,作为稳健性检验,第(7)列删除了港澳台和外资控股的企业样本。第(8)列删除了 2003 年实施了清洁生产标准的行业的企业样本,第(9)列删除了属于 1999 年 5 月国家经济贸易委员会发布的《关于实施清洁生产示范试点计划的通知》中的地区和行业的样本。第(7)—(9)列关键解释变量的系数仍然在 10% 以上且显著为正。为了减轻可能出现的选择性偏误,第(10)列将样本限定在 2007 年及以前实施了清洁生产标准和清洁生产评价指标体系的 3 分位行业,回归系数仍在 5% 以上且显著为正。

表 3 的回归结果表明清洁生产标准的实施显著提高了企业的营业利润率。根据使用了全样本且加入所有控制变量的第(5)列回归结果,提高比例为 0.57%,即企业每出售 1000 元的商品平均增加 5.7 元的营业利润。2006 年企业的平均利润率 3.4%,因此,清洁生产标准的实施对企业利润率的影响不仅在统计意义上显著,且经济意义也较重大。

① 区域限批,是指如果一家企业或一个地区出现严重环保违规的事件,环保部门有权暂停这一企业或这一地区所有新建项目的审批,直至该企业或该地区完成整改。流域限批是指某个河流流域限制新的污染企业数量。

② 国家环境保护总局在 2007 年实施区域限批的地区是:河北唐山市、山西吕梁市、贵州六盘水市、山东莱芜市。实施流域限批的地区包括:长江安徽段的巢湖市和芜湖经济技术开发区,黄河流域的甘肃白银市与兰州高新技术产业开发区、内蒙古巴彦淖尔市、陕西渭南市、山西河津市(县级)与襄汾县,淮河流域的河南周口市、安徽蚌埠市,海河流域的河北邯郸经济技术开发区、河南濮阳经济开发区、山东莘县工业园区。省级环境保护主管部门在 2007 年实施区域限批的地区包括:四川泸州市(2006 年 12 月 16 日),河北晋州市、石家庄高新技术开发区和经济技术开发区、无极县、深泽县与枣强大营镇皮毛工业区,河南新乡市、通许县,上海浦东新区川沙功能区,北京昌平区,山西尧都区、襄汾县、蒲县、霍州市、侯马市、长治郊区、潞城市、襄垣县、闻喜县、新绛县、河津市、柳林县、交口县、孝义市和汾阳市,辽宁辽阳县,广东清远市清城区、茂名市茂南区,陕西韩城市。国家环境保护总局实施区域限批和流域限批地区信息来源于中国环境保护部的官方网站,省级环境保护主管部门实施区域限批的地区信息来源于相关新闻公开报道。仅省级以上的环保主管部门有实施区域限批和流域限批的权利。中国第一例区域限批是四川泸州市,发生在 2006 年 12 月 16 日。

