

环境规制的蓝色红利效应研究

孙博文¹,傅鑫羽²,任俊霖³,赵秋运⁴,傅帅雄¹,张娜^{1,5*} (1.北京大学光华管理学院,北京 100871; 2.美国佐治亚州立大学安德鲁杨政策研究学院城市研究中心,亚特兰大 30303; 3.武汉纺织大学会计学院,湖北 武汉 430073; 4.北京大学新结构经济学研究院,北京 100871; 5.石河子大学经济与管理学院,新疆 石河子 832003)

摘要: 利用中国工业企业数据库 2004~2009 年制造业企业数据,以清洁生产目录标准的政策实施为外生冲击事件,基于倍差估计法(DID)实证检验了环境规制对企业盈利能力、盈利质量、波特效应和管理创新成本等蓝色红利的影响。研究发现:环境规制显著提升了制造企业的利润率和企业的现金流充裕性,改善了企业的盈利能力和盈利质量;环境规制显著降低了企业管理创新成本,但波特效应不显著。环境规制的蓝色红利效应存在地方策略互动、企业规模和所有制的异质性:地方政府之间的策略性不合作抑制了环境规制蓝色红利效应。企业规模的扩大提高了管理创新成本,但强化其他相关的蓝色红利效应。环境规制对国有企业的利润率、现金流以及全要素生产率的改善作用强于非国有企业,但更有助于降低非国有企业的管理创新成本。

关键词: 环境规制; 清洁生产目录; 中国工业企业数据库; 蓝色红利; 倍差估计法(DID)

中图分类号: X196 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-6923(2019)08-3518-12

Research on the blue dividend effect of environmental regulation. SUN Bo-wen¹, FU Xin-yu², REN Jun-lin³, ZHAO Qiu-yun⁴, FU Shuai-xiong¹, ZHANG Na^{1,5*} (1.Guanghua School of Management, Peking University, Beijing 100871, China; 2.Urban Studies Institute, Andrew Young School of Policy Studies, Georgia State University, Atlanta 30303, USA; 3.Wuhan Textile University School of Accounting, Wuhan 430073, China; 4.Institute of New Structural Economics at Peking University, Beijing 100871, China; 5.School of Economics and Management, Shihezi University, Shihezi 832003, China). *China Environmental Science*, 2019,39(8): 3518~3529

Abstract: The policy of cleaner production catalogue standards as an exogenous impact event was implemented in this paper, and the China Industrial Enterprise Database 2003~2009 manufacturing enterprise sample data and the method of difference-in-difference (DID) were used to test environmental regulation's effect on such four types of blue dividends as profitability, profit quality, Porter effect and management innovation cost. The environmental regulation was found to improve the profit rate and cash flow abundance significantly, which means the improvement of the profitability and profit quality respectively. Environmental regulation significantly reduced the organizational management innovation cost, but the Porter effect was not significant. The blue dividend effects of environmental regulation were heterogeneous in local strategic interactions, enterprise scale and enterprise ownership. That is, the strategic non-cooperation between local governments inhibited blue dividend effect significantly. The larger the company's scale was, the more significant the environmental regulation would increase the company's profit rate, cash flow and total factor productivity, but it further exacerbated the management innovation cost. In addition to significantly reducing the management innovation cost for the non-state-owned enterprises, environmental regulations had a more pronounced effect on blue dividends for state-owned enterprises.

Key words: environmental regulation; clean production catalog; Chinese industrial enterprise database; blue dividend; difference-in-difference

我国已经从高速增长转变为高质量发展阶段,加强中央环境管理以及出台一系列针对性的环境规制政策,旨在实现降低环境污染与经济增长的“双重红利”,一方面提高了环境治理的直接绿色红利效应,另一方面还包括 GDP 增加、创新水平提高以及社会就业增长非经济目标的间接蓝色红利效应^[1-2],成为我国经济绿色可持续发展的重要制度保障。从众多的研究来看,环境规制政策的实施一般都具有“立竿见影”的环境治理效果,绿色红利效应比较显著^[3-4],但对不

同的蓝色红利效应的研究结论莫衷一是,环境规制对企业成本增加、利润率、财务水平以及企业创新等因素的影响结论差异较大,与制度差异、经济发展、企业特征以及时间动态因素密切相关^[5-8]。

收稿日期: 2019-01-02

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(41801119); 国家社会科学基金后期资助项目(18FGL003); 中国博士后科学基金第 63 批面上资助项目(2018M630004); 国家社会科学基金一般项目(18BJL120); 中国博士后科学基金第 63 批面上资助项目(2018M620483)

* 责任作者, 副教授, zhangnanuaa@163.com

理论上,环境规制具有遵从成本效应和波特效应,通过遵从成本效应提高了企业平均成本和加总生产成本,降低了生产效率和利润水平^[9]。环境规制投入挤出了其他要素投资水平,提高了要素价格,有助于激发企业创新补偿效应,激励企业提高技术水平和全要素生产率^[10-13]。对蓝色红利的实证研究中,一方面,环境规制通过遵从成本效应降低了企业蓝色红利,增加了企业的合规成本,降低了企业的利润^[8-9]。尤其是在经济增长与政治晋升的目标激励下,中国地方政府环境规制存在“非完全执行”博弈逻辑,导致地方政府为了吸引外资或者其他流动性资源产生了“竞争到底”的环境规制策略性互动,不利于企业的长期技术创新与利润增长^[10]。另一方面,环境规制通过波特效应发挥实现蓝色红利。企业间信息不对称^[10]、研发投入^[13-15]以及竞争者策略互动^[16-17]都是非完全竞争下促进企业创新的重要条件,环境规制的合规成本压力激发了企业的创新补偿效应,提高了企业生产率和竞争力^[18-21]。环境规制压力进一步提高了企业的污染治理的研发支出,提高了企业的全要素生产率^[22-23]。以 CO₂ 为非期望产出,全国及四大区域均支持波特假说的存在,碳排放规制强度的加强,会推动各地区在不同时期追赶最优生产前沿面的程度^[24]。但也有观点认为,环境规制改变了污染要素和污染治理设备的投入结构,对创新资金投入存在挤占效应^[25]。环境规制的政策效果具有企业异质性,有助于提高高生产率企业的市场份额^[26],还降低了不同行业之间的资源错配^[27-29]。政府制定环境规制政策需要考虑到环境规制强度对规模效率、纯技术效率和技术水平效果的差异。环境规制与全要素能源效率和技术水平均存在单门限效应,当环境规制强度低于一定程度时,环境规制对全要素能源效率和技术水平的影响为正,波特假说成立;而当环境规制强度超过一定程度时,环境规制对全要素能源效率和技术水平影响为负,此时波特假说不成立^[30]。但因为外部约束条件的差异,环境规制对企业的创新和补贴影响并不显著^[31]。

