**环境规制的减污降碳协同效应**

——来自清洁生产标准实施的准自然实验

孙博文 郑世林

**目录**

[附录I 部分稳健性分析 1](#_Toc160282108)

[附录II 异质性分析 5](#_Toc160282115)

# 

附录I 部分稳健性分析

## **1.克服样本选择问题**

在强制性清洁生产政策审核下，由于“污染避难所效应”的存在，一些“双超”“双有”企业为规避环境规制而选择迁移，或者调整业务发展其他行业关联业务（Liet al.,2021），企业迁移和行业更换下的样本选择问题会造成估计偏误。本文基准模型已对四位数行业固定效应进行了控制，除此之外，考虑到存在两位数行业代码调整的情况[[1]](#footnote-0)，表I1中，列（1）和列（2）还控制了两位数行业固定效应。考虑到企业迁移往往需要一定的调整时间，为排除企业迁移因素影响，列（3）和列（4）仅保留政策冲击前后3期窗口样本，即τ∈[-3,3]。进一步，列（5）和列（6）剔除了样本期间两位数及四位数行业代码发生变更的企业样本。最终结果显示，清洁生产标准实施系数均显著为负，结论稳健。

## **2.确保政策随机外生**

清洁生产标准实施可能并非严格外生，还受到其他因素影响。清洁生产标准实施对象是“双超”“双有”和高耗能企业，一些关乎企业污染与碳排放的能耗、经济和技术指标可能会影响企业受到清洁生产标准规制情况，导致估计偏误。因此，借鉴Luet al.(2017)的做法，进一步在模型中控制可能影响清洁生产政策制定者对清洁生产标准产业选择的因素。根据清洁生产促进法及有关清洁生产审核规定，提取了可能影响清洁生产政策实施的有关前定变量，包括政策最早冲击年份前一年（2002年）四位数行业特征变量：行业工资水平、行业资产份额、行业污水排放、行业粉尘排放、行业就业份额等。将清洁生产标准实施变量对其回归，发现清洁生产标准实施与行业污水排放、行业粉尘排放、行业工资水平和行业资产份额显著有关。因此，影响清洁生产标准实施的前定变量Z2002应包括行业粉尘排放ln*cic\_soot2002*、行业污水排放ln*cic\_COD2002*、行业工资水平ln*cic\_wage 2002*、行业资产份额ln*cic\_k 2002*，进而在基准回归的基础上加入Z2002与年份的交叉项。表I1中，列（7）和列（8）报告了回归结果，发现减污降碳效应同样显著，但系数绝对值有所下降。

表I1 克服样本选择问题及确保政策随机外生

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| ln*SO2* | ln*CO2* | ln*SO2* | ln*CO2* | ln*SO2* | ln*CO2* | ln*SO2* | ln*CO2* |
| *cps* | -0.169\*\*\* | -0.055\*\*\* | -0.210\*\*\* | -0.053\*\* | -0.127\*\*\* | -0.076\*\* | -0.122\*\*\* | -0.042\*\* |
|  | (0.031) | (0.020) | (0.029) | (0.021) | (0.049) | (0.032) | (0.033) | (0.021) |
| 控制变量 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 企业固定效应 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 行业固定效应 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 城市-年份固定效应 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| Observations | 328,644 | 394,487 | 285,864 | 349,080 | 173,357 | 203,655 | 312,956 | 371,653 |
| R-squared | 0.855 | 0.878 | 0.861 | 0.876 | 0.882 | 0.902 | 0.856 | 0.879 |

注：列（1）和列（2）控制了两位数和四位数行业固定效应，列（3）和列（4）进一步将样本限定在前后三期窗口样本，列（5）和列（6）则剔除了两位数及四位数行业代码发生变更的企业样本。

