

环境规制提高了企业市场势力吗？

——兼论非公平竞争的存在

田露露，韩 超

摘 要：平衡经济发展与环境治理的关系成为政府当前关注的重要问题。本文以行业清洁生产政策为例，检验环境规制对市场势力的影响，并讨论由此可能引致的非公平竞争问题。研究发现，受规制企业的市场势力有显著提高；相较于清洁企业，污染企业在环境规制政策下的市场势力相对更高，且排污强度会与政策结合来提高企业市场势力；企业的国有属性（特别是国有央企）、资本密集度和年龄在对市场势力提升起到正向影响的同时，还会与政策结合来进一步强化效果；外资属性、企业规模对市场势力起到负向影响，但与政策结合后影响变正；企业税负会与政策结合，间接提高市场势力。另外，通过控制企业内生竞争力，论文间接验证了因政策不完善可能引致的非公平竞争因素的存在。因此，在关注环境治理效果的同时，还应充分重视其经济影响，确保在有效治理环境的同时兼顾公平竞争。

关键词：环境规制；市场势力；成本加成；公平竞争

中图分类号：F274 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-0169(2021)04-0073-17

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2021.04.007

一、引 言

自 1979 年《中华人民共和国环境保护法》正式颁布以来，中国的环境保护工作取得了显著成效，但现有环保政策在有效降低污染的同时，还存在一些影响市场运行和经济发展的问題。如 2017 年，在“环保风暴”的高压下，各地环保整治全面加紧展开，部分行业原材料价格悄然上涨，导致经济基本面受到一定影响。后来部分地方开始逐渐由“一刀切”转向“因地制宜”，实行差异化政策。四川成都、山东淄博、海南海口等纷纷下发通知，要求对涉及污染企业分类处理，不简单一关了之，严禁大搞“一刀切”^①。2018 年，《京津冀及周边地区 2018—2019 年秋冬季大气污染综合治理攻坚行动方案》明确指出，对高污染和高耗能行业不再实行统一的停工限产比例，而是由各地根据自身实际情况制定具体的范围和时间。此举虽有一定程度的矫正，但暴露出来现有环境政策与经济运行似乎并不十分协调。究其原因在于环境政策并未因地制宜，没有考虑到与其他政策法规

基金项目：国家自然科学基金青年项目“异质性企业视角下环境规制对公平竞争的影响：特征事实、机制分解与政策设计”（71803101）；教育部青年基金项目“企业异质性视角下环境规制对公平竞争的影响机理与政策优化研究”（18YJC790150）；国家自然科学基金面上项目“异质性企业约束下环境规制对工业污染排放影响机制”（71774028）

作者简介：田露露，经济学博士，山东工商学院管理学院副教授（山东 烟台 264003）；韩超（通讯作者），东北财经大学产业组织与企业研究中心研究员、博士生导师，super263@126.com（辽宁 大连 116025）

^① 参见：中国生态资本网《环保风暴下的央地博弈：一刀切是治乱还是致乱？》，2017-08-23。

的协调。因此,如何在制度和政策方面重新规划和调整,将“竞争中性”“公平竞争”等发展理念融入到现有的环境规制中,是实践中的重点和难点。

国内现有环境政策的实施大多要早于公平竞争审查制度的出台。未经过评估和审查的政策在实施中是否会影响企业间市场势力,这种引致的差异是否公平以及是否违背竞争政策等值得深入分析。为此,本文将研究环境规制与市场势力之间的内在关系,并讨论可能涉及的公平竞争问题。这有助于全面认识环境规制效果,客观评价环境规制产生的微观成效,纠正政策设计缺陷,为环境规制提供有益的政策启示,并促进公平竞争审查制度在环境规制中的落实。

现有关于环境规制与市场势力关系的研究较少,一些文献较为零散地从三个方面涉及类似问题。第一,较强的环境规制会调整行业内企业数目,原因在于:(1)较强的环境规制与新企业较低的出生率有关。由于提高了进入门槛或技术标准,新企业进入面临较大负担,容易形成进入障碍^{[1][2]}。(2)留存企业规模增加。合规成本的存在会增加企业租金,从而要求企业必须扩张,否则便会招致利润的下降并最终退出市场,而留存企业也因此获得更多的市场份额,从而提高自身规模^{[3][4]}。第二,企业有动机以环保之名来扩大自身市场力,主要体现在:(1)对于一些优势企业,其有更强烈的环境规制需求,会自愿选择更清洁的技术,向政府释放并未过度规制的信号。如果政府对此做出反应并实施更高强度的规制,会导致一些优势企业借此维护或增加其市场支配力^{[5][6][7]}。(2)打着环保旗号来实施妨碍市场竞争的策略性行为。比如,企业可以对政府进行游说,使得环境政策在增加自身利益的同时对其他竞争者产生负效应或零效应,以增强竞争优势和盈利能力^{[8][9]},或者一些许可证交易机制的漏洞会促进企业间有目的地合并,以此提高共同的市场势力^{[10][11][12]}。第三,同样的规制政策可能因异质性而呈现非对称的规制强度,多数研究指出企业规模是造成此类问题的主要原因。较强的环境规制与较少的小企业形成有关,但对大企业没有影响^{[13][14][15]},其甚至还可利用市场优势降低上下游成本^{[16][17]}。这种企业间合规成本的不同是影响市场竞争的因素之一。只有当规制强度相同或对称时,才能杜绝这类问题,维持正常的竞争环境^[18]。

现有环境规制文献并未系统深入涉及企业市场势力以及与此相关的市场竞争,更遑论可能存在的非公平情形。更为重要的是,文献只关注最终效果,并未追溯问题源头——政策设计和执行上的合理性问题。源头上的有偏或不完善,不仅会直接导致实施结果与设计初衷谬之千里,还会造成受规制主体间的不公正待遇,从而影响市场竞争和经济发展。本文以行业清洁生产政策作为自然实验,将受规制企业作为实验组,不受规制企业作为控制组,利用1998—2013年中国制造业企业数据,采用倍差法研究环境规制对企业市场势力的微观效应,同时检验由政策引致的非公平竞争的存在。本文的可能贡献在于:(1)首次系统地研究了环境规制政策作用于市场势力的微观效果,并关注了不同企业特征在其中所起的作用;(2)提出了环境规制中可能存在的不公平竞争因素,探索性地检验了其在市场势力变化中的影响,为环境规制政策的改善提出了新视角。

二、政策描述及研究假设

(一) 清洁生产政策

2003年1月1日,《中华人民共和国清洁生产促进法》正式实施,中国开始进入清洁生产有章可循的阶段。2004年,《清洁生产审核暂行办法》首次提出“强制性清洁生产审核”,随后多个行业的清洁生产标准也相继出台。据环境生态部统计,仅2004—2007年,全国就在纺织、化工、钢铁、电力、有色、建材、酿酒等20多个行业开展了7 624家企业的清洁生产审核,其中重点企业强制性清洁生产审核2 977家,完成验收3 273家,提出清洁生产方案达12万个,实施方案10.2万个。中国生态环境部官方网站整理并给出了2003—2010年间各行业实施清洁生产标准的文件名