表3 清洁生产标准的实施对企业利润率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	ROS	ROS	ROS	ROS	ROS	ROS	ROS	ROS	ROS	ROS
<i>treat</i>	0.0078*** (0.0021)	0.0067*** (0.0022)	0.0058*** (0.0020)	0.0059*** (0.0020)	0.0057*** (0.0020)	0.0054*** (0.0019)	0.0051** (0.0021)	0.0052*** (0.0020)	0.0056* (0.0030)	0.0053** (0.0022)
<i>evaluate</i>		0.0049** (0.0020)	0.0023 (0.0015)	0.0024 (0.0015)	0.0024 (0.0015)	0.0024* (0.0015)	0.0026* (0.0015)	0.0025* (0.0015)	0.0013 (0.0018)	0.0022 (0.0017)
<i>o_capacity</i>			0.0095*** (0.0025)	0.0094*** (0.0026)	0.0102*** (0.0026)	0.0105*** (0.0027)	0.0103*** (0.0025)	0.0099*** (0.0027)	0.0095*** (0.0028)	0.0098*** (0.0027)
<i>emission</i>				-0.0016** (0.0007)	-0.0017** (0.0007)	-0.0017** (0.0008)	-0.0030*** (0.0007)	-0.0018** (0.0008)	-0.0010 (0.0012)	-0.0014 (0.0017)
<i>export</i>					0.0033*** (0.0004)	0.0034*** (0.0004)	0.0033*** (0.0004)	0.0033*** (0.0004)	0.0033*** (0.0004)	0.0044*** (0.0007)
<i>subsidy</i>					-0.0041*** (0.0007)	-0.0042*** (0.0007)	-0.0065*** (0.0008)	-0.0041*** (0.0007)	-0.0037*** (0.0008)	-0.0067*** (0.0020)
<i>state</i>					-0.0142*** (0.0011)	-0.0144*** (0.0010)	-0.0149*** (0.0011)	-0.0144*** (0.0011)	-0.0144*** (0.0011)	-0.0125*** (0.0024)
<i>foreign</i>					-0.0007 (0.0008)	-0.0007 (0.0008)	0.0026* (0.0014)	-0.0007 (0.0008)	-0.0004 (0.0008)	0.0009 (0.0016)
<i>lnage</i>					0.0002 (0.0003)	0.0001 (0.0003)	-0.0018*** (0.0003)	0.0002 (0.0003)	0.0002 (0.0003)	0.0010** (0.0005)
<i>lnemployment</i>					0.0125*** (0.0004)	0.0124*** (0.0004)	0.0090*** (0.0004)	0.0126*** (0.0004)	0.0129*** (0.0005)	0.0116*** (0.0007)
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	1994959	1994959	1994959	1994959	1977037	1907868	1561592	1956934	1707190	562188
调整 R ²	0.0022	0.0023	0.0024	0.0024	0.0084	0.0084	0.0072	0.0084	0.0082	0.0100

注:括号中的数值为对4分位行业进行聚类的稳健标准误。*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

资料来源:作者利用Stata软件计算。

2. 共同趋势检验

表3的结论有可能是清洁生产标准实施之前其他因素作用的结果。本文通过在回归中控制企业所在行业是否实施了清洁生产评价指标体系、排放标准等变量可以减弱这种影响。但是为了更严谨的判断清洁生产标准实施之前的因素是否对回归结果产生影响,本文使用方程(15)进行共同趋势检验,回归结果如表4所示。第(1)列使用全样本进行回归,第(2)列删除了实施“区域限批”和“流域限批”的样本企业,第(3)列删除了港澳台和外资控股的样本企业。

由于《中华人民共和国环境影响评价法》已于2003年9月1日开始实施,且其后2005年和2006年分别发生了第一次和第二次“环评风暴”。这些法规和措施要么跟2003年清洁生产标准的实施同时发生,要么发生在2003年清洁生产标准实施之后,因此,环境影响评价政策可能对本文的回归结果产生影响。为了减少这种担忧,第(4)列删除2003年实施了清洁生产标准的企业样本。如

果删除 2003 年实施了清洁生产标准的企业样本,共同趋势假设仍然成立,则不用担心 2007 年以前的环境影响评价政策对回归结果的影响。

第(5)列删除了属于 1999 年 5 月国家经济贸易委员会发布的《关于实施清洁生产示范试点计划的通知》中的地区和行业的样本。第(6)列将样本限定在 2007 年以前实施了清洁生产标准和清洁生产评价体系的 3 分位行业。

变量 $treat-1$ 、 $treat-2$ 、 $treat-3$ 和 $treat-4$ 的系数衡量了清洁生产标准实施之前的效应。本文发现,在控制了企业和年份固定效应以及加入其他控制变量的情况下,无论对样本施加怎样的限制,这些变量的系数均不显著。这说明前文的结论不大可能是实施清洁生产标准之前其他因素作用的结果。