## **3.排除其他政策干扰**

除生态环境部历年出台的清洁生产标准之外，其他环境治理政策也可能对结果的稳健性造成影响。同本文方法设定，研究进一步采用了多时点DID方法对同时期其他有关外生政策冲击进行了设定，工作量巨大但尤为必要。**①“十一五”落后产能淘汰政策**。2005年，“十一五”规划改变了以往浓度控制的思路，转而采取总量减排的规制思路，明确提出在“十一五”期末全国主要污染物（二氧化硫和化学需氧量）排放总量减少10%，并强调将总量目标实现纳入官员绩效考核。本文在对年份固定效应进行控制的基础上，需要从更具体行业层面排除“十一五”期间落后生产能力淘汰政策影响。分析可知，这一政策在2007年涉及四位数行业有炼钢炼铁（3220）和电解铝（3316），2008年涉及行业有造纸行业（2210）和味精制造业（1461）等。基于多时点DID政策设定方法构造“十一五”期间落后产能淘汰政策变量*eli\_policy*。**②低碳城市试点政策。**为落实中国气候行动目标以及控制温室气体排放，2010年国家发改委印发了《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》，陆续启动了两批试点省市。第一批试点自2010年开始实施，包括广东、辽宁、湖北、陕西等省份与天津、重庆、深圳、厦门等城市（共包含82个城市），第二批试点自2013年开始实施，包括海南省及其他28个城市（共包含33个城市）。由于本文研究样本截至2012年，因此仅考虑第一批试点政策冲击的影响，构造低碳城市试点政策变量*lc\_policy。***③排污权交易试点政策。**2007年，财政部、生态环境部和国家发改委批复了天津、河北、山西、内蒙古、江苏、浙江、河南、湖北、湖南、重庆和陕西11个省份开展排污权交易制度试点。虽然2002年也进行了排污权交易的“4+3+1”计划，但交易活跃度较低、效果不显著（齐绍洲等，2018）。鉴于此，研究重点构造了2007排污权交易试点政策*rt\_policy*。**④区域及流域限批政策。**为确保节能减排目标的实现，国务院印发《关于印发节能减排综合性工作方案的通知》（国发〔2007〕15号），出台了区域限批政策、流域限批政策[[2]](#footnote-1)，可能将通过限制了新企业的进入以及对被限批的地区实施更严格的环境规制政策的方式，影响企业环境治理与碳减排行为。综上，表I2中，列（1）和列（2）对前三个政策进行联合控制，列（3）和列（4）进一步剔除了区域及流域限批的地区样本。

表I2 排除其他政策干扰

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| ln*SO2* | ln*CO2* | ln*SO2* | ln*CO2* |
| *cps* | -0.193\*\*\* | -0.059\*\*\* | -0.205\*\*\* | -0.060\*\*\* |
|  | (0.032) | (0.021) | (0.033) | (0.022) |
| 其他干扰政策 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 控制变量 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 企业固定效应 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 行业固定效应 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 城市-年份固定效应 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| Observations | 317,796 | 379,607 | 307,881 | 368,531 |
| R-squared | 0.856 | 0.879 | 0.856 | 0.878 |

注：由于控制了城市-年份固定效应，地区性试点政策变量在回归时均被吸收。

## 

## **4.政策设定调整**

清洁生产标准通常在当年较晚月份生效，若将当年年份设定为政策冲击时间，可能造成政策效果估计偏误。鉴于此，受政策冲击当年之后的样本同基准模型设定为1，根据政策实施的具体月份X，参照Lu et al.(2017)的研究，将政策冲击当年定义为（12-X+1）/12（比如，标准1月份出台则设定为1,6月出台则设定为0.5，进而得到新的清洁生产标准实施变量*cps\_new*,这一设定有助于提高政策效果估计精度。表I3中，列（1）和列（2）发现，新设定政策变量的减污降碳效应同样显著，结论稳健。

## **5.控制行业因素影响**

为排除行业层面因素影响，表I3中，列（3）至列（4）进一步控制了行业控制变量包括行业技术进步、三位数行业关税、产业政策以及行业集中度等。其中，行业技术进步*ML*，采用行业TFP变动表示，基于数据包络分析和Malmquist指数分解方法以及利用MaxDEA6.0软件测算；行业集中度*HHI*，采用经典赫希曼-赫芬达尔指数HHI表示；行业关税*Tariff*，数据来源于世界银行WITS 数据库报告的三位数行业关税税率数据；产业政策*IP*，参照杨继东和罗宝路（2018）方法，以国民经济和社会发展五年规划纲要文件为基础，利用文本分析法对“十一五”规划中的产业支持内容进行分析，若中央或省区明确提及某一行业发展，则该行业产业政策*IP*取1，反之则取0。结果显示，排除了其他行业因素对政策的干扰后结论依旧稳健。