目前,鲜有学者对清洁生产目录政策实施的蓝色红利效应进行系统研究,而且微观制造业企业的绩效评估研究也较为罕见。从环境规制指标的选择来看,基本上是选取了排污费、环境治理投资、环境税、治污运营成本以及治污绩效等末端治理指

标,难以反映环境规制的全过程治理特征,而且环境末端治理的政策实施依赖于地方经济发展、行业特征以及地方市场分割的制度环境,具有显著的内生性问题。而且在探讨环境规制的蓝色红利效应中,地方政府策略互动对环境规制政策效应的影响作用也鲜有涉及。因此,本文以清洁生产目录标准的实施这一政策冲击作为准自然实验,利用中国工业企业数据库 2004~2009 年的制造业企业数据,实证检验环境规制对企业的盈利能力、盈利质量、波特效应以及管理创新成本等蓝色红利指标的影响,检验了地方政府策略互动、企业规模和企业所有制属性等异质性特征,旨在缓解环境规制政策的内生问题,为全过程管理型环境规制政策绩效评估提供证据。

1 研究方法

1.1 政策背景

环境规制政策遵循中央制定、地方实施的法定程序,基于环境规制环节分为末端治理型和过程管理型,末端治理型包括污染排放数量,排污权交易试点,污染治理投资额、治污运营成本以及绩效综合指标等,而对于清洁生产标准目录这一过程管理的环境规制指标研究较少。2003~2010 年,环境保护部共发布了 56 个重点行业清洁生产目录,包括 2003 年的 3 项,2006~2007 年集中实施的 22 项以及 2008~2010 出台的 31 项修正标准,对降低企业环境污染起到了立竿见影的作用,绿色红利效应突出。

1.2 倍差估计法(DID)模型设定

DID 方法一般可用于准自然实验下政策绩效的净效应估计,克服非随机变量的内生问题^[32-34]。但 DID 的使用面临着政策严格外生性和平行趋势假定^[35-38]。本文选择的清洁生产目录政策实施满足外生的假定,而且工业库微观数据库的使用有助于克服加总数据的内生问题,本文进一步对实验组与对照组进行平行趋势假定检验,实现了对政策净效应的科学评估。

本文将选择 DID 探讨环境规制对企业盈利能力、盈利质量、波特效应以及管理创新成本 4 个维度的蓝色红利 y_{it} 的影响(式 1)。

$$y_{it} = \alpha_1 \text{time}_i \times \text{treat}_i + \alpha' \text{time}_i \times \text{treat}_i + \gamma Z_{ijt} + \delta_i + f_i + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

式中: i 表示行业; t 表示时间; time_t 为清洁生产标准政策实施的年份虚拟变量,设定2006清洁生产标准实施当年及以后的年份为1,其他年份为0; treat_i 为受清洁生产标准政策直接影响的4位数行业;交互项 $\text{time}_t \times \text{treat}_i$ 的系数 α_i 表示清洁生产政策的蓝色红利净效应; α' 为其他相关政策冲击对于企业经营绩效的影响,包括2004年以来的增值税改革、国家发改委清洁生产评价指标体系清单等政策;控制变量为 Z_{ijt} ; γ 为控制变量的系数向量; δ_t 为时间固定效应; f_i 为行业固定效应; ε_{ijt} 为残差扰动项。

DID的核心是实验组与对照组的设定,由于中国工业企业数据库的行业划分标准多有调整,本文将行业代码统一标准至《国民经济行业分类》(GB/T4754-2011)^[39],行业代码调整后,清洁生产目录的直接影响行业大都可识别至4位数行业,部分能识别至2位数及3位数行业.为了估计2006年的清洁生产目录标准实施的“净效应”,将2006年及之后的样本 time 设定为1,其他年份设定为0;在处理组样本的选择上,本文保留了环境规制直接影响的4位数制造业样本,分别是农副食品加工业(13),酒、饮料和精制茶制造业(15),纺织业(17),化学原料和化学制品制造业(26)及有色金属冶炼和压延加工业(32)等4个行业,进一步剔除2007~2009年受到新的清洁生产目录影响的相关4位数行业,分别是1512、1391、1515、2612、3216、3212、3211、1511.最终将被精确识别的4位数行业下处理组变量设定为1;将共同2位数行业但不受政策影响的4位数行业处理组变量设定为0,以控制行业因素的影响。

1.3 平行趋势检验模型

使用DID方法的前提是研究样本满足平行趋势假设,在清洁生产标准实施之前,实验组与对照组变量不存在系统差异,否则估计结果无法排除干扰因素的影响.检验共同时间趋势的方法是考虑式(2):

$$y_{it} = \sum_{\tau \in \{2004, 2005, \dots, 2007, 2008\}} \alpha_{\tau} \text{time}_t \times \text{treat}_{it} + \alpha' \text{time}_t \times \text{treat}_i + \gamma Z_{ijt} + \delta_t + f_i + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

式中:共同趋势假定的核心是判断 $\text{time}_t \times \text{treat}_{it}$ 的系数 α_{τ} 显著性,本文以2006年清洁生产目录政策实施为界,定义样本选择年份集 $\tau \in \{2004, 2005, 2007, 2008\}$,共同趋势假定要求政策执行之前的2004~2005年与处理组的交互项系数不显著,而在政策之后的2007~2008年与处理组的交互项系数显著.其