表 4 共同趋势检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ROS</i>	<i>ROS</i>	<i>ROS</i>	<i>ROS</i>	<i>ROS</i>	<i>ROS</i>
$treat0+$	0.0089** (0.0036)	0.0086** (0.0036)	0.0087** (0.0041)	0.0086** (0.0040)	0.0070 (0.0053)	0.0082* (0.0047)
$treat-1$	0.0053 (0.0033)	0.0054 (0.0034)	0.0053 (0.0037)	0.0054 (0.0037)	0.0045 (0.0051)	0.0050 (0.0043)
$treat-2$	0.0035 (0.0032)	0.0034 (0.0033)	0.0043 (0.0036)	0.0037 (0.0037)	0.0010 (0.0046)	0.0043 (0.0041)
$treat-3$	0.0030 (0.0032)	0.0033 (0.0032)	0.0038 (0.0033)	0.0035 (0.0036)	-0.0009 (0.0041)	0.0017 (0.0044)
$treat-4$	0.0012 (0.0014)	0.0013 (0.0014)	0.0017 (0.0015)	0.0015 (0.0014)	-0.0018 (0.0015)	-0.0004 (0.0028)
其他控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	1977037	1907868	1561592	1956934	1707190	562188
调整 R^2	0.0085	0.0084	0.0072	0.0084	0.0082	0.0101

注:①其他控制变量包括,是否实施了清洁生产评价指标体系、是否实施了排放标准、是否属于“十一五”时期淘汰落后生产能力的行业、是否出口、是否收到补贴、国有资本占总的实收资本的比例、外商和港澳台资本占总实收资本的比例、企业年龄对数、企业雇佣人数对数等。②括号中的数值为对 4 分位行业进行聚类的稳健标准误。③*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

3. 机制分析

前文的分析表明清洁生产标准的实施提高了企业的利润率,本文认为这大致存在三种可能:第一种可能是清洁生产标准的实施促进了企业创新,从而提高了企业的利润率,即强的“波特假说”成立;第二种可能是清洁生产标准的实施增加了企业的补贴,改善企业的财务状况,从而提高了企业的利润率;第三种可能是不同规模企业的合规成本存在异质性。这可能是两种因素共同作用的结果:一是中国工业企业数据库中在位的企业主要是规模较大的企业,而规模较大企业的合规成本较低,从而导致了清洁生产标准的实施提高了在位企业的利润率;二是在位企业利润率的提高可能跟小规模企业退出市场有关,小规模企业退出市场,将提高大规模企业的市场份额,进而提高在位大规模企业的利润率;如果假说 1 和假说 2 成立,则表明清洁生产标准的实施之所以提高了企业的利

润率,可能是因为不同规模企业的合规成本存在异质性。下面本文对这三种可能性分别进行检验。

(1)清洁生产标准的实施对企业创新和补贴的影响。表5分析了实施清洁生产标准对企业创新和补贴的影响^①。环境规制可以促进企业进行两个方面的创新,一是产品创新,二是生产过程创新(Porter and Linde, 1995)。如果清洁生产标准的实施促进了企业的产品创新,企业的新产品产值可能会增加。第(1)、(2)列考察了清洁生产标准对于企业新产品产值的影响。在加入全部控制变量以后发现,清洁生产标准的实施并不显著降低企业的新产品产值。如果清洁生产标准的实施促进了企业生产过程创新,那么,企业的管理费用可能下降。第(3)、(4)列考察了清洁生产标准对于企业管理费用的影响。在加入全部控制变量以后发现,清洁生产标准的实施并不显著增加企业的管理费用^②。如果清洁生产标准的实施促进了企业创新,那么,企业的竞争力将得到增强,根据“自我选择理论”,出口是企业竞争力的衡量(Clerides et al., 1998; Bernard et al., 2003),那么,清洁生产标准的实施可能促进企业出口。第(5)、(6)列考察了清洁生产标准的实施对企业出口规模的影响,发现清洁生产标准的实施不显著降低了企业的出口。新产品产值、管理费用以及出口均是从创新的结果来衡量创新,研发支出则是企业创新投入的衡量。第(7)、(8)列考察了清洁生产标准的实施对企业研发支出的影响^③,发现清洁生产标准的实施不仅没有提高企业的研发支出,反而显著降低了企业的研发支出^④。因此,本文并没有发现清洁生产标准实施促进企业创新的证据^⑤。