表I3 政策设定调整与控制行业因素

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | （3） | （4） |
| ln*SO2* | ln*CO2* | ln*SO2* | ln*CO2* |
| *cps* |  |  | -0.149\*\*\* | -0.036\* |
|  |  |  | (0.033) | (0.020) |
| *cps\_new* | -0.205\*\*\* | -0.072\*\*\* |  |  |
|  | (0.035) | (0.023) |  |  |
| 控制变量 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 企业固定效应 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 行业固定效应 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 城市-年份固定效应 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| Observations | 317,796 | 379,607 | 283,973 | 339,778 |
| R-squared | 0.856 | 0.879 | 0.858 | 0.879 |

注：列（1）和列（2）控制了*cps*01。

## **6.考虑企业电耗间接碳排放的估计**

鉴于中国工业企业数据库、工业企业污染数据库的能耗数据均不含电力消耗指标，笔者进一步获得了2008—2011年全国税收调查数据库**[[3]](#footnote-2)**，这一数据库不仅报告了企业当年电力、煤炭以及石油的分类消耗量，而且被调查的企业既包含大中型制造业企业，也包含小规模服务业企业和部分个体经营者，拓展了工业企业数据库规上企业范围（范子英和王倩，2019）。关于各类能源的碳排放因子，笔者根据中国能源统计年鉴公布的标准煤折算系数和国家发展改革委发布的《二氧化碳减排量估算方法及参数选择》换算系数进行计算。最终，计算了企业直接碳排放量取对数ln*CO2*[[4]](#footnote-3)和企业电耗间接碳排放量取对数ln*CO2\_jj*。并按本文的多时点DID方法重新设定清洁生产标准实施变量*cps*进行实证检验。

表I4报告了考虑企业电耗间接碳排放的稳健性检验结果。一方面，基于全国税收调查数据库，列（1）和列（2）分别报告了清洁生产标准实施的直接与间接碳减排效应，发现显著降低了企业直接碳排放，但对间接碳排放的影响不显著。另一方面，列（3）至列（6）报告了基于全国税调库、工企库和工企污染库的匹配数据库的稳健性估计结果，列（3）和列（4）显示，清洁生产标准实施对SO2排放和直接碳排放ln*CO2*的影响系数均显著为负，表现出显著的减污降碳（直接碳排放）协同效应。与基准结果相比，此处的减污效应更显著，体现了清洁生产标准实施的长期效应。列（5）中清洁生产标准实施对间接碳排放ln*CO2\_jj*的影响不显著，综合列（3）和列（5）可知，清洁生产政策未表现显著的减污降碳（间接碳排放）协同效应。原因在于，SO2与CO2排放同根同源于化石能源燃烧，而且SO2排放与电耗也无直接关联，导致SO2和间接碳排放协同减排效应不明显。除了间接碳排放总量视角，列（6）还构造了间接碳排放强度指标ln(*CO2\_jj*/y)，并以之为被解释变量进行回归，发现清洁生产标准实施对间接碳排放强度的影响也不显著，这可能与我国清洁生产强制性审核的执行以及工业终端用能电气化不足等因素有关。

表I4 考虑企业电耗间接碳排放

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | （3） | （4） | （5） | （6） |
| 全国税收调查数据库  (2008-2011) | | 全国税调库、工企库、工企污染库和匹配库  (2008-2011) | | | |
| ln*CO2* | ln*CO2\_jj* | ln*SO2* | ln*CO2* | ln*CO2\_jj* | ln (*CO2\_jj*/y) |
| *cps* | -0.105\*\* | 0.027 | -0.332\*\*\* | -0.061\*\*\* | -0.152 | 0.032 |
|  | (0.051) | (0.034) | (0.096) | (0.018) | (0.174) | (0.021) |
| 控制变量 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 企业固定效应 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 行业固定效应 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 城市-年份固定效应 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| Observations | 790,959 | 984,880 | 63,807 | 87,471 | 81,905 | 81,905 |
| R-squared | 0.756 | 0.704 | 0.964 | 0.926 | 0.770 | 0.952 |