他变量及系数的含义参考式(1)中的设定。

2 数据来源、变量说明与描述性统计

2.1 数据来源

本文采用的是1998~2009年中国工业企业数据库,涵盖了全部国有工业企业以及规模以上(主营业务收入在500万元及以上,2011年提高到2000万元)的非国有工业企业.根据实际需要对数据库进行了如下处理:(1)匹配合并.参考Brandt et al.(2012)^[40]的研究统一匹配;(2)剔除异常值.删除核心指标缺失或为负的样本,包括企业总资产、工业总产值、实收资本以及固定资产净值年平均余额等指标;删除与一般会计准则不符合的样本,如总资产小于流动资产、总资产小于固定资产以及利润率大于1;删除就业人数小于8的企业;(3)价格平减.以样本初始年份1998年为基期,利用工业生产者价格指数、工业生产者购买价格指数以及固定资产投资价格指数分别对工业总产值、中间投入、本年折旧、固定资产合计及固定资产净值年平均余额进行价格平减;(4)参照聂辉华和贾瑞雪、杨汝岱使用固定资产合计、固定资产净值年平均余额、本年折旧等变量的研究,基于永续盘存法计算了企业投资和资本存量^[41-42].

2.2 变量说明

2.2.1 因变量:蓝色红利 y 广义上蓝色红利反映了环境规制经济目标的实现,包括企业的经济增长、利润提高以及创新行为等,而且多数学者对环境规制对企业利润和波特效应进行了研究^[43-44],而现代财务理论认为,与反映企业盈利能力的企业利润率指标相比,企业现金流更能决定企业的价值创造能力以及企业的生存能力,反映了企业的盈利质量,企业倾向于策略性地持有现金及投资决策应对未来的不确定性^[45-46],以预防可能遭受的损失或者预期之外的支出,以及获得必要的生产要素进行可行性价值投资,有助于企业的长期价值的实现^[47-48].除此之外,衡量企业创新的全要素生产率指标也可以分解为技术进步,企业规模效率以及反映企业生产过程创新的管理效率三个方面^[49],鲜有学者探讨环境规制对于企业管理效率或者管理过程创新的影响.本文将从企业的盈利能力、盈利质量、波特效应以及管理创新成本等4个维度评估环境规制的制造业蓝色红利。

具体计算方式中:(1)企业盈利能力(w_profit_rate):采用企业利润率指标衡量,计算方法为产品销售利润与产品销售收入的比值;(2)企业盈利质量(cash_flow):采用企业现金流指标衡量,参考 Guariglia et al. (2011)的研究^[50],企业现金流为扣除所得税之后的利润总额与当期折旧、利息支付之和;(3)波特效应(tfp_op):采用全要素生产率 tfp_op 指标衡量,对于中国工业企业数据库的微观数据库而言,本文采用 OP 法^[51]计算企业 TEP,与传统的索洛余量法、非参数估计以及 LP 法^[52]相比,OP 法不仅解决了要素投入的内生问题,也通过考虑企业的进入退出解决了样本选择问题;(4)企业创新管理成本(w_manfee):采用中国工业企业数据库中的企业管理费用指标衡量。

2.2.2 控制变量 微观企业层面的指标有(1)企业就业人数(employment);(2)企业的出口密集度(w_export_den):采用当年出口额与工业总产值比值衡量;(3)企业的所有制属性(state_own):设定国有企业虚拟变量=1,其他为 0;(4)行业竞争度指数(hhi),采用计算赫希曼-赫芬达尔指数予以衡量。本文匹配了中国工业企业数据库(2004~2009)与对应年份的省级数据,控制变量包括(1)经济发展水平(pgd):采用人均 GDP 指标衡量;(2)财政支出密度(govfis):采用地方财政预算内支出与 GDP 的比值衡量;(3)第三产业结构

比重(struc):采用第三产业产值与 GDP 的比值衡量。

(8)市场分割制度变量 seg.我国地方税收竞争、政治晋升与地方保护带来了严重的市场分割问题^[53],在环境规制政策的制定方面,地方政府也倾向于采取策略性不合作的“竞争到底”或者“竞争到顶”战略,弱化了环境规制政策的效果。借鉴“价格法”对我国 30 个省市(不含西藏)的 2004~2009 年的市场分割指数进行测度,涉及到的商品包括食品类、粮食、菜类、饮料烟酒、服装鞋帽、家用电器及音像器材、文化办公用品、日用品、体育娱乐用品、书报杂志及电子出版物、燃料、建筑材料及五金电料等 12 类商品,研究采用 Parsley 和 Wei 的方法,基于各城市商品消费价格指数数据,构造 6 期 C_{30}^2 个省对数据,因此 12 大类商品下可以构造出 $12 \times 6 \times C_{30}^2$ 个相对价格数据,剔除每一种商品的固定效应之后,基于 C_{30}^2 个省对数据求解每一个省份对应的相对价格离差,具体目标省份的相对价格离差用含此省份的所有省对数据平均值表示,最终可求解不同商品的相对价格方差 $\text{Var}(q_{ij}^k)$,构造出一个 6 期 30 个省份的市场分割指数面板数据库,然后再与本文的工业企业数据库进行匹配。

2.3 描述性统计

具体指标描述性统计结果见表 1:

表 1 主要变量的描述性统计分析

Table 1 Descriptive statistical analysis of the main variables

变量	变量	指标	观测样本	均值	标准差	最小值	最大值	
蓝色红利	盈利能力	w_profit_rate	利润率	276,066	0.0387	0.0569	-0.0699	0.198
	盈利质量	cash flow	现金流	268,917	5997	14836	-19125	131448
	波特效应	w_tfp_op	全要素生产率	95,177	300.7	235.8	47.73	891.5
	管理创新成本	w_manfee	管理费	276,520	2687	6355	14	51986
自变量	time_treat	环境规制政策	276523	0.0584	0.2346	0	1	
控制变量	employment	就业人数	276,523	193.1	804.8	8	158288	
	w_exp_den	出口密度	264,440	0.0967	0.252	0	1	
	state_own	国有企业	276,523	0.0493	0.216	0	1	
	hhi	HHI 指数	276,523	0.0834	0.121	0.00329	1	
	pgdp	人均 GDP	276,523	27080	12421	4317	69165	
	seg	策略互动	276,523	0.000249	0.000105	9.44e-05	0.000570	
	w_govfis	财政支出密度	273,969	0.1244	0.0413	0.0992	0.2631	
	struc	第三产业结构比重	273,969	0.3897	0.0610	0.2830	0.7553	
	tr_time_treat	增值税改革政策	273,969	0.0390	0.1937	0	1	

3 实证结果与讨论

3.1 基准模型:环境规制的蓝色红利效应

表 2 反映了环境规制的蓝色红利检验结果,变

量 time_treat 的系数分别体现了环境规制对微观制造业企业的盈利能力、盈利质量、波特效应以及管理创新成本的影响结果,为了消除回归的异方差性,主要变量进行了取对数处理。

环境规制显著提升了制造企业的利润率以及改善了企业的现金流充裕性,影响系数分别为 0.00191 以及 0.0575,对于改善企业的盈利能力和盈利质量都有一定的促进作用.环境规制的合规成本增加了企业的负担,但也淘汰了部分高污染、高耗能、低效率企业,使得高效率企业得以生存,平均利润率也会提高.除此之外,环境规制有助于改善企业的现金流情况,符合环境规制要求的企业可能得到了一定的补贴或者奖励政策支持,比如我国 2004 年实施的《清洁生产审核暂行办法》就规定,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^[54],随后 2005 颁布的《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^[55],而相关规定的行业适用范围是污染物排放超过国家和地方排放标准,污染物排放总量超过地方核定指标的严重污染企业,以及使用有毒有害原料生产、排放有毒有害物质的企业等,本研究对象中的化学原料和化学制品制造业(26)和有色金属冶炼和压延加工业(32)与政策直接相关,通过计算可知行业 2004~2008 年平均补贴收入分别是 22.55,29.75,29.07,24.35,27.5,相比较而言,其他行业 2004~2008 年行业平均补贴收入则是 12.45,13.95,13.49,12.85,12.34,补贴收入存在着系统性的差异,侧面证实了环境规制政策对于相关补贴收入的促进作用.但考虑到影响补贴收入的其他因素,本文还以 2005 年《重点企业清洁生产审核程序的规定》的出台为外生冲击事件,同样基于 DID 检验了此环境政策对企业补贴的影响,结果也进一步证实了其对补贴收入的促进净效应以及缓解了企业的流动性困难.

环境规制的波特效应并不显著,可以从动态时间维度以及企业 TFP 的分解效应来理解,一方面,环境规制会带来企业合规成本的增加,导致企业根据要素相对价格的变动调整要素的投入结构,因此可能增加了企业的运行与管理成本,这意味短期内清洁生产标准的实施对企业 TFP 促进效应不显著,但从长期来看,环境规制的成本被企业内生化,企业在预期到环境规制政策的持续性后,倾向于提高企业长期清洁技术研发投入,有助于改善企业 TFP.另一方面,企业 TFP 可分解为企业的组织管理创新以及清洁生产技术进步两方面,列(4)检验了环境规制对

企业组织管理创新成本的影响,发现环境规制显著降低了企业的组织管理创新成本,系数为-0.0331,且通过 1%的显著检验,说明环境规制在增加了企业排污费支出、治污设备投资的同时,还可能加速推进企业生产流程再造、执行新产品标准以及配置人力资源等方式提高了企业的管理效率,但与此同时,企业可能会将原来用于技术创新的要素资源转移到污染治理之中,抑制了清洁生产技术水平的进步,最终综合效应表现为对 TFP 的抑制效应.

表 2 环境规制的蓝色红利效应
Table 2 Blue dividend effect of environmental regulation

变量	(1) 盈利能力	(2) 盈利质量	(3) 波特效应	(4) 管理创新成本
time_treat	0.00191** (0.000873)	0.0575*** (0.0212)	-0.0241 (0.0194)	-0.0331*** (0.0108)
tr_time_treat	0.00211*** (0.000599)	-0.0645*** (0.0143)	-0.134*** (0.0129)	0.0363*** (0.0129)
lnjob	0.00352*** (0.000108)	0.952*** (0.00259)	0.141*** (0.00237)	0.413*** (0.00403)
hhi	-0.0106*** (0.00104)	-0.262*** (0.0254)	-0.245*** (0.0228)	-0.160*** (0.0297)
w_exp_den	-0.0125*** (0.000464)	0.0709*** (0.0113)	0.0832*** (0.0102)	0.137*** (0.0131)
state_own	-0.0151*** (0.000515)	-0.0959*** (0.0127)	-0.0444*** (0.0120)	0.0259 (0.0161)
lnpgdp	0.00511*** (0.000411)	0.436*** (0.01000)	0.235*** (0.00924)	0.595*** (0.0415)
lnseg	0.000986 (0.000793)	-0.0509*** (0.0191)	0.0279 (0.0176)	-0.0746*** (0.0116)
w_govfis	-0.0241*** (0.00409)	0.878*** (0.0997)	-0.352*** (0.0917)	0.260 (0.180)
struc	-0.0907*** (0.00252)	-2.914*** (0.0613)	-1.130*** (0.0570)	-1.307*** (0.163)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
样本	264440	245011	92632	246642
调整 R ²	0.054	0.417	0.154	0.849

注:*** $P < 0.01$, ** $P < 0.05$, * $P < 0.1$,回归方程对时间固定效应与企业固定效应进行控制(下同).