2004年10月实施的《清洁生产审核暂行办法》规定“中小企业发展基金应当根据需要安排适当数额用于支持中小企业实施清洁生产”。并且,2004年10月财政部专门印发了《中央补助地方清洁生产专项资金使用管理办法》对中央补助地方清洁生产专项资金的使用管理进行规范。2005年12月《重点企业清洁生产审核程序的规定》也指出“对在清洁生产审核工作中取得成绩的企业、部门、机构和个人,按照有关规定,可享受相关鼓励政策或给予一定的奖励。”因此,如果实施清洁生产标准的行业更可能进行清洁生产审核从而获得补贴,那么,企业可能因为获得更多的补贴改善了财务状况而增加利润率。因此,表5的第(9)、(10)列考察了清洁生产标准的实施对企业补贴额的影响,发现清洁生产标准的实施并未显著增加企业的补贴水平。可见,清洁生产标准的实施并没有通过提高企业补贴收入促进企业利润率的上升。

(2)不同规模企业合规成本异质性的影响。为了检验假说1,表6考察了清洁生产标准的实施对不同规模企业利润率和创新的异质影响,即考察清洁生产标准的实施与企业规模的交互项对企业利润率和创新的影响,其中企业规模分别用企业雇佣人数对数和总的固定资产对数衡量。第(1)——(4)列用企业雇佣人数对数衡量企业规模,第(5)——(8)列用企业总的固定资产对数衡量企业

① 表5分析了清洁生产标准的实施在样本期内是否促进了企业创新,如果考虑的时间更长,结果可能不同。

② Porter and Linde(1995)提到的由环境规制促进的产品创新和生产过程创新非常广泛,囿于数据限制,这里只能对代表性的变量进行检验。

③ 在中国工业企业数据中仅2001、2004、2005、2006和2007年共5年有研发支出的数据。

④ 研发支出是企业的成本,那么,利润率的上升是否可能是由研发支出的下降导致的?样本中企业总销售额的均值为4473万元,这意味着如果企业利润率要增加0.0057(根据表3),在总的销售额保持不变的情况下,研发支出平均大约需下降25.50万元(4473×0.057)。而研发支出的均值为33万元,研发比例下降0.0754,意味着研发支出平均大约下降2.49万元(33×0.0754)。显然,利润率的上升不可能是研发支出的减少导致的。

⑤ 由于新产品产值、出口、补贴以及研发支出数据中绝大部分观测值是0,此时用普通最小二乘法(OLS)回归会使回归系数有向零的偏误即回归曲线变得更加平坦。根据回归系数的正负符号,即使回归曲线变得更加陡峭,“清洁生产标准的实施没有促进企业创新和提高企业补贴”这一结论也是成立的。不使用Tobit等非线性模型的原因是这些模型在回归中无法控制企业固定效应,可能导致遗漏变量的内生性问题。