称、文件编号、发布时间和实施时间^①。2003 年实施清洁生产政策的行业涉及制革行业、石油炼制业、炼焦业 3 个行业, 从 2006 年开始大规模实施, 涉及的行业种类也逐渐增多, 由初期主要集中于重工业行业, 逐渐扩大到轻工业乃至食品行业。由图 1 可明显看出, 2003—2010 年出台的清洁生产标准数目逐年增多, 每年出台的标准涉及的新增行业数分别为 3、0、0、10、12、10、13、8。截至 2010 年, 共有 56 个行业清洁生产政策文件得以出台并实施。本文将上述行业名称与《国民经济行业分类》(GB/T 4754-2002) 中的代码匹配后, 统计出共涉及 46 个四分位码行业。为方便研究, 对于实施时间在上半年的, 本文以当年为正式实施年份, 实施时间在下半年的则以次年作为正式实施年份。

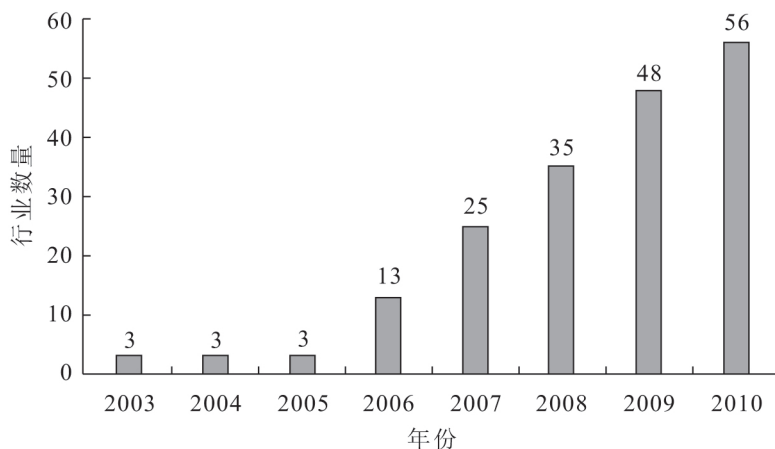


图 1 清洁生产政策标准涉及行业数量

(二) 研究假设

现有研究显示, 环境规制对企业进入、退出乃至市场结构存在一定影响和改变。市场结构的变化和调整会直接关系到市场竞争程度指标——赫芬达尔指数 (HHI) 的变化。环境政策若对行业内企业间市场势力的变动产生影响, 必然会反映到 HHI 上。因此, 为初步验证清洁生产政策的影响, 本文使用 1998—2013 年中国工业企业数据库的数据, 将涉及的 46 个四分位码行业作为实验组, 其他行业为控制组, 绘制出了两组 HHI 的平均值。由图 2 可知, 两组 HHI 数值整体呈下降趋势, 表明市场竞争程度都在逐步、稳妥地提高。但控制组行业的数值明显高于实验组, 二者之间呈现一定差额。2003 年之前差额值较大, 且较为稳定, 之后则有一定程度缩减, 特别是 2007—2013 年体现得较为明显。由于差额值 = 控制组 HHI - 实验组 HHI, 当实验组 HHI 下降的幅度小于控制组时, 差额就会变小。由图形也可分辨出, 相对于控制组, 实验组在市场竞争程度的提高上相对变缓, 说明实验组企业面临的市场竞争环境相对更差一些, 而且与清洁生产政策实施的时间较为吻合。这也许与环境政策导致的市场势力调整、变动有关, 但还有待验证。

清洁生产政策作用于企业生产全过程且对行业实施统一标准, 基于以往文献并结合现实中的 HHI, 不难推出这可能会在一定程度上影响企业的经营绩效和市场地位, 进而影响市场势力。因此, 本文识别了反映市场势力变动情况的指标——成本加成率 (Markup, 代表产品价格对边际成本的偏离)。成本加成率本质上作为一个定价问题, 是厂商市场势力的表征指标^[19], 且能够体现企业在市场中的影响能力, 是与公平竞争紧密相关的变量。图 3 给出了实验组与控制组的企业在

^① 参见: http://www.mee.gov.cn/gzfw_13107/kjbz/qthjbhbz/qjscbz/201605/t20160522_342870.shtml。

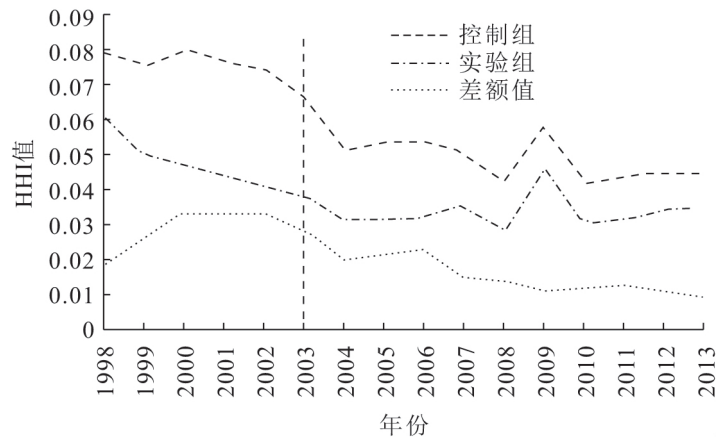


图2 控制组与实验组间 HHI 值比较

注：垂直虚线代表首个行业清洁生产政策实施的年份（2003 年）。

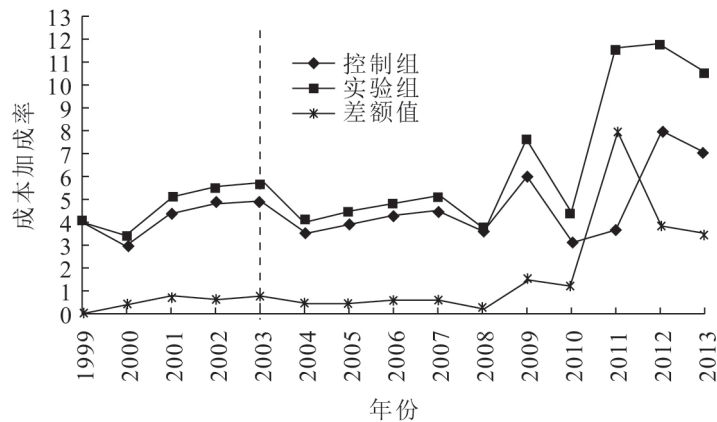


图3 实验组与控制组在成本加成率数值上的比较

2003—2013 年间成本加成率的整体变动情况。可以看出，从 2003 年到 2007 年，两组数值差异并不明显，且差额值也趋近于 0；直至 2007 年后，由于政策覆盖范围逐步变大，实验组企业的成本加成率明显高于控制组，二者差额也呈现出较大变动。根据以上事实分析，我们提出本文第一个假设。