3.2 平行趋势检验

清洁生产目录实施这一外生政策冲击能有效克服环境规制政策执行的内生问题,但对于环境规制政策影响企业蓝色红利这一净效应的估计来看,还需要政策执行之前实验组和对照组样本的变量无系统差异,满足平行趋势假定,否则就难以排除环境规制政策实施之外的其他因素干扰.本文设计了表 3 与表 4 两种方案进行平行趋势检验.

表 3 实验组与对照组的系统差异
Table 3 Systematic differences between experimental group and control group

项目	年份	对照组				实验组			
		w_profit_rate	lntfp_op	w_manfee	lncash_flow	w_profit_rate	lntfp_op	w_manfee	lncash_flow
样本变量	2004	0.031	5.373	2007.792	6.917	0.031	5.545	3832.697	7.455
	2005	0.035	5.366	2207.625	7.21	0.036	5.564	3895.309	7.707
	2006	0.036	5.407	2219.047	7.266	0.04	5.544	3844.593	7.787
	2007	0.039	5.448	2402.356	7.382	0.044	5.632	4098.151	7.958
	2008	0.045	5.44	2456.002	7.626	0.046	5.596	4575.103	8.256
	2009	0.041	5.333	3054.791	7.762	0.04	5.508	5215.843	8.397
项目	年份	Δw_profit_rate	$\Delta lntfp_op$	Δw_manfee	$\Delta lncash_flow$	Δw_profit_rate	$\Delta lntfp_op$	Δw_manfee	$\Delta lncash_flow$
时间差分	2005	0.004	-0.007	199.833	0.293	0.005	0.019	62.612	0.252
	2006	0.001	0.041	11.422	0.056	0.004	-0.02	-50.716	0.08
	2007	0.003	0.041	183.309	0.116	0.004	0.088	253.558	0.171
	2008	0.006	-0.008	53.646	0.244	0.002	-0.036	476.952	0.298
	2009	-0.004	-0.107	598.789	0.136	-0.006	-0.088	640.74	0.141
项目	年份	$\Delta\Delta w_profit_rate$		$\Delta\Delta lntfp_op$		$\Delta\Delta w_manfee$		$\Delta\Delta lncash_flow$	
双重差分	2005	0.001		0.026		-137.221		-0.041	
	2006	0.003		-0.061		-62.138		0.024	
	2007	0.001		0.047		70.249		0.055	
	2008	-0.004		-0.028		423.306		0.054	
	2009	-0.002		0.019		41.951		0.005	

备注： Δ 代表一阶时间差分， $\Delta\Delta$ 代表实验组与对照组的双重差分结果，反映了清洁生产目录政策的净效应大小和方向。

表 4 处理组与对照组平行趋势检验
Table 4 Parallel trend test between treatment group and control group

模型 变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	盈利能力		盈利质量		波特效应		管理创新成本	
treat_before	-0.000755 (0.00108)		-0.0256 (0.0288)		0.0400 (0.0361)		0.0204 (0.0237)	
treat_after	-0.00247** (0.00119)		0.0427* (0.0251)		0.0213 (0.0253)		0.0178*** (0.00249)	
treat_2004		-0.00109 (0.00421)		-0.0356 (0.0312)		0.0165 (0.0445)		0.0108 (0.0439)
treat_2005		-0.000821 (0.00283)		-0.000655 (0.0301)		0.0384 (0.0270)		-0.00108 (0.0192)
treat_2007		0.00390*** (0.00116)		0.0263* (0.0138)		0.0242* (0.0127)		-0.011* (0.0181)
treat_2008		-0.000718 (0.00414)		-0.00631 (0.0277)		-0.000317 (0.0179)		0.00278 (0.0257)
tr_time_treat	0.00211*** (0.000599)	0.00216 (0.00193)	-0.0648*** (0.0143)	-0.0640*** (0.0143)	-0.134*** (0.0208)	-0.134*** (0.0209)	-0.101*** (0.0282)	-0.101*** (0.0281)
lnjob	0.00352*** (0.000108)	0.00352*** (0.000727)	0.952*** (0.00259)	0.952*** (0.00259)	0.141*** (0.0120)	0.141*** (0.0120)	0.845*** (0.0161)	0.845*** (0.0161)
hhi	-0.0106*** (0.00104)	-0.0106*** (0.00247)	-0.262*** (0.0254)	-0.262*** (0.0254)	-0.245*** (0.0764)	-0.245*** (0.0763)	-0.0377 (0.101)	-0.0378 (0.101)
w_exp_den	-0.0125*** (0.000464)	-0.0125*** (0.00217)	0.0707*** (0.0113)	0.0709*** (0.0113)	0.0831 (0.0506)	0.0832 (0.0506)	0.423*** (0.0911)	0.423*** (0.0911)
state_own	-0.0151*** (0.000515)	-0.0151*** (0.00202)	-0.0959*** (0.0127)	-0.0959*** (0.0127)	-0.0444 (0.0308)	-0.0444 (0.0308)	0.492*** (0.0499)	0.492*** (0.0499)
lnpgdp	0.00511*** (0.000411)	0.00512*** (0.00169)	0.435*** (0.01000)	0.436*** (0.01000)	0.235*** (0.0402)	0.235*** (0.0402)	0.457*** (0.0709)	0.457*** (0.0709)
lnseg	0.000986 (0.000793)	0.000985 (0.00185)	-0.0509*** (0.0191)	-0.0507*** (0.0191)	0.0279 (0.0361)	0.0278 (0.0362)	0.0437 (0.0538)	0.0437 (0.0537)
w_govfis	-0.0240*** (0.00409)	-0.0240 (0.0200)	0.876*** (0.0997)	0.879*** (0.0997)	-0.353 (0.235)	-0.352 (0.236)	2.162*** (0.328)	2.162*** (0.329)
struc	-0.0907*** (0.00252)	-0.0907*** (0.0102)	-2.912*** (0.0613)	-2.914*** (0.0613)	-1.129*** (0.195)	-1.130*** (0.195)	1.481*** (0.312)	1.480*** (0.312)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本	264440	264440	245011	245011	92632	92632	264438	264438
调整 R ²	0.054	0.054	0.417	0.417	0.154	0.154	0.462	0.462