附录II 异质性分析

## **1.非对称政策效果**

表II1报告了非对称政策效果。不同污染排放水平的企业承担的环境治理责任不同，受到的环境规制要求存在显著差异，因此对环境规制的反应行为也有所不同（于亚卓等，2021）。为此，首先构造前定行业污染属性变量，通过计算政策实施前一年四位数行业污染排放强度水平，采用行业SO2排放量与工业增加值的比值表示，另外，根据中位数设定污染行业哑变量(*pollution50*)，进而构造清洁生产标准实施与污染行业属性交叉项*cpsit*×*pollution50it*,，其系数是关注焦点。列（1）和列（2）报告了估计结果，发现高污染企业表现出更强的减污降碳协同效应。二是除设定行业污染水平哑变量之外，基于广义DID方法（Nunn and Qian,2011），直接构造清洁生产标准实施变量与企业SO2排放强度交叉项*cps*×ln*so2den*进行验证。列（3）和列（4）中，交叉项系数均显著为负，同样表明高污染企业减污降碳效应更显著。

表II1 非对称政策效果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | ln*SO2* | ln*CO2* | ln*SO2* | ln*CO2* |
| (1) | (2) | （3） | （4） |
| *cps*×*pollution50* | -0.121\*\*\* | -0.077\*\* | -0.144\*\*\* | -0.093\*\*\* |
|  | (0.045) | (0.032) | (0.045) | (0.018) |
| *cps*×ln*so2den* |  |  | -0.160\*\*\* | -0.117\*\*\* |
|  |  |  | (0.042) | (0.017) |
| *cps* | -0.040 | 0.012 | 0.121\*\*\* | 0.044\*\*\* |
|  | (0.038) | (0.027) | (0.029) | (0.016) |
| *pollution50* | -0.013 | 0.078\*\*\* |  |  |
|  | (0.021) | (0.014) |  |  |
| *lnso2den* |  |  | 1.903\*\*\* | 0.585\*\*\* |
|  |  |  | (0.020) | (0.007) |
| Observations | 312,966 | 371,658 | 317,830 | 317,685 |
| R-squared | 0.855 | 0.878 | 0.881 | 0.888 |

## **2.行业异质性**

表II2报告了行业异质性估计结果。本文关注的核心是系数*β1*和α1，存在四种情况（情形I：*β1＞0，α1＞0*；情形II：*β1＜0，α1＞0*；情形III：*β1＜0，α1＜0*；情形IV：*β1＞0，α1＜0*）。符合情形I的二位数行业为19、25、28和33，减污和降碳效应都不存在。符合情形II的行业有15、26、34、40，仅行业15降碳效应显著。符合情形III的行业有13、14、16、20、22、31、32和39，实现了减污降碳协同控制，但显著性有差异。符合情形IV的有行业17和36，仅行业17降碳效应显著。综上可知，生态环境部出台实施的清洁生产标准效果突出，促进了大多数行业实现减污降碳协同控制，以及促进部分行业实现减污或降碳，仅有少数行业减污降碳效应都不存在。这一结论为推动重点行业强制性清洁生产审核提供了政策指引，需加强对情形I中有关行业的清洁生产审核力度，完善“一行一策”。其他情形中，应适时推进四位数行业清洁生产标准扩围，推进探索清洁生产审核分类管理模式。

表II2 行业异质性

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Panel A | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 变量/行业 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (11) | (10) | (12) | (13) | (14) | (15) | (16) | (17) | (18) |
| 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 19 | 20 | 22 | 25 | 26 | 28 | 31 | 32 | 33 | 34 | 36 | 39 | 40 |
| ln*SO2* | ln*SO2* | ln*SO2* | ln*SO2* | ln*SO2* | ln*SO2* | ln*SO2* | ln*SO2* | ln*SO2* | ln*SO2* | ln*SO2* | ln*SO2* | ln*SO2* | ln*SO2* | ln*SO2* | ln*SO2* | ln*SO2* | ln*SO2* |
| *cps* | -0.166\* | -0.314\*\*\* | 0.062 | -0.670\*\*\* | -0.268\*\*\* | 0.166 | -0.414\*\* | -0.187 | 0.765\*\*\* | 0.031 | 0.287 | -0.426\*\*\* | -0.033 | 0.371\*\*\* | 0.119 | -0.329 | -0.352 | 0.023 |
|  | (0.095) | (0.117) | (0.076) | (0.230) | (0.051) | (0.123) | (0.208) | (0.195) | (0.179) | (0.068) | (0.211) | (0.049) | (0.073) | (0.115) | (0.168) | (0.705) | (0.415) | (0.260) |
| 控制变量 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 企业固定效应 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 城市-年份固定效应 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| Observations | 256,886 | 252,476 | 251,872 | 250,729 | 260,129 | 252,241 | 251,163 | 250,286 | 255,003 | 260,262 | 251,141 | 281,760 | 251,751 | 250,647 | 250,161 | 249,894 | 249,933 | 250,005 |
| R-squared | 0.857 | 0.858 | 0.858 | 0.858 | 0.857 | 0.858 | 0.858 | 0.858 | 0.858 | 0.858 | 0.858 | 0.856 | 0.858 | 0.858 | 0.858 | 0.858 | 0.858 | 0.858 |