假设 1：整体而言，在其他条件不变的情况下，环境规制提高了企业的市场势力。

还应注意，现实表明，同等的、一刀切式的环境政策看似“一视同仁”，却可以在不同企业间形成不对称的合规成本，再加之企业对政策漏洞的“有效”利用，会在一定程度上使得竞争实体在市场中面临规制强度不同或不对称的现象，这会对市场势力造成影响。例如，一些企业受规制的同时，另一些企业因被豁免从而承受了相对更低的成本。对此问题的研究更多集中于地区间的环境规制差异，即“污染天堂假说”^[20]。由于发达国家（地区）环保强度高于发展中国家（地区），发达国家的污染密集型产业丧失区域竞争力，从而逐步向发展中国家（地区）转移^[21]。如果竞争企业间在规制强度上存在不同，那么面临更严格监管的企业会失去竞争力，导致出现企业向规制程度较弱地区转移或搬迁的现象。可以看出，现有研究对地区层面的迁徙十分重视，但却忽略了前文提出的因属性特征（如规模、所有制）所导致的微观企业层面上的规制强度差异问题，以及企业主动利用政策漏洞以提升自

身竞争力的破坏市场竞争行为, 比如利用环境政策漏洞进行兼并、收购, 打压同行或游说政府等违反竞争中性原则的情况^{[13][14][15][16][17]}。因此, 环境政策下市场势力的最终变化并不仅仅取决于企业内在生产效率的调整^[22], 其中可能还存在外部因素, 可以将其统一归结为政策不完善引致的非公平竞争行为。这是影响企业市场势力的另一种可能途径。基于此, 本文提出第二个假设:

假设 2: 因规制政策不完善而可能引致的非公平竞争是影响市场势力的重要因素。

三、研究设计

环境规制政策作为一种外生性冲击, 通过作用于各种影响路径, 使得部分企业拥有更多的市场支配权力和潜在支配机会, 这又将进一步巩固其地位并提高其市场势力。图 3 已初步显示出受环境规制企业的市场势力整体有了明显提升, 接下来本文将进行实证检验。

(一) 基准模型设定

首先识别清洁生产政策对企业市场势力的影响, 其基准模型的设定如下:

$$markup_{it} = \alpha + \beta Reform_{it} + \lambda Z_{it} + ind_i + zone_i + t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Reform_{it}$ 为核心解释变量, 代表政策的实施, 由两个虚拟变量相乘 ($D_{it} * T_{it}$) 组成。虚拟变量 D_{it} 代表企业所在行业是否实施清洁生产政策, 如果在样本期间内得以实施则取值为 1, 否则为 0; 时间虚拟变量 T_{it} 代表政策实施时间, 如果在第 t 年实施, 则第 t 年及其之后年份均为 1, 否则为 0。 Z_{it} 为控制变量, 指影响市场势力的主要变量; 此外, 我们还控制了非观测性的行业 ind_i 、地区 $zone_i$ 、年份 t 特征; ϵ_{it} 代表误差项。关键系数 β 是我们最为关心的, 当符号为正时, 表明清洁生产政策提高了企业的市场势力; 反之则降低。

(二) 变量选取

1. 企业市场势力的衡量——成本加成率。本文采用最被广泛接受的 De Loecker 等^[23]的方法, 利用中间投入 m 作为生产率 ω 的代理变量, 使用 ACF 方法估计成本加成, 以避免可能的内生性和共线性问题。具体的估算将基于包含三次交互项的超越对数生产函数进行, 包含两大步骤:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{km} k_{it} m_{it} + \beta_{lkm} k_{it} m_{it} l_{it} + \omega_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, y_{it} 代表总产出, l_{it} 、 k_{it} 、 m_{it} 、 ω_{it} 分别代表劳动力、资本、中间投入、生产率, ϵ_{it} 为残差项。由于企业中间投入 m 的决策依赖于资本投入、劳动投入和生产率, 则有 $m_{it} = (\omega_{it}, k_{it}, l_{it})$, 因此, 生产率可用中间投入 m 的反函数来表示: $\omega_{it} = \omega(m_{it}, k_{it}, l_{it})$ 。将生产率的代理方程带入生产函数 (2) 中:

$$y_{it} = \phi(m_{it}, k_{it}, l_{it}) + \epsilon_{it} \quad (3)$$

由 (3) 式可得到期望的产出估计值 $\hat{y}_{it}$ 和残差值 ϵ_{it} :

$$\hat{y}_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{km} k_{it} m_{it} + h(m_{it}, k_{it}, l_{it}) \quad (4)$$

假设生产率符合一阶马尔科夫性质, 使用两阶段 GMM 对 (4) 式进行参数估计。基于 De Loecker 等^[23]的研究, 成本加成率可根据 (5) 式给出:

$$markup = \theta_{it}^m / \alpha_{it}^m \quad (5)$$

其中, θ_{it}^m 代表中间投入 m 的产出弹性, α_{it}^m 代表中间投入占销售额的比重。产出弹性可通过估计超越对数生产函数得出:

$$\hat{\theta}_{it}^m = \hat{\beta}_m + 2\hat{\beta}_{mm} m_{it} + \hat{\beta}_{lm} l_{it} + \hat{\beta}_{km} k_{it} + \hat{\beta}_{lkm} k_{it} l_{it} \quad (6)$$

α_i^m 可通过数据计算得到。因此, 利用 (5) 式便可得到企业 i 在 t 期的成本加成率的估计值^①。

2. 其他控制变量: (1) 出口, 文献一般用虚拟变量来刻画企业的出口状态 (0 代表不出口, 1 代表出口)。为更精确地反映不同出口企业的出口水平, 我们采用出口密集度 exr (出口额/销售收入) 代替传统的出口虚拟变量。(2) 所有制。本文分别用国有 (国家控股 50% 以上) 和外企 (包括外商投资企业和港澳台投资企业) 的虚拟变量来区分所有制类型。(3) 劳动力成本, 用企业的应付工资总额 ($wagebill$) 表示。(4) 企业规模 ($scale$), 用产品销售收入来表示。(5) 资本密集度 (klr), 用固定资产净值/劳动力人数来表示。(6) 企业年龄 (age)。(7) 行业竞争程度, 使用四分位码行业的赫芬达尔指数 (用 hhi 表示, 第 j 个行业的 $hhi_j = \sum_{i=1}^n (sale_{ij} / \sum_{i=1}^n sale_{ij})^2$) 衡量行业竞争程度。

(三) 数据说明

本文所选取的变量数据主要来源于 1998—2013 年的中国工业企业数据库。由于数据库在统计上的部分缺失, 大部分使用此数据库的文献都将时间截止到 2010 年。考虑到清洁生产政策的实施期主要集中于 2007—2010 年, 为较为完善地得到政策效果, 本文对一些缺失的变量或数据使用合理方法进行补齐, 将数据期限延长至 2013 年。另外, 为保证行业界定范围的一致性, 增强研究结果的科学性, 参考 Brandt 等^[24]的方法对所有四分位码行业的统计口径进行了调整。同时, 为了提高数据质量, 删除了劳动人数小于 8 的样本以及成本加成率、出口产值、资产等变量数据为负值时的样本。