表 5 清洁生产标准的实施对企业创新和补贴的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	lnnew-product	lnnew-product	lnmex-pense	lnmex-pense	lnexport	lnexport	lnrd_ex-pense	lnrd_ex-pense	lnsubsidy	lnsubsidy
<i>treat</i>	-0.0757** (0.0367)	-0.0569 (0.0433)	0.0403 (0.0267)	0.0158 (0.0201)	-0.0834 (0.0680)	-0.0958 (0.0621)	-0.0896** (0.0379)	-0.0754* (0.0389)	-0.0029 (0.0237)	-0.0321 (0.0283)
<i>evaluate</i>		-0.0437 (0.0326)		-0.0180* (0.0109)		0.0185 (0.0350)		-0.0630* (0.0368)		0.0007 (0.0229)
<i>o_capacity</i>		-0.1389*** (0.0351)		-0.0487** (0.0227)		-0.2345*** (0.0533)		-0.0767 (0.0469)		0.1039* (0.0610)
<i>emission</i>		0.0184 (0.0171)		-0.0022 (0.0105)		-0.0084 (0.0196)		-0.0007 (0.0676)		0.0163 (0.0151)
<i>export</i>		1.0788*** (0.0742)		0.0708*** (0.0035)				0.1254*** (0.0125)		0.1250*** (0.0074)
<i>subsidy</i>		0.1430*** (0.0126)		0.0904*** (0.0023)		0.2267*** (0.0147)		0.1980*** (0.0099)		
<i>state</i>		0.0566*** (0.0155)		0.1123*** (0.0070)		0.0364** (0.0150)		0.0295 (0.0202)		-0.0005 (0.0201)
<i>foreign</i>		-0.0232 (0.0177)		0.0624*** (0.0060)		0.3792*** (0.0290)		0.0204 (0.0141)		0.0285** (0.0130)
<i>lnage</i>		-0.0079 (0.0059)		0.0597*** (0.0023)		0.0741*** (0.0084)		0.0872*** (0.0072)		0.0471*** (0.0065)
<i>Intotalsale</i>		0.1592*** (0.0102)		0.4323*** (0.0046)		0.4764*** (0.0245)		0.2026*** (0.0061)		0.1501*** (0.0048)
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	1755996	1726302	2008793	1976835	2008747	1977033	1241808	1228664	2007205	1975263
调整 R ²	0.0062	0.0308	0.0829	0.2278	0.0054	0.0256	0.0531	0.0613	0.0068	0.0122

注:①括号中的数值为对4分位行业进行聚类的稳健标准误。②*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。③本文在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)上公开的附录中考虑了当被解释变量为新产品产值、管理费用、出口规模以及补贴额与总销售额比值的情形,“清洁生产标准的实施没有促进企业创新和提高企业补贴”这一结论仍然成立。

资料来源:作者利用Stata软件计算。

规模。本文发现清洁生产标准的实施与企业规模的交互项对企业利润率有显著为正的影响,这说明实施清洁生产标准对规模较大企业更有利,即假说1得到了实证支持。同时,本文发现清洁生产标准的实施与企业规模的交互项没有显著增加企业的新产品产值和企业的研发支出。这说明清洁生产标准的实施没有通过促进较大规模企业的创新从而提高企业的利润率。

此外,本文发现加入交互项以后,当被解释变量为企业利润率时,关键解释变量的系数变得显著为负,这说明如果企业规模足够小,清洁生产标准的实施将会降低这些企业的利润率。当用企业雇佣人数对数衡量企业的规模时,企业利润率从负到正的转折点发生在雇佣人数约为35人的时

表 6 清洁生产标准的实施对不同规模企业利润率和创新的异质影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>ROS</i>	<i>ROS</i>	<i>lnnew-product</i>	<i>lnrd_expense</i>	<i>ROS</i>	<i>ROS</i>	<i>lnnew-product</i>	<i>lnrd_expense</i>
<i>treat</i>	-0.0139*** (0.0046)	-0.0153*** (0.0047)	-0.1130 (0.0778)	0.2313** (0.1170)	-0.0261*** (0.0040)	-0.0268*** (0.0044)	-0.1479 (0.0983)	0.2413* (0.1231)
<i>treat×lnemployment</i>	0.0044*** (0.0011)	0.0043*** (0.0010)	0.0140 (0.0168)	-0.0617** (0.0272)				
<i>treat×lnfixasset</i>					0.0037*** (0.0005)	0.0036*** (0.0005)	0.0113 (0.0126)	-0.0336** (0.0160)
<i>lnemployment</i>	0.0120*** (0.0005)	0.0125*** (0.0004)	0.2172*** (0.0140)	0.2268*** (0.0101)				
<i>lnfixasset</i>					0.0026*** (0.0002)	0.0033*** (0.0002)	0.1105*** (0.0068)	0.1223*** (0.0048)
其他控制变量	N	Y	Y	Y	N	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	1994959	1977037	1736555	1233205	1994959	1977037	1736555	1233205
调整 R ²	0.0069	0.0085	0.0307	0.0597	0.0028	0.0044	0.0297	0.0590