Panel B

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量/行业 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (11) | (10) | (12) | (13) | (14) | (15) | (16) | (17) | (18) |
| 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 19 | 20 | 22 | 25 | 26 | 28 | 31 | 32 | 33 | 34 | 36 | 39 | 40 |
| ln*CO2* | ln*CO2* | ln*CO2* | ln*CO2* | ln*CO2* | ln*CO2* | ln*CO2* | ln*CO2* | ln*CO2* | ln*CO2* | ln*CO2* | ln*CO2* | ln*CO2* | ln*CO2* | ln*CO2* | ln*CO2* | ln*CO2* | ln*CO2* |
| *cps* | -0.033 | -0.146\*\* | -0.143\*\* | -0.125 | 0.043 | 0.092 | -0.400\*\* | -0.178\* | 0.011 | -0.070 | 0.101 | -0.118\*\*\* | -0.104\*\* | 0.123 | -0.065 | 1.937 | -1.612\*\*\* | -0.091 |
|  | (0.058) | (0.071) | (0.058) | (0.256) | (0.037) | (0.085) | (0.159) | (0.106) | (0.079) | (0.046) | (0.123) | (0.031) | (0.041) | (0.077) | (0.071) | (1.317) | (0.253) | (0.084) |
| 控制变量 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 企业固定效应 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 城市-年份固定  效应 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| Observations | 314,567 | 309,819 | 309,422 | 307,869 | 318,073 | 309,636 | 308,457 | 307,413 | 312,296 | 318,481 | 308,435 | 341,905 | 309,400 | 307,881 | 307,551 | 306,994 | 307,109 | 307,460 |
| R-squared | 0.867 | 0.868 | 0.868 | 0.868 | 0.867 | 0.868 | 0.868 | 0.869 | 0.873 | 0.871 | 0.869 | 0.873 | 0.869 | 0.868 | 0.868 | 0.868 | 0.868 | 0.869 |

注：表头中数字是指政策影响的两位数行业及四位数具体行业，分别是农副食品加工业13（1331、1340、1391）、食品制造业14（1440、1461）、饮料制造业15（1522、1521、1524）、烟草制造业16（1610、1620、1690）、纺织业17（1712）、皮革毛衣羽毛及其制造业19（1910）、木材加工及木竹藤棕草制品业20（2022）、造纸及纸制品业22（2210）、石油加工炼焦及核燃料加工业25（2511、2520）、化学原料及化学制品制造业26（2621、2614、2612）、化学纤维制造业28（2829）、橡胶制造业29（2925）、非金属矿物制品业31（3130、3150）、黑色金属冶炼及压延加工业32（3210、3220、3230、3240）、有色金属冶炼及压延加工业33（3316）、金属制品业34（3460）、专用设备制造业36（3652）、电气机械与器材制造39（3940、3969）、通信设备计算机及其他电子设备制造业40（4062）。回归时，为估计各行业减污降碳净效应、排除其他政策冲击样本干扰，仅保留政策冲击四位数行业及从未受到清洁生产标准实施影响的样本。为简化分析，未对四位数行业进行逐个讨论及控制四位数行业固定效应。行业29估计结果被系统自动删除。