在数据处理上, 由于计算成本加成率需要用到资本、劳动力和中间投入来构造产出函数, 本文采用鲁晓东等^[25]的方式, 用数据库中的固定资产净值年平均余额代替资本, 对于余额在 2009—2010 年、2012—2013 年的缺失数据, 使用永续盘存法进行填补。对于 2008 年后未统计的中间投入, 根据余森杰等^[26]的做法, 用中间投入值 = 产出值 * 销售成本/销售收入 - 工资支付 - 折旧值进行计算。其中, 工资支付用数据库中的工资额表示, 但由于工资额在 2000 年、2009—2013 年缺失, 本文分别将不同四分位码行业的劳动力对工资额作回归, 并加入其他控制变量, 将得出的关键系数与缺失年份的劳动力相乘, 以补齐工资^②。对于在 2008 年、2009 年有缺失的折旧值, 根据折旧值 = 折旧率 * 资本存量进行补齐, 折旧率用企业所在二分位行业的折旧率代替 (根据《中国工业行业统计年鉴》中的数据计算)。为了消除通货膨胀的影响, 以 1998 年为基期, 使用工业生产者购进价格指数对中间投入、资本、工资额进行平减, 使用工业生产者出厂价格指数对总产值、销售额进行平减。所有变量最终的描述性统计如表 1 所示。

表 1 数据基本统计量

变量	样本量	均值	标准差	最大值	最小值	单位
成本加成 $markup$	1247281	3.234	2.255	10.000	0.000	—
出口密集度 exr	1247281	0.189	2.309	2537.33	0.000	—
资本密集度 klr	1247281	3.347	1.300	10.870	0.001	千元/人
工资额 $wagebill$	1247281	3810.402	29396.620	1.70×10^7	3.944	千元
劳动力 l	1247281	4.895	1.107	12.178	2.079	人
企业年龄 age	1247281	2.036	0.907	4.600	0.000	年
企业规模 $scale$	1247281	90724.35	800825.2	1.87×10^8	1.000	千元
行业竞争程度 hhi	1247281	0.017	0.029	1.000	0.001	—
国有虚拟 soe	1247281	0.230	0.421	0.000	1.000	—
外资虚拟 foe	1247281	0.216	0.411	0.000	1.000	—

① 利用参数方法估计出的产出弹性部分会呈现负值, 从而使得成本加成率也为负。本文中共有 23 122 个数值为负的成本加成率, 在有效样本中占比 1.82%, 实际回归中将此部分样本做了删除。

② 加入的主要控制变量为出口密集度、企业年龄、企业规模、固定资产净值年平均余额。

四、研究结果与分析

（一）清洁生产政策对市场势力的影响

根据模型（1），本文首先检验了清洁生产政策的实施对企业市场势力的影响。由表 2 可看出，通过不断加入相关控制变量，政策变量 *Reform* 的系数最终稳定在 0.69 左右，也即清洁生产政策的实施提高了企业的市场势力。在控制变量上，出口密集度与 HHI 不会对企业的市场势力造成显著影响；资本密集度越高，成本加成率越高；企业年龄越大，成本加成率越高；在所有制类型中，国有企业对成本加成有正向影响，外资企业影响为负；企业规模系数为负，表明规模越大，成本加成率越小，意味着规模大并不等同于在市场中更具有市场支配力；劳动力成本虽然有一定影响，但系数为负且较小。另外，论文还进一步将行业固定效应改为企业固定效应，最终结果与表 2 较为一致^①。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Reform</i>	2.2898*** (0.790)	0.6912*** (0.134)	0.7034*** (0.136)	0.6918*** (0.137)	0.6683*** (0.136)	0.6925*** (0.137)	0.6988*** (0.137)
<i>klr</i>	0.7914*** (0.475)	1.3632*** (0.053)	1.3655*** (0.053)	1.3653*** (0.053)	1.3851*** (0.054)	1.3892*** (0.056)	1.5458*** (0.054)
<i>exr</i>		0.0095 (0.010)	0.0093 (0.010)	0.0093 (0.010)	0.0201 (0.018)	0.0094 (0.011)	0.0066 (0.011)
<i>age</i>			0.0955** (0.045)	0.0961** (0.045)	0.5074*** (0.053)	0.1078** (0.044)	0.0543** (0.049)
<i>hhi</i>				15.3383 (13.818)	15.0250 (13.784)	15.3067 (13.915)	15.3496 (13.864)
<i>wagebill</i>					-0.00002*** (0.000)	-0.00002** (0.000)	-0.00002* (0.000)
<i>scale</i>						-0.1046* (0.063)	-0.4482** (0.092)
<i>soe</i>							0.5534*** (0.144)
<i>foe</i>							-0.2448*** (0.056)
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号中为聚类标准误。

由于模型（1）使用了双重差分思想，为了检验平行趋势，本文进一步设置了变量 $treat_d =$

^① 感兴趣的读者可向作者索取。

$treatment * d$, 其中, $treatment$ 代表企业所在行业的虚拟变量 (若行业在样本期内实施了清洁生产政策, 则为 1; 否则为 0), d 代表与首次实施清洁生产政策的年份距离 (由于行业实施时间不同, d 的取值范围为 $[-12, 10]$ 且为整数)。将 $treat_d$ 替换掉模型 (1) 中的 $Reform (D_{it} * T_{it})$, 其余控制变量不变, 如 (7) 式所示:

$$markup_{it} = \alpha + \beta treat_d_{it} + \lambda Z_{it} + ind_i + zone_i + t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

由于 $treat_d$ 包含多个年份距离, 本文用 $pre1-pre12$ 代表实施前 1—12 年的年份距离, $post1-post10$ 代表实施后 1—10 年的年份距离。若实施前的每期系数都不显著, 说明实施前的实验组和控制组趋势相同, 符合平行趋势假设。而实施后的每期系数都显著, 说明政策确实会对市场势力产生影响。对 (7) 式重新使用模型 (1) 的方法进行回归, 最终各期系数如表 3 所示。可看出, 实施前第 1—12 期 ($pre1-pre12$) 的系数都不显著, 说明实验组与控制组并无明显差异, 二者有共同的平行趋势。实施后第 1—10 期 ($post1-post10$) 的系数对成本加成率都产生显著影响, 且第 1—3 期 ($post1-post3$) 的系数都稳定在 3 以上, 第 4 期、5 期有所下降, 第 6 期则进一步上升, 第 7 期有所下降, 第 8 期又进一步上升且在第 9 期达到样本期间的最大值 4.405, 之后第 10 期的系数并不显著。由上可知, 虽然政策效果在各期有所波动, 但整体呈上升趋势。研究假设 1 在此得到了验证。

表 3 平行趋势检验

时期	系数	时期	系数	时期	系数	时期	系数
$pre12$	-6.9408 (-0.66)	$pre6$	-0.1979 (-0.18)	$pre0$	1.7398* (1.68)	$post6$	4.3413** (3.50)
$pre11$	0.4435 (0.37)	$pre5$	-0.1550 (-0.14)	$post1$	3.4212*** (2.72)	$post7$	2.1540*** (2.03)
$pre10$	0.9279 (0.81)	$pre4$	0.6553 (0.59)	$post2$	3.1725*** (3.04)	$post8$	3.6774*** (2.59)
$pre9$	0.3928 (0.34)	$pre3$	0.7772 (0.71)	$post3$	3.0402*** (2.94)	$post9$	4.4051** (2.44)
$pre8$	0.2233 (0.20)	$pre2$	2.0977 (1.93)	$post4$	2.6390** (2.53)	$post10$	3.1146 (1.22)
$pre7$	0.2914 (0.26)	$pre1$	2.8694 (2.33)	$post5$	1.8780*** (1.50)	—	—