注:①其他控制变量包括,是否出口、是否收到补贴、国有资本占总的实收资本的比例、外商和港澳台资本占总实收资本的比例、企业年龄对数等。②括号中的数值为对 4 分位行业进行聚类的稳健标准误。③*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

候。当用总的固定资产对数衡量企业规模的时候,转折点的固定资产约为 171 万元。在本文的样本中处理组企业共 29162 个^①,其中雇佣人数 35 人以下的是 5084 个(占比 17.43%),固定资产 171 万元以下的是 5502 个(占比 18.87%)。

表 7 考察清洁生产标准的实施对 3 分位行业处于营业状态的企业法人数量和平均企业规模的影响,以检验假说 2。根据表 7,清洁生产标准的实施显著降低了 3 分位行业处于营业状态的企业法人数量,显著提高了企业的平均规模。平均来讲,实施了清洁生产标准使处于营业状态的企业法人数量显著降低了约 11%,企业的平均雇佣人数显著提高了 9.2%,因而假说 2 得到实证结果的支持。

综上,本文并没有发现清洁生产标准的实施促进企业创新、提高企业补贴的证据。本文的理论分析和实证结果均表明,规模较大企业从清洁生产标准的实施中获利更多,且更容易进入市场或者在市场上存活。由于规模较大企业合规成本较低,因此,本文认为由企业规模差异导致的“合规成本异质性”而非“波特假说”能够更好地解释清洁生产标准的实施对中国制造业企业利润率的影响。

六、结论

本文首先通过理论分析表明环境规制可以提高合规成本较低的规模较大企业的利润率,降低合规成本较高的规模较小企业的利润率和数量;然后,本文根据清洁生产标准实施的准自然实验,

① 这里的数量是按观测值进行计算。

表 7 清洁生产标准的实施对 3 分位行业企业数量和平均规模的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnnumber	lnnumber	lnnumber	lnaemployment	lnaemployment	lnaemployment
<i>treat3</i>	-0.241*** (0.080)	-0.147** (0.060)	-0.112** (0.046)	0.097* (0.053)	0.089* (0.048)	0.092* (0.048)
<i>evaluate3</i>		-0.073 (0.044)	-0.002 (0.038)		-0.028 (0.043)	-0.019 (0.044)
<i>o_capacity3</i>		-0.194* (0.114)	-0.126 (0.086)		0.064 (0.085)	0.053 (0.087)
<i>emission3</i>		-0.016 (0.045)	-0.027 (0.030)		0.044 (0.032)	0.038 (0.027)
<i>lnemployment</i>			0.598*** (0.086)			
<i>lnincome</i>			0.139** (0.062)			0.081** (0.040)
<i>lnemployment</i>			-0.016** (0.007)			0.011 (0.008)
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	376	376	376	376	376	376
调整 R ²	0.733	0.749	0.886	0.238	0.240	0.259

注:括号中的数值为对 3 分位行业进行聚类的稳健标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

利用 1998—2007 年中国制造业企业数据,使用倍差法,实证分析了清洁生产标准的实施对于企业利润率的影响,发现清洁生产标准的实施显著提高了企业的利润率。本文认为主要存在三种可能:第一种可能是清洁生产标准的实施促进了企业创新;第二种可能是清洁生产标准的实施提高了企业的补贴,改善了企业的财务状况;第三种可能是规模较大企业的合规成本较低,清洁生产标准的实施提高了规模较大企业的利润率。