## **3.企业所有制异质性**

表II3报告了政策效果及有效机制的所有制差异。列（1）和列（2）结果表明，减污和降碳效应在国企和非国企之间未表现出显著差异。列（3）至列（9）中，在源头预防（ln*SO2\_production、*ln*coal\_den*）和末端治理（*dispose\_rate*）机制检验中，交互项*cps×soe*系数均不显著，机制作用未呈现出显著的所有制差异。而在过程控制（*three\_total、entry、exit、dshare*）机制中，除能源效率机制(ln*coal\_den*)外，交互项*cps×soe*系数均较为显著，这表明，与非国企相比，国企的波特效应和进入效应更强、但退出效应更弱，国企具有所有制优势，使得其能够获得更多的优惠信贷资源支持，促进扩大绿色技术投资，波特效应更显著，另外，国企在地方“父爱主义”偏袒下，即便成为僵尸企业也难以直接退出市场（聂辉华等，2016）。此外还发现，清洁生产政策使得国企市场份额相对于非国企发生了“此消彼长”的特征，促进资源要素从国企流向机制更活、效率更高的非国有企业，有助于消除市场资源错配以及优化资源配置效率。

表II3 企业所有制异质性

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | ln*SO2* | ln*CO2* | ln*SO2\_production* | ln*coal\_den* | *three\_total* | *entry* | *exit* | *dshare* | *dispose\_rate* |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| *cps×soe* | 0.070 | -0.060 | 0.074 | 0.008 | 0.311\*\*\* | 0.030\*\*\* | -0.012\* | -0.002\*\* | 0.022 |
|  | (0.069) | (0.040) | (0.088) | (0.009) | (0.118) | (0.006) | (0.007) | (0.001) | (0.019) |
| *cps* | -0.176\*\*\* | -0.060\*\*\* | -0.161\*\*\* | -0.039\*\*\* | 0.174\*\*\* | -0.025\*\*\* | 0.010\*\*\* | 0.000 | 0.024\*\*\* |
|  | (0.031) | (0.016) | (0.042) | (0.003) | (0.052) | (0.003) | (0.003) | (0.000) | (0.004) |
| *soe* | 0.073\*\*\* | 0.021 | 0.068\*\* | -0.003 | -0.013\*\*\* | 0.015\*\*\* | -0.001\*\*\* | 0.027\*\* | 0.073\*\*\* |
|  | (0.028) | (0.014) | (0.031) | (0.003) | (0.002) | (0.003) | (0.000) | (0.011) | (0.028) |
| Observations | 328,647 | 394,528 | 261,741 | 394,676 | 324,038 | 394,803 | 394,600 | 394,803 | 52,022 |
| R-squared | 0.855 | 0.875 | 0.855 | 0.705 | 0.166 | 0.367 | 0.342 | 0.658 | 0.925 |

注：列（5）采用负二项回归模型进行估计。下同。

## **4.企业规模异质性**

表II4报告了政策效果和有效机制的企业规模差异。列（1）和列（2）结果表明，规模较大企业的减污降碳协同效应更突出，但减污效应差异未通过显著检验。列（3）至列（9）中，在末端治理环节（*dispose\_rate*），交互项*cps×scale*系数不显著，不同规模企业的SO2处理率未表现出显著差异。但在源头预防（ln*coal\_den*）和过程控制环节（*entry、exit、dshare*），交互项系数显著，大规模企业表现出更强的能源效率提升效应、更强的企业进入效应、更弱的企业退出效应，且资源要素显著流向规模较小的企业、资源再配置效应显著。对于以上结论的解释是，工业企业能源使用存在明显的规模经济，规模较大的企业往往才能负担得起固定成本较高的先进技术设备，以及具有通过废热回收提高能源效率的能力（陈钊和陈乔伊，2019），也有研究指出，由于规模效应和合规成本异质性的存在，清洁生产标准实施提高了规模较大企业利润（龙小宁和万威，2017），这可能进一步激励企业加强环境治理。另外，规模较大的企业实力雄厚更容易获得地方政府的青睐，更容易进入市场，而且作为纳税大户也不容易退出市场。受环境规制政策影响，规模较小企业对合规成本更加敏感，存在更强的政策执行激励，并因此配置了更多污染治理资源。