注: 为节省篇幅, 此处省去了控制变量的系数。***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; 括号中为聚类标准误。

(二) 异质性在市场势力变化中的作用

在环境污染问题上, 企业间最重要的差异就是污染属性, 因此, 异质性作用的检验应该首先观察其与政策结合带来的影响。采用工业企业数据库在 2004 年发表的排污费数据, 通过设置排污二元虚拟变量 (pox , 排污费=0 时, $pox=0$; 排污费 $\neq 0$ 时, $pox=1$), 可以区分清洁企业与排污企业; 同时, 将排污费与企业产值相除, 得到企业污染强度指标 (pol), 以此作为污染企业间排污差异。另外, 现有文献一般认为企业规模和所有制在各种问题中都会呈现出显著影响, 且前文也给出了支持性证据。据此, 本文构建清洁生产政策与上述变量的交叉项 (分别为 pox_Reform 、 pol_Reform 、 $scale_Reform$ 、 soe_Reform 、 foe_Reform , 并将 soe_Reform 进一步细分为省属国企*政策 $soep_Reform$ 和央属国企*政策 $soec_Reform$)。将这些交叉变量分别加入上述模型

(1) 中, 保持控制变量不变, 最终结果如表 4 所示。

表 4 关键异质性变量与政策结合后的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>pox</i>	-0.6334*** (0.350)						
<i>pol</i>		0.1694 (0.217)					
<i>soe</i>	0.8045*** (0.213)	0.4076** (0.216)	0.6039*** (0.144)			0.6104*** (0.144)	0.6034*** (0.144)
<i>soec</i>				0.7233 (0.753)			
<i>soep</i>					1.2856** (0.659)		
<i>foe</i>	-1.1603*** (0.312)	-0.3845*** (0.133)	-0.1295** (0.059)	-0.2067*** (0.053)	-0.2022*** (0.053)	-0.1892*** (0.056)	-0.1327** (0.061)
<i>scale</i>	0.1413 (0.113)	0.0380 (0.467)	0.0223 (0.093)	0.0113 (0.094)	0.017 (0.089)	0.0268 (0.092)	-0.040 (0.091)
<i>pox_Reform</i>	1.999*** (0.704)						
<i>pol_Reform</i>		40.8112** (36.950)					
<i>soe_Reform</i>			2.852*** (0.997)				
<i>soec_Reform</i>				2.0647** (0.999)			
<i>soep_Reform</i>					-1.1001 (0.535)		
<i>foe_Reform</i>						1.0315** (0.306)	
<i>scale_Reform</i>							1.1149 (0.172)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注: 为节省篇幅, 只给出了关键变量的系数。***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; 括号中为聚类标准误。

由表 4 可看出, 除细分的省属国企交叉项外, 其余交叉项系数均为正且显著。排污强度与政策的交叉 *pox_Reform* 项为正, 说明相较于清洁企业, 排污企业在环境规制政策下的市场势力相对较高, 且 *pol_Reform* 系数显示排污强度越高的企业在与政策作用下其市场势力愈发得到增强。*soe_Reform* 项为正, 表明清洁生产政策实施后, 国有企业市场势力不但没有降低, 反而还有所提高, 进一步将其细分为省属国企和央属国企(央企)后, 只有央企的交叉项系数显著, 即清洁生产政策对国有企业市场势力的提升更主要体现在央企上, 省属国企并未获得此“优惠条件”。本文认为, 主要原因在于环境规制的具体执行层面——地方政府并没有足够的权威对央企进行管理, 央企所受管制程度更轻或可直接免于规制, 从而市场势力比同行业其他类型企业更具优势。代表外企的虚拟变量 *foe* 系数为负, 其与政策的交叉项 *foe_Reform* 项显著为正, 表明外资属性虽然无法直接有助于企业市场势力的提升, 但通过与清洁生产政策的结合反而实现了提升作用。这应主要得益

于外资企业在技术创新上的领先优势，清洁生产能够助其技术实力的凸显并将其他类型企业甩在后面。企业规模影响为负，但其与政策的交叉项系数为正，表明大企业在清洁生产政策的作用下较小企业更有优势来提升市场势力，这是因为规模在一定程度上稀释了合规成本。为了进一步研究规模的影响，本文通过四分位法将企业规模按由小到大顺序排列并划归成四类。对这四类子样本分别回归后发现，只有位于 75%~100% 位置上的企业，其回归后的交叉项 $scale_Reform$ 才显著，其余三个分类（1%~25%、25%~50%、50%~75%）都不显著。位于 75%~100% 位置上的企业最低销售收入为 6 435 万元，即当销售收入在 6 435 万元或以上的大型企业，才可能通过与政策结合进而提升自身市场势力。

本文继续加入企业的资本密集度、出口密集度、劳动力成本、年龄、税负（ vat ）这些变量分别与政策的交叉项，记为 klr_Reform 、 exr_Reform 、 $wagebill_Reform$ 、 age_Reform 、 vat_Reform ，使用上述模型再次回归，结果如表 5 所示。可以看出，资本密集度、企业年龄和企业税负与政策的交叉项系数显著为正，即三变量会通过与政策结合提高市场势力。由上可知，在环境规制中，资产占比较多的企业具有较大优势；年龄可借助政策途径来影响市场势力，这应该得益于企业在长期生产经营中积累的人脉与资源使其能够在一定程度上通过各种手段提升市场地位；企业税负决定了所在地的经济发展，缴税越多，对当地经济贡献度越大，得到规制减免的可能性也会越大，从而可在规制中占得竞争优势。

表 5 其他企业特征与政策结合的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
klr	1.2896*** (26.54)	1.3863*** (25.43)	1.3860*** (25.44)	1.3863*** (25.44)	1.3688*** (26.43)
exr	0.0108 (0.95)	0.0101 (0.94)	0.0108 (0.95)	0.0108 (0.95)	0.0106 (0.95)
$wagebill$	-0.00003* (-1.76)	-0.00002*** (-1.77)	-0.00002* (-1.73)	-0.00002*** (-1.77)	-0.00002*** (-1.10)
age	0.0774 (1.60)	0.0716 (1.47)	0.0726 (1.49)	0.0578 (1.49)	0.0721 (1.49)
vat	-2.52×10^{-7} (-0.02)	3.96×10^{-6} (0.23)	4.60×10^{-6} (0.26)	1.8×10^{-7} (0.01)	-1.07×10^{-5} (-0.48)
klr_Reform	1.7389** (4.90)				
exr_Reform		1.6535 (1.51)			
$wagebill_Reform$			0.00002 (1.59)		
age_Reform				0.3651** (2.33)	
vat_Reform					4.32×10^{-5} (1.74)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：为节省篇幅，只给出了关键变量的系数。***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号中为聚类标准误。

总之，在同种环境规制政策作用下，企业异质性的存在使得规制效果并不相同。在现实中，这种情形主要体现在两方面：一是政策制定或具体执行过程中，对不同类型企业实施的规制强度相同（如前文所说的“一刀切”）。这种相同并非基于公平视角，而是忽略了异质性。另外一种则是企业利用制度设计的漏洞，在环境规制“合法外衣”的掩护下，利用自身资源，通过合并、合谋甚至进行“规制俘获”等非公平竞争行为提升自身市场势力，继而危害正常的市场环境。上述各类交差项系数也证明了这种潜在影响。