本文先针对前两种可能性进行了检验,并没有发现清洁生产标准的实施促进企业创新以及提高企业补贴的证据。强的“波特假说”认为环境规制可以促进企业创新,创新补偿甚至可以超过企业的合规成本,从而提高企业的利润率。本文发现清洁生产标准的实施提高了企业利润率,但是并没有发现创新补偿的提高。因此,本文认为,“波特假说”可能无法解释清洁生产标准的实施对中国制造业企业利润率的影响。

本文接着通过企业级和行业级数据分别对第三种可能性进行检验。企业级数据的回归发现清洁生产标准的实施提高了规模较大企业的利润率,行业级数据的回归发现清洁生产标准的实施降低了小规模企业的数量。因此,本文认为,由企业规模差异导致的“合规成本异质性”能够更好地解释清洁生产标准的实施对中国制造业企业利润率的影响。

清洁生产标准的实施提高了合规成本较低的大规模企业的利润率,降低了合规成本较高的小

规模企业的利润率,这必将鼓励企业采用更加清洁的生产工艺降低合规成本。同时,由于清洁生产标准的实施降低了合规成本较高的小规模企业的数量,因此,可以认为清洁生产标准的实施提高了整个社会平均的清洁生产水平,在一定程度上改善了环境质量。但是由于清洁生产标准的实施使部分企业获益,同时也使部分企业受损,因此对企业经济效益的整体影响是不确定的。为了更准确地评估清洁生产标准实施的影响,需要更详尽的数据和更深入的相关研究。

〔参考文献〕

- [1] 韩超,胡浩然. 清洁生产标准规制如何动态影响全要素生产率——剔除其他政策干扰的准自然实验分析[J]. 中国工业经济, 2015,(5):70-82.
- [2] 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.
- [3] 聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012,(5):142-158.
- [4] 汤维祺,钱浩祺,吴力波. 内生增长下排放权分配及增长效应[J]. 中国社会科学, 2016,(1):60-81.
- [5] 涂正革,谌仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应[J]. 经济研究, 2015,(7):160-173.
- [6] Albrizio, S., T. Koźluk, and V. Zipperer. Environmental Policies and Productivity Growth: Evidence across Industries and Firms[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2017,81(1):209-226.
- [7] Ambec, S., and P. Barla. A Theoretical Foundation of the Porter Hypothesis [J]. Economics Letters, 2002,75(3):355-360.
- [8] Anger, N., and U. Oberndorfer. Firm Performance and Employment in the EU Emissions Trading Scheme: An Empirical Assessment for Germany[J]. Energy Policy, 2008,36(1):12-22.
- [9] Barrett, S. Strategic Environmental Policy and International Trade[J]. Journal of Public Economics, 1994,54(3):325-338.
- [10] Berman, E., and L. T. M. Bui. Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries[J]. Review of Economics and Statistics, 2001,83(3):498-510.
- [11] Bernard, A. B., J. Eaton, J. B. Jensen, and S. Kortum. Plants and Productivity in International Trade[J]. American Economic Review, 2003,93(4):1268-1290.
- [12] Clerides, S. K., S. Lach, and J. R. Tybout. Is Learning by Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico, and Morocco[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1998,113(3):903-947.
- [13] Feenstra, R. C., Z. Li, and M. Yu. Exports and Credit Constraints Under Incomplete Information: Theory and Evidence from China[J]. Review of Economics and Statistics, 2014,96(4):729-744.
- [14] Greenstone, M. The Impacts of Environmental Regulations on Industrial Activity: Evidence from the 1970 and 1977 Clean Air Act Amendments and the Census of Manufactures [J]. Journal of Political Economy, 2002,110(6): 1175-1219.
- [15] Greenstone, M., J. A. List, and C. Syverson. The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of US Manufacturing[R]. NBER Working Paper, 2012.
- [16] Jaffe, A. B., and K. Palmer. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study [J]. Review of Economics and Statistics, 1997,79(4):610-619.
- [17] Jaffe, A. B., S. R. Peterson, and P. R. Portney. Environmental Regulation and the Competitiveness of U.S. Manufacturing: What Does the Evidence Tell Us[J]. Journal of Economic Literature, 1995,33(1):132-163.
- [18] Jefferson, G. H., S. Tanaka, and W. Yin. Environmental Regulation and Industrial Performance: Evidence from Unexpected Externalities in China[R]. SSRN Working Paper, 2013.
- [19] Lanoie, P., J. Laurent-Lucchetti, N. Johnstone, and S. Ambec. Environmental Policy, Innovation and Performance: New Insights on the Porter Hypothesis [J]. Journal of Economics and Management Strategy, 2007,20(3):803-842.