表3计算了实验组与对照组的差值并对时间 t 进行回归,进而基于时间变量的系数显著性进行判断,考虑到2期数据无法进行最小二乘回归,本文基于工业库补充了2003年被剔除的企业蓝色红利样本数据,结果发现清洁生产目录实施的2006年之前两者在10%的显著上均不存在系统差异,实验组与对照组的企业利润率、现金流、全要素生产率以及管理创新成本的 P 值分别是0.333,0.125,0.333以及0.273,验证了平行趋势假说,而且2006年之后(含2006)实验组与对照组样本数据的系统差异性也均得到了验证.在一阶时间差分 Δ 的基础之上,本文计算了实验组与对照组的双重差分 $\Delta\Delta$,不难发现,2006年清洁生产目录实施之后,企业的利润率和现金流净增加了0.003以及0.024,而全要素生产率和管理创新成本则降低了0.061和62.138,主要变量的符号验证了基准模型中 time_treat 的系数符号方向,研究结论符合预期.

表4中基于式(3)对实验组和对照组的平行趋势假定进行了检验,一方面,本文设定了 treat_before 和 treat_after 等2个交互项,系数分别代表了2006年之前与2006年之后样本中实验组对照组的面板样本中观测变量的系统性差异.另一方

面,本文还对环境规制政策执行之前的2004和2005年,以及政策执行后2006和2007年的实验组和对照组观测变量的系统差异进行了检验,结果取决于 treat_2004 , treat_2005 , treat_2007 以及 treat_2008 的系数显著性.

表4中面板样本 treat_before 变量无一例外系数均不显著,佐证了环境规制政策实施之前包括企业利润率、现金流、企业全要素生产率以及管理费用并没有系统性的差别,满足平行趋势假定,进一步, treat_after 系数则显示,除了全要素生产率之外,环境规制对其他蓝色红利变量的影响系数均能通过不同水平的显著检验,体现了环境规制政策的净效应.同理,对于截面样本而言,政策执行之前的 treat_2004 和 treat_2005 系数不显著,证实了平行趋势假定,但在政策执行之后1期后的变量 treat_2007 对包括企业全要素生产率在内的所有蓝色红利变量系数均显著,但政策执行2期后变量 treat_2008 对企业经营绩效影响变得不显著,这意味着清洁生产目录对于企业的经营绩效虽然具有“立竿见影”的效果,但在政策效果的延续方面还存在改进之处,需要进一步市场化的环境规制手段予以补充,实现企业环境合规成本的内生化.

3.3 安慰剂检验

表5 环境规制政策效果的安慰剂检验

Table 5 Placebo test for the effectiveness of environmental regulation policies

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
变量	盈利能力		盈利质量		波特效应		管理创新成本	
time_fake_treat	-0.000470 (0.000285)		0.00502 (0.00640)		0.00481 (0.00606)		0.00485 (0.00363)	
$\text{time_from2005_treat}$		0.00173 (0.00387)		0.0290 (0.0699)		-0.00381 (0.0406)		-0.0130 (0.0442)
tr_time_treat	0.00213 (0.00194)	0.00212 (0.00193)	-0.0638 (0.0437)	-0.0641 (0.0438)	-0.135*** (0.0207)	-0.135*** (0.0208)	0.0358 (0.0353)	-0.101*** (0.0281)
$\ln\text{job}$	0.00352*** (0.000726)	0.00352*** (0.000727)	0.952*** (0.0195)	0.952*** (0.0195)	0.141*** (0.0120)	0.141*** (0.0120)	0.413*** (0.0154)	0.845*** (0.0161)
hhi	-0.0106*** (0.00247)	-0.0106*** (0.00247)	-0.262** (0.109)	-0.262** (0.109)	-0.245*** (0.0764)	-0.245*** (0.0764)	-0.160*** (0.0449)	-0.0377 (0.101)
w_exp_den	-0.0125*** (0.00217)	-0.0125*** (0.00217)	0.0712 (0.0664)	0.0711 (0.0664)	0.0830 (0.0506)	0.0830 (0.0506)	0.136*** (0.0175)	0.423*** (0.0911)
state_own	-0.0150*** (0.00202)	-0.0150*** (0.00202)	-0.0956 (0.0780)	-0.0957 (0.0780)	-0.0444 (0.0308)	-0.0444 (0.0308)	0.0249 (0.0227)	0.492*** (0.0499)
$\ln\text{pgdp}$	0.00513*** (0.00169)	0.00512*** (0.00169)	0.436*** (0.0550)	0.436*** (0.0550)	0.235*** (0.0401)	0.235*** (0.0402)	0.592*** (0.0677)	0.457*** (0.0709)
$\ln\text{seg}$	0.00102 (0.00187)	0.000999 (0.00186)	-0.0499 (0.0463)	-0.0502 (0.0463)	0.0275 (0.0363)	0.0275 (0.0362)	-0.0753*** (0.0218)	0.0437 (0.0538)
w_govfis	-0.0238 (0.0198)	-0.0239 (0.0199)	0.885* (0.444)	0.883* (0.444)	-0.355 (0.234)	-0.355 (0.235)	0.235 (0.464)	2.162*** (0.329)

续表 5

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
变量	盈利能力		盈利质量		波特效应		管理创新成本	
struc	-0.0908*** (0.0102)	-0.0907*** (0.0102)	-2.918*** (0.180)	-2.916*** (0.180)	-1.129*** (0.195)	-1.128*** (0.195)	-1.305*** (0.265)	1.480*** (0.312)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本	264440	264440	245011	245011	92632	92632	246642	264438
调整 R^2	0.054	0.054	0.417	0.417	0.154	0.154	0.849	0.462