（三）稳健性检验

为了进一步验证上述研究结论的可靠性和稳定性，本部分将通过消除组间差异、排除其他政策干扰、改变样本区间和政策实施时间的方法进行稳健性检验。

1. 消除组间差异。虽然上述平行趋势假设已经得到了验证，但图 2、图 3 显示 2003—2007 年间实验组与控制组在 HHI 值和市场势力上的区别并不明显，这或许是由于较大的组间差异所致。为消除这一潜在影响并检验结论的准确性，本文将倾向得分匹配（PSM）与双重差分结合使用，更大程度地降低回归中可能存在的选择性偏差，使结果更加准确可信。以模型（1）中的控制变量作为解释变量，运用 Logit 模型估计行业可能实施清洁生产政策的概率，该概率即为行业的倾向得分，并据此匹配处理组和对照组中相同得分的行业，将匹配后的样本再重新进行双重差分估计。根据匹配好的样本，重新对模型（1）及交叉项进行回归，结果如表 6 列（1）所示。可以看出，在对样本进行倾向得分匹配并再次对前述基准模型进行回归后，得出的主要结果与上文并无二致。

表 6 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Reform</i>	0.4538*** (0.196)	0.5790*** (0.136)	0.1391*** (0.287)	0.6079 (1.424)
<i>otreat</i>		0.9605*** (0.116)		
<i>klr</i>	1.3781*** (0.053)	1.3792*** (0.054)	-0.00008*** (0.000)	1.386*** (0.054)
<i>exr</i>	0.1344 (0.099)	0.0105 (0.011)	9.77×10^{-7} (0.000)	0.0108 (0.032)
<i>age</i>	0.0876* (0.049)	0.0749* (0.049)	-0.00002 (0.000)	0.0738 (0.049)
<i>hhi</i>	15.5876 (13.819)	15.5416 (13.876)	-0.0493*** (0.000)	15.585 (13.916)
<i>wagebill</i>	-0.00004** (0.000)	0.00002* (0.000)	-0.00001 (0.000)	-0.00002* (0.000)
<i>scale</i>	0.0387 (0.107)	0.0406*** (0.094)	0.00002 (0.000)	0.0269 (0.093)
<i>soe</i>	0.6259*** (0.014)	0.6049*** (0.014)	-0.00009 (0.000)	0.621*** (0.144)
<i>foe</i>	-0.1621*** (0.059)	-0.1326** (0.056)	0.00013 (0.000)	-0.134** (0.056)
行业	Yes	Yes	Yes	Yes
地区	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号中为聚类标准误。

2. 剔除节能减排政策影响。2006 年, 全国上下加强了节能减排工作, 制定了促进节能减排的一系列政策措施。2007 年, 《国务院关于印发节能减排综合性工作方案的通知》加快了淘汰污染行业落后产能的力度, 并一直延续到“十二五”时期。在节能减排中被列入淘汰落后生产能力的行业主要有电力、炼铁、炼钢、电解铝、铁合金、电石、焦炭、水泥、玻璃、造纸、酒精、味精、柠檬酸等 13 个行业。上述这些行业属于节能减排重点行业, 相关政策的实施期与清洁生产政策有重叠, 不排除会对企业的市场势力产生影响。因此, 本文将节能减排政策变量 $otreat$ ($otreat = Do * To$, Do 代表行业虚拟变量, 属于节能减排的行业为 1, 否则为 0; To 代表时间虚拟变量, 当 ≥ 2006 为 1) 加入模型 (1) 中, 以剔除其可能存在的干扰。回归后结果如表 6 列 (2) 所示, $otreat$ 的系数显著为正, 说明节能减排政策会对市场势力产生影响, 且清洁生产政策 $Reform$ 项为 0.579, 比表 2 低, 表明在剔除了此政策后, 虽然清洁生产对市场势力的作用有所降低, 但仍存在正向影响, 基本结论仍然成立。

3. 改变样本区间。前文对数据的说明中提到, 由于变量缺失, 一般文献在使用中国工业企业数据库时会将时间截止到 2010 年。虽然我们通过各种方法进行了补齐, 但肯定与真实值有些许差异。为验证结论的准确性, 我们将删除 2011—2013 年的数据, 只对 1998—2010 年的数据重新回归。结果如表 6 列 (3) 所示, 其中的政策变量系数 0.139 虽小于基准回归中的结果, 但仍显著。

4. 改变政策实施时间。受规制行业最早实施清洁生产政策的年份为 2003 年, 为验证结论的稳健性, 我们将其统一提前到 2001 年。如若政策变量仍然显著, 表明并非是清洁生产影响了市场势力, 还存在其他未可知的因素; 如若不显著, 则说明了结果的稳健性。回归结果如表 6 列 (4) 所示, 改变实施时间后的政策变量并不显著, 说明了基准研究的稳健性。

五、对非公平竞争的探索性验证

本文认为, 环境规制显著提高企业市场势力的原因可以分为两部分。一是政策促进了企业内部的技术创新与管理, 竞争能力的增强提高了市场势力。这是政策作用下企业间正常竞争所致, 不存在扰乱市场的情形。另一部分则是政策不完善可能引致的非公平竞争, 比如企业间不对称的合规成本及企业通过政策漏洞获取更高市场势力等。这种破坏竞争的情形如若存在, 就意味着应对现有环境规制政策进行完善。此处, 我们要验证第二种情形。在识别上, 企业内生竞争力提升意味着技术和管理水平的进步, 可通过各种内部投入来直接刻画, 而要检验政策引致的非公平竞争部分, 直接衡量较为困难, 可通过控制第一种情形来间接处理。

(一) 验证思想与方法

企业所受的任何内外部冲击最终都将反映到代表综合技术水平的全要素生产率 (tfp) 上。因此, 将 tfp 分成正常部分和异常值, 正常部分表示企业内生竞争力的影响, 异常值则代表其他的外部冲击。在具体区分上, 一些研究经常使用拟合值与残差值对这两部分进行衡量, 如张莉等^[27]、Richardson^[28]用投资效率残差来衡量投资不足和投资过度的状况, 叶德珠等^[29]用消费率残差来衡量消费者的异常消费率。

采取类似思想, 本文将 tfp 分为拟合值与残差值两部分。用 tfp 的拟合值 ($\widehat{tfp}$, 由企业内部的投入进行估计) 来对企业正常的内生竞争力部分进行刻画, 而真实值与拟合值的残差则代表全要素生产率因外部冲击所受到影响的部分。考虑到外部冲击不仅包含环境规制, 可能还有其他潜在且无法控制的部分, 残差值无法直接用来表示单独由环境政策引致的外部影响, 通过直接方式验证环境规制的非内部路径影响并不可行, 只能使用间接办法。本文的思路是在模型 (1) 中控制内生竞争力部分 $\widehat{tfp}$, 并观察回归后的 $Reform$, 若仍显著且为正, 则可认为除了企业内生竞争力外,