- [20]Mohr, R. D. Technical Change, External Economies, and the Porter Hypothesis [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2002,43(1):158-168.
- [21]Palmer, K., W. E. Oates, and P. R. Portney. Tightening Environmental Standards: The Benefit-cost or the No-cost Paradigm[J]. The Journal of Economic Perspectives, 1995,9(4):119-132.
- [22]Porter, M. E., and C.V.D. Linde. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship [J]. The Journal of Economic Perspectives, 1995,9(4):97-118.
- [23]Rassier, D. G., and D. Earnhart. The Effect of Clean Water Regulation on Profitability: Testing the Porter Hypothesis[J]. Land Economics, 2010,86(2):329-344.
- [24]Simpson, R. D., and R. L. B. Lii. Taxing Variable Cost: Environmental Regulation as Industrial Policy[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1996,30(3):282-300.

Environmental Regulation, Corporate Profit Margins and Compliance Cost Heterogeneity of Different Scale Enterprises

LONG Xiao-ning^{1,2}, WAN Wei²

(1. Wan Yannan Institute for Studies in Economics of Xiamen University, Xiamen 361005, China;

2. School of Economics of Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: In this paper, we analyzed the impact of environmental regulation on the profitability of Chinese manufacturing enterprises to test the “Porter hypothesis”. That is, whether environmental regulation can promote innovation to improve the profitability of enterprises, so as to achieve a win-win situation between environmental and economic development. This paper first established a theoretical model to analyze how environmental regulation affects the return on sales of firms of different sizes. Found that environmental regulation could increase the return on sales of large-scale firms with lower compliance costs, but would reduce the profit margins and number of small-scale firms with higher compliance costs. To test the applicability of the theoretical model, we will implement of the clean production standards as quasi-natural experiments, based on the data of China’s manufacturing enterprises from 1998 to 2007, using DID method to analyze the impact of the implementation of cleaner production standards on corporate profitability. The study found that the implementation of cleaner production standards significantly increased the profitability of enterprises, but did not find the standard implementation in the short term to promote business innovation or increase corporate subsidies. Further analysis found that the implementation of cleaner production standards improved the scale of large enterprise’s profitability, reduced the profitability of small-scale enterprises. Finally, this paper, using the 3-bit industry-level data of China’s economic census in 2004 and 2008 and using DID method, found that the implementation of cleaner production standards reduced the number of small-scale enterprises. So we believe that the “compliance cost heterogeneity”, which is caused by the difference of firm sizes, rather than the “Porter hypothesis” can better explain the impact of cleaner production standards on the profitability of China’s manufacturing enterprises. The findings of this paper help to promote understanding of how environmental regulation affects corporate profitability.

Key Words: environmental regulation; clean production standards; compliance costs heterogeneity; corporate profit margins; Porter hypothesis

JEL Classification: I18 L51 Q51

[责任编辑:覃毅]