安慰剂检验实质上是反事实检验的一种方法,利用倍差估计法(DID)评估环境规制政策绩效可能遭受质疑,其中的逻辑在于,清洁生产目录实施的年份可能对企业没有实质意义,企业的绩效指标变化可能来自于其他未知的因素影响,如果其他政策冲击与清洁生产目录标准的实施无关,但 `time_treat` 的系数在其他年份依然显著,这意味着 `time_treat` 对于企业绩效的影响应该归因于清洁生产目录之外的其他因素.为此本文进一步通过样本调整,构造“反事实样本”进行安慰剂检验(placebo test),首先是进行样本调整,本文基于当年实验组样本的企业数目,然后在总样本总数随机挑选了相同数量的企业作为实验组,交互项 `time_fake_treat` 反映了随机样本中环境规制的蓝色红利效应.此外,对环境规制政策的作用时间进行调整,以评估环境规制的“预期效应”或者“滞后效应”.本文假定 2005 年作为虚假的环境规制冲击年份进行检验,变量 `time_from2005_treat` 的系数显著,不显著符合预期,意味着企业存在对环境规制政策的预期效应.表 5 中,随机样本 `time_fake_treat` 系数以及虚假冲击变量 `time_from2005_treat` 系数样本无一例外不显著,证实了本文中 2006 年清洁生产目录之一环境规制政策冲击效应的存在.

3.4 异质性特征

我国中央政府对地方有绝对的人事任免权,在政治晋升、税收竞争以及社会就业的三重激励之下,地方政府倾向于采取市场分割的地方保护主义发展本地经济,或者采用竞争到底的环境政策吸引高污染企业的进入,在此背景下,环境规制策略行为可能会加强“污染避难所”效应,弱化环境规制政策效果.表 6 中市场分割与政策冲击的交互项 `time_treat_seg` 系数反映了策略性不合作的影响.结果显示,策略性不合作显著抑制了环境规制对企

业利润、现金流以及全要素生产率的促进作用,降低了清洁生产目录政策实施的蓝色红利,与此同时也提高了管理创新成本,不利于企业组织管理效率的提升.

表 6 环境规制策略互动与蓝色红利效应异质性

Table 6 Environmental regulation strategy interaction and blue dividend effect heterogeneity

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	盈利能力	盈利质量	波特效应	管理创新成本
<code>time_treat_seg</code>	-0.00212* (0.00110)	-0.0526** (0.0264)	0.0355 (0.0224)	0.0207 (0.0216)
<code>time_treat</code>	-0.0160* (0.00931)	0.502** (0.224)	0.276 (0.190)	0.168 (0.184)
<code>lnseg</code>	0.00110 (0.000795)	-0.0537*** (0.0191)	0.0255 (0.0177)	0.0426*** (0.0157)
<code>tr_time_treat</code>	0.00212*** (0.000599)	-0.0649*** (0.0143)	-0.135*** (0.0129)	-0.101*** (0.0118)
<code>lnjob</code>	0.00352*** (0.000108)	0.952*** (0.00259)	0.141*** (0.00237)	0.845*** (0.00214)
<code>hhi</code>	-0.0106*** (0.00104)	-0.262*** (0.0254)	-0.245*** (0.0228)	-0.0377* (0.0205)
<code>w_exp_den</code>	-0.0125*** (0.000464)	0.0707*** (0.0113)	0.0830*** (0.0102)	0.423*** (0.00916)
<code>state_own</code>	-0.0151*** (0.000515)	-0.0959*** (0.0127)	-0.0444*** (0.0120)	0.492*** (0.0102)
<code>lnpgdp</code>	0.00511*** (0.000411)	0.436*** (0.01000)	0.235*** (0.00924)	0.457*** (0.00811)
<code>w_govfis</code>	-0.0240*** (0.00409)	0.876*** (0.0997)	-0.354*** (0.0918)	2.161*** (0.0808)
<code>struc</code>	-0.0907*** (0.00252)	-2.912*** (0.0613)	-1.129*** (0.0570)	1.481*** (0.0498)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
样本	264440	245011	92632	264438
调整 R^2	0.054	0.417	0.154	0.462

表 6 显示,企业规模的扩大强化了环境规制的蓝色红利效应,企业规模越大,环境规制对企业的利润率、现金流以及全要素生产率的提升越显著,规

模较大的企业对环境规制下的合规成本不敏感,能够在承担相关成本支出增加的情况下调整生产工艺与生产流程,促进企业的效率改善,与此同时,较大规模的企业往往承担了税收与就业的社会负担,因此也会得到更多的财政补贴支持,有利于进一步保持现金流的充裕,但也进一步加剧了企业的管理成本。表 7 中,环境规制的蓝色红利效应在国有企业中更显著,与私有企业、外商投资企业以及港澳台外资企业相比,环境规制对国有企业的利润率、现金流以及全要素生产率的改善更为显著,但相比而言,对非国有企业的管理创新成本的抑制作用更显著,这意味着环境规制会给非国有企业带来更大的生存压力,倒逼其通过引进治污处理设备和技术人才,优化生产与管理流程的方式提高管理创新水平,而国有企业因为预算软约束的问题能够源源不断的获得政府资金与信贷资源的支持,对环境规制的合规成本并不敏感。

表 7 环境规制与蓝色红利效应的企业规模异质性
Table 7 Enterprise size heterogeneity of the blue dividend effect from environmental regulation