环境规制引致的其他外部路径也会影响市场势力, 而且是在无法清晰地将这种外部影响与其他外界干扰因素相剥离的情形下, 这更加能验证非公平竞争的真实存在。具体步骤为: (1) 测算出由内外部因素共同作用的企业全要素生产率 (tfp) 的值; (2) 根据 tfp 值和企业内部的各项投入求出 tfp 的拟合值 $\widehat{tfp}$, 其代表了企业内生竞争力的结果; (3) 将 $\widehat{tfp}$ 加入到模型 (1) 中并再次回归, 而后对 *Reform* 项进行观察。

在 tfp 的测算上, 本文借鉴 LP 方法测算出企业 tfp, 而后再对 $\widehat{tfp}$ 进行估算, 使用的模型如下式所示:

$$tfp = \alpha + \gamma z + \varepsilon \quad (8)$$

其中, 因变量 *tfp* 是第一步使用 LP 方法测算出的企业全部的 tfp 值; *z* 代表控制变量, 除了使用模型 (1) 中的外, 还采用张莉等^[27]的方法, 增加了资产收益率 (净利润/固定资产净值)、外商投资率 (外商资本金/总资产)、税负 (增值税/总资产); ε 代表残差值。依据 (8) 式中得到 tfp 的拟合值, 即 $\widehat{tfp} = \alpha + \gamma z$, 它代表了企业内部正常竞争力的提升, 二者的残差 ε 即为外部冲击影响的部分。

(二) 非公平竞争部分的验证及影响结果

在模型 (1) 的基础上加入 $\widehat{tfp}$ 重新进行回归, *Reform* 项若仍显著, 即视为剔除内生竞争力部分后, 政策仍然存在的引致影响。表 7 给出了相应结果, 由第 1 列可看出, 在加入了 $\widehat{tfp}$ 后, 其他控制变量基本并未有变化。代表企业内生竞争力的 $\widehat{tfp}$ 较为稳定且为正, 表明在市场势力的提高中, 企业自身的努力和正常竞争起到了一定作用。*Reform* 为 0.7667, 说明在控制了企业内生竞争力后, 政策对市场势力的提高仍产生显著且稳定的正向影响, 也即除了通过刺激企业自身正常努力这一途径外, 政策还有其他影响市场势力的渠道。这里面可能就包含前文所说的政策不完善而引致的其他因素, 它的存在并不利于市场的正常竞争, 并非竞争中性。此结论一定程度上侧面验证了假设 2——可能存在政策引致的非公平竞争部分。需要指出的是, 由于并未有文献就此问题进行实证检验, 本文并无可借鉴的资料, 目前提出的这种论证方法并不成熟和完善, 仅只是论文的一个初步性探索。另外, 如表 7 中 (2)–(6) 列所示, 论文也进一步加入所有制、规模两变量分别与政策的交叉项, 得出与前文一致的结论。

表 7 剔除内生竞争力后的基准结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\widehat{tfp}$	13.8423** (5.673)	13.7893** (5.675)	13.8245** (5.666)	13.8559** (5.679)	13.8429** (5.673)	13.6181** (5.627)
<i>Reform</i>	0.7667*** (0.143)	0.5817*** (0.161)	0.7174*** (0.149)	0.7840*** (0.142)	0.5919*** (0.164)	0.7733*** (0.142)
<i>klr</i>	1.1735*** (0.037)	1.1735*** (0.037)	1.1713*** (0.037)	1.1710*** (0.037)	1.1711*** (0.037)	0.4421*** (0.107)
<i>exr</i>	0.0107 (0.010)	0.0107 (0.010)	0.0105 (0.010)	0.0106 (0.010)	0.0106 (0.010)	0.0475 (0.009)
<i>age</i>	0.1502*** (0.049)	0.1511*** (0.049)	0.1516*** (0.049)	-0.0138 (0.051)	-0.0455 (0.054)	-0.0455 (0.054)
<i>hhi</i>	26.4776 (1.53)	26.4816 (1.53)	27.008 (1.56)	27.0056 (1.56)	26.4832 (1.53)	26.7689 (1.53)
<i>wagebill</i>	-3.62 × 10 ⁻⁶ ** (0.000)	-4.53 × 10 ⁻⁷ (0.000)	-3.62 × 10 ⁻⁶ ** (0.000)	-3.62 × 10 ⁻⁶ ** (0.000)	-3.62 × 10 ⁻⁶ ** (0.000)	-3.62 × 10 ⁻⁶ ** (0.000)
<i>soe</i>	0.7490*** (0.184)	0.7348*** (0.183)	0.7442*** (0.184)	0.7504*** (0.183)	0.7427*** (0.184)	0.7318*** (0.182)

续表 7

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>foe</i>	-0.4942*** (0.113)	-0.4888*** (0.113)	-0.490*** (0.113)	-0.4949*** (0.113)	-0.5283*** (0.115)	-0.4881*** (0.112)
<i>scale</i>	-12.240*** (3.400)	-12.2000*** (4.692)	-12.2290*** (4.703)	-12.2515*** (3.541)	-12.2412*** (3.518)	-12.1054*** (4.656)
<i>soe _Reform</i>		2.6850** (1.061)				
<i>soec _Reform</i>			5.1543* (2.864)			
<i>soep _Reform</i>				-0.9357 (2.600)		
<i>foe _Reform</i>					0.7560*** (0.194)	
<i>scale _Reform</i>						0.9576*** (0.163)
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业-地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份-地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；括号中为聚类标准误。

同样地，其他代表企业异质性的变量在剔除内生竞争力后，是否仍在政策作用下产生影响？本文进一步作了回归，如表8所示。资本密集度、税负无论是作为控制变量还是与政策结合的交叉项，都与前文结果一致；出口密集度在此处显示能直接提高市场势力，与前文不同，但与政策的交叉项仍与前文结果一致；劳动力成本与前文表现并不太一致，但系数非常小，趋近于0，可忽略不计。

表8 剔除内生竞争力后各交叉项的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>klr</i>	0.3815*** (0.103)	0.4700*** (0.102)	0.4704*** (0.102)	0.4694*** (0.102)	0.4830*** (0.104)
<i>exr</i>	0.0476*** (0.010)	0.0472*** (0.010)	0.0472*** (0.010)	0.0472*** (0.010)	0.0464*** (0.010)
<i>wagebill</i>	6.85×10^{-7} ** (0.000)	4.58×10^{-7} ** (0.000)	2.87×10^{-7} ** (0.000)	4.54×10^{-7} ** (0.000)	6.23×10^{-6} ** (0.000)
<i>age</i>	-0.0428 (0.055)	-0.0451 (0.054)	-0.0450 (0.055)	-0.0608 (0.057)	-0.0426 (0.055)
<i>vat</i>	-7.09×10^{-6} (0.000)	3.96×10^{-6} (0.000)	-6.74×10^{-6} (0.000)	-6.71×10^{-6} (0.000)	-2.13×10^{-5} (0.000)
<i>klr _Reform</i>	1.6235** (0.232)				
<i>exr _Reform</i>		0.1273 (0.209)			