表II4 企业规模异质性

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | ln*SO2* | ln*CO2* | ln*SO2\_production* | ln*coal\_den* | *three\_total* | *entry* | *exit* | *dshare* | *dispose\_rate* |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| *cps×scale* | -0.039 | -0.045\*\* | -0.014 | -0.032\*\*\* | 0.017 | 0.033\*\*\* | -0.039\*\*\* | -0.001\*\*\* | 0.009 |
|  | (0.037) | (0.022) | (0.051) | (0.004) | (0.033) | (0.003) | (0.004) | (0.000) | (0.009) |
| *cps* | -0.149\*\*\* | -0.042\*\* | -0.153\*\*\* | -0.021\*\*\* | -0.090 | -0.039\*\*\* | 0.030\*\*\* | 0.000\*\* | 0.036\*\*\* |
|  | (0.036) | (0.019) | (0.050) | (0.003) | (0.210) | (0.003) | (0.004) | (0.000) | (0.007) |
| *scale* | 0.023 | 0.031\*\*\* | 0.039\* | 0.001 | 0.251\*\*\* | -0.006\*\*\* | 0.001 | -0.001\*\*\* | -0.009 |
|  | (0.019) | (0.011) | (0.024) | (0.002) | (0.003) | (0.002) | (0.002) | (0.000) | (0.013) |
| Observations | 328,647 | 394,528 | 261,858 | 394,676 | 324,038 | 394,803 | 394,600 | 394,803 | 52,022 |
| R-squared | 0.855 | 0.875 | 0.846 | 0.705 | 0.169 | 0.367 | 0.342 | 0.658 | 0.925 |

参考文献

1. Li, M., W. Du, and S. Tang, “Assessing the Impact of Environmental Regulation and Environmental Co-Governance on Pollution Transfer: Micro-Evidence from China”, *Environmental Impact Assessment Review*,2021,86, 106467.
2. Lu, Y., Z.Tao, and L. Zhu, “Identifying FDI Spillovers”, *Journal of International Economics*, 2017,107, 75-90.
3. 齐绍洲、林屾、崔静波，“环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据”，《经济研究》，2018年第12期，第129-143页。
4. 范子英、王倩,“财政补贴的低效率之谜：税收超收的视角”,《中国工业经济》, 2019年第12期，第23-41页.
5. 于亚卓、张惠琳、张平淡，“非对称性环境规制的标尺现象及其机制研究”，《管理世界》，2021年第9期，第134-147页。
6. Nunn, N., and N.Qian, “The Potato's Contribution to Population and Urbanization: Evidence from a Historical Experiment”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2011,26(2), 593-650.
7. 聂辉华、江艇、张雨潇、方明月，“我国僵尸企业的现状、原因与对策”，《宏观经济管理》, 2016年第9期，第63-68+88页。
8. 陈钊、陈乔伊，“中国企业能源利用效率：异质性、影响因素及政策含义”，《中国工业经济》, 2019年第12期，第78-95页。
9. 龙小宁、万威，“环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性”，《中国工业经济》，2017年第6期，第155-174页。

**注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。**

1. 据笔者统计，在中国工业企业数据库中，大约13%左右的企业两位数代码进行了调整，如岳阳高新技术产业开发区天元电子技术有限公司2012年行业大类代码从36变更为41；笔者进一步根据国泰安（CSMAR）数据库，对2000—2019年A股上市公司的行业代码调整情况进行了统计，发现行业代码A到S共19个大类行业，有15.34%（606家）的上市公司曾经更换过行业。 [↑](#footnote-ref-0)
2. 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。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。 [↑](#footnote-ref-1)
3. 该调查是由财政部和国家税务总局联合组织实施，按照分层随机抽样的方法选取企业，由各地财税机关负责具体的数据调查工作并确保调查质量，大大提高了填报信息的准确性。每年调查样本大概覆盖 70 万家企业，由重点调查和抽样调查组成，其中 80%是重点调查企业，包括重点税源企业、出口企业等，分层抽样调查企业占 20%。另外,关于忽略2003年清洁生产标准实施样本的担忧，考虑到清洁生产标准大都是在2006年及之后年份实施的，这一时间窗口因素对清洁生产政策生效的总体影响有限。 [↑](#footnote-ref-2)
4. 需要说明的是，全国税收调查数据库中的能源指标不含天然气。 [↑](#footnote-ref-3)