续表 8

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>wagebill _Reform</i>			$3.11 \times 10^{-6*}$ (0.000)		
<i>age _Reform</i>				0.4365** (0.206)	
<i>vat _Reform</i>					$4.02 \times 10^{-5*}$ (0.000)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业-地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份-地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：为节省篇幅，只给出了关键变量的系数。***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号中为聚类标准误。

六、总 结

本文研究了环境规制对企业市场势力的微观成效，并检验了可能引致的非公平竞争部分。研究表明，受规制企业的市场势力得到了显著提高；在异质性上，相较于清洁企业，排污企业在环境规制政策下的市场势力相对更高，且排污强度会与政策结合来提高企业市场势力；企业的国有属性（特别是国有央企）、资本密集度和年龄对市场势力提升起到正向影响，同时还会与政策结合进一步强化效果；而外资属性、规模虽然会对市场势力起到负向影响，但与政策结合后影响转正；企业税负虽然并不产生直接影响，但会与政策结合间接提高市场势力。另外，本文认为由此引致的非公平竞争行为是影响市场势力不可忽略的因素，并尝试使用控制内生竞争力的间接办法对其存在及影响进行验证，发现其提高了企业市场势力。需要指出的是，论文还存在一些缺陷：（1）个别变量在某些年份的数值有缺失，虽然使用各种方法进行了一定程度的补齐，但与真实值仍会有差异；（2）由于鲜有文献对非公平竞争因素或行为的存在进行实证检验，在未有前人研究的背景下尝试通过间接办法实现，还只是处于初步探索阶段，处理过程和思想可能存在一定争议，需要未来做更深入的研究。

参考文献

- [1] Gray,W. B. ,M. E. Deily. Compliance and enforcement: Air pollution regulation in the U. S. steel industry [J]. *Journal of Environmental Economics and Management* ,1996(1).
- [2] Pashigian,B. P. The effect of environmental regulation on optimal plant size and factor shares[J]. *The Journal of Law and Economics* ,1984(1).
- [3] Ollinger,M. ,J. Fernandez-Cornejo. Sunk costs and regulation in the U. S. pesticide industry[J]. *International Journal of Industrial Organization* ,1998(2).
- [4] Snyder,L. D. ,N. H. Miller,R. N. Stavins. The effects of environmental regulation on technology diffusion: The case of chlorine manufacturing[J]. *American Economic Review* ,2003(2).

- [5] Salop, S. C. , D. T. Scheffman. Raising rivals' costs[J]. *The American Economic Review*, 1983(2).
- [6] Barrett, S. C. H. , J. R. Kohn. Genetic and evolutionary consequences of small population size in plants: Implications for conservation[A]. D. A. Falk, K. E. Holsinger. *Genetics and Conservation of Rare Plants*[C]. New York: Oxford University Press, 1991.
- [7] Dean, T. J. , R. L. Brown. Pollution regulation as a barrier to new firm entry: Initial evidence and implications for future research[J]. *Academy of Management Journal*, 1995(1).
- [8] Polk, A. , A. Schmutzler. Lobbying against environmental regulation v. s. lobbying for loopholes[J]. *European Journal of Political Economy*, 2005(4).
- [9] Canton, J. , M. David, B. Sinclair-Desgagné. Environmental regulation and horizontal mergers in the eco-industry[J]. *European Journal of Political Economy*, 2012(2).
- [10] Ehrhart, K. M. , C. Hoppe, R. Löschel. Abuse of EU emissions trading for tacit collusion[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2008(1).
- [11] Creti, A. , M. E. Sanin. Does environmental regulation create merger incentives ? [J]. *Energy Policy*, 2017, 105.
- [12] Lambertini, L. , T. Alessandro. *Efficient Horizontal Mergers in Polluting Industries with Cournot Competition*[Z]. Quaderni-Working Paper DSE No. 813, 2012.
- [13] Brock, W. A. , D. S. Evans. *The Economics of Small Businesses: Their Role and Regulation in the U. S. Economy*[M]. New York: Holmes & Meier, 1986.
- [14] Porter, M. E. Industry structure and competitive strategy: Keys to profitability[J]. *Financial Analysts Journal*, 1980(4).
- [15] Helland, E. , M. Matsuno. Pollution abatement as a barrier to entry[J]. *Journal of Regulatory Economics*, 2003(9).
- [16] Lange, I. , M. Redlinger. Effects of stricter environmental regulations on resource development[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2019, 96.
- [17] 龙小宁, 万威. 环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性[J]. *中国工业经济*, 2017(6).
- [18] Dechezleprêtre, A. , M. Sato. The impacts of environmental regulations on competitiveness[J]. *Review of Environmental Economics and Policy*, 2017(2).
- [19] 钱学锋, 范冬梅. 国际贸易与企业成本加成: 一个文献综述[J]. *经济研究*, 2015(2).
- [20] McGuire, M. C. Regulation, factor rewards, and international trade[J]. *Journal of Public Economics*, 1982(3).
- [21] Walter, I. , J. L. Ugelow. Environmental policies in developing countries[J]. *Technology, Development and Environmental Impact*, 1979(2).
- [22] 毛其淋, 许家云. 中间品贸易自由化提高了企业加成率吗? ——来自中国的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2017(2).
- [23] De Loecker, J. , F. Warzynski. Markups and firm-level export status[J]. *American Economic Review*, 2012(6).
- [24] Brandt, L. , J. Van Biesebroeck, Y. Zhang. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012(2).
- [25] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. *经济学(季刊)*, 2012(2).
- [26] 余森杰, 金洋, 张睿. 工业企业产能利用率衡量与生产率估算[J]. *经济研究*, 2018(5).
- [27] 张莉, 朱光顺, 李世刚, 等. 市场环境、重点产业政策与企业生产率差异[J]. *管理世界*, 2019(3).
- [28] Richardson, S. Over-investment of free cash flow[J]. *Review of Accounting Studies*, 2006(6).
- [29] 叶德珠, 连玉君, 黄有光, 等. 消费文化、认知偏差与消费行为偏差[J]. *经济研究*, 2012(2).

Does Environmental Regulation Increase the Market Power of Enterprises ?

— On the Existence of Unfair Competition

TIAN Lu-lu, HAN Chao

Abstract: Balancing the relationship between economic development and environmental governance has become an important issue concerned by the government. This paper takes industrial cleaner production policy as an example to evaluate the impact of environmental regulation on market power and discusses the possible unfair competition problems. Results show that the market power of regulated enterprises has been improved significantly; compared with clean enterprises, the market power of polluting enterprises is higher under the environmental regulation policy, and the emission intensity will be combined with the policy to improve the market power of enterprises; State-owned enterprises (especially state-owned central enterprises), capital intensity and age of enterprises have a positive impact on the improvement of market power, and these also could be combined with policies to further strengthen the effect. Although the firm scale and foreign capital enterprises have a negative influence on the market power, they have a positive influence when combined with the policy. The corporate tax burden does not have a direct impact but could indirectly increase market power when combined with policies. In addition, by controlling the internal productivity, the paper indirectly verified the unfair market power improvement caused by imperfect policies. Therefore, while paying attention to the effect of environmental governance, we should also pay full attention to the economic impact brought by policies, and give consideration to the concept of fair competition while effectively governing the environment.

Key words: environmental regulation; market power; markup; fair competition

(责任编辑 朱 蓓)