模型 变量	(1) 盈利能力	(2) 盈利质量	(3) 波特效应	(4) 管理创新成本
time_treat_job	0.00260*** (0.000425)	0.0701*** (0.0102)	0.0519*** (0.00900)	0.0807*** (0.00839)
time_treat	-0.0106*** (0.00222)	-0.280*** (0.0533)	-0.280*** (0.0484)	-0.395*** (0.0438)
lnjob	0.00338*** (0.000111)	0.949*** (0.00265)	0.138*** (0.00243)	0.840*** (0.00219)
tr_time_treat	0.00206*** (0.000599)	-0.0658*** (0.0143)	-0.135*** (0.0129)	-0.102*** (0.0118)
hhi	-0.0106*** (0.00104)	-0.262*** (0.0254)	-0.245*** (0.0228)	-0.0376* (0.0205)
w_exp_den	-0.0124*** (0.000464)	0.0722*** (0.0113)	0.0840*** (0.0102)	0.424*** (0.00916)
state_own	-0.0152*** (0.000515)	-0.100*** (0.0128)	-0.0491*** (0.0121)	0.487*** (0.0102)
lnpgdp	0.00503*** (0.000411)	0.434*** (0.0100)	0.234*** (0.00924)	0.455*** (0.00811)
lnseg	0.000912 (0.000793)	-0.0528*** (0.0191)	0.0267 (0.0176)	0.0414*** (0.0156)
w_govfis	-0.0243*** (0.00409)	0.871*** (0.0997)	-0.357*** (0.0917)	2.156*** (0.0807)
struc	-0.0904*** (0.00252)	-2.907*** (0.0613)	-1.125*** (0.0570)	1.487*** (0.0498)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
样本	264440	245011	92632	264438
调整 R ²	0.054	0.417	0.154	0.462

表 8 环境规制与蓝色红利效应的企业所有制异质性
Table 8 Enterprise ownership heterogeneity of the blue dividend effect from environmental regulation

模型 变量	(1) 盈利能力	(2) 盈利质量	(3) 波特效应	(4) 管理创新成本
time_treat_state	0.0103*** (0.00161)	0.272*** (0.0393)	0.184*** (0.0353)	-0.0987*** (0.0319)
time_treat	0.000825 (0.000889)	0.0291 (0.0216)	-0.0424** (0.0197)	0.00331 (0.0175)
state_own	-0.0162*** (0.000543)	-0.126*** (0.0135)	-0.0674*** (0.0128)	0.502*** (0.0107)
tr_time_treat	0.00211*** (0.000599)	-0.0644*** (0.0143)	-0.134*** (0.0129)	-0.101*** (0.0118)
lnjob	0.00352*** (0.000108)	0.952*** (0.00259)	0.141*** (0.00237)	0.845*** (0.00214)
hhi	-0.0105*** (0.00104)	-0.261*** (0.0254)	-0.244*** (0.0228)	-0.0383* (0.0205)
w_exp_den	-0.0125*** (0.000464)	0.0708*** (0.0113)	0.0831*** (0.0102)	0.423*** (0.00916)
lnpgdp	0.00508*** (0.000411)	0.435*** (0.0100)	0.235*** (0.00924)	0.457*** (0.00811)
lnseg	0.000947 (0.000793)	-0.0519*** (0.0191)	0.0274 (0.0176)	0.0441*** (0.0157)
w_govfis	-0.0242*** (0.00409)	0.875*** (0.0997)	-0.356*** (0.0917)	2.164*** (0.0808)
struc	-0.0905*** (0.00252)	-2.910*** (0.0613)	-1.127*** (0.0570)	1.479*** (0.0498)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
样本	264440	245011	92632	264438
调整 R ²	0.054	0.417	0.154	0.462

3.5 稳健性检验

为了廓清清洁生产目录标准的净效应,还有必要综合考虑 2006 年国家集中出台的其他环境政策干扰,进行稳健性检验。梳理政策文本发现,2006 年国家发改委的清洁生产评价体系与清洁生产目录的目标 4 位数行业无重复,因此将这一事件的影响剔除。此外本文的研究还需要考虑中国环境保护部的官方网站的排放标准清单,其中 2006 年的排放清单目录包括啤酒工业污染物排放标准(GB 19821-2005)、医疗机构水污染物排放标准(GB18466-2005)以及煤炭工业污染排放物标准(GB 20426-2006 部分替代:GB 8978-1996;GB 16297-1996)等,有必要在稳健性检验的时候可以把政策重合的啤酒工业污染物排放标准(GB 19821-2005)的行业剔除,结果共删除了 2554 个样本。表 9 中反映了基准模型的再检验结果,不难发现环境规制对企业的盈利能力和盈利质量依然具有显著的促进作用,此外还有助于降

低企业的管理创新成本以及有利于提高企业组织管理效率,而值得注意的是,环境规制对企业的波特效应的抑制作用开始变得显著.此外其他控制变量的系数与基准模型几无差别,证实了研究结论的稳健性.

表 9 稳健性检验
Table 9 Robust test

模型 变量	(1) 盈利能力	(2) 盈利质量	(3) 波特效应	(4) 管理创新成本
time_treat	0.00204** (0.000925)	0.0770*** (0.0224)	-0.0348* (0.0203)	-0.0134*** (0.0015)
tr_time_treat	0.00220*** (0.000598)	-0.0657*** (0.0143)	-0.135*** (0.0129)	0.0327** (0.0129)
lnjob	0.00349*** (0.000108)	0.951*** (0.00260)	0.140*** (0.00238)	0.413*** (0.00406)
hhi	-0.0110*** (0.00105)	-0.262*** (0.0257)	-0.233*** (0.0230)	-0.173*** (0.0303)
w_exp_den	-0.0125*** (0.000463)	0.0713*** (0.0113)	0.0840*** (0.0102)	0.137*** (0.0131)
state_own	-0.0151*** (0.000521)	-0.0977*** (0.0129)	-0.0497*** (0.0122)	0.0293* (0.0165)
lnpgdp	0.00489*** (0.000412)	0.436*** (0.0100)	0.236*** (0.00928)	0.597*** (0.0418)
lnseg	0.000676 (0.000795)	-0.0523*** (0.0192)	0.0285 (0.0177)	-0.0744*** (0.0117)
w_govfis	-0.0276*** (0.00411)	0.872*** (0.100)	-0.338*** (0.0922)	0.281 (0.181)
struc	-0.0888*** (0.00253)	-2.946*** (0.0617)	-1.143*** (0.0572)	-1.333*** (0.165)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
样本	261939	242862	91886	244214
调整 R ²	0.053	0.414	0.153	0.847

3.6 启示

本文证实了环境规制对企业盈利、盈利质量、波特效应以及管理创新成本等蓝色红利的显著影响,在生态文明建设背景下,提高未来环境规制政策的有效性要求进一步强化对特定污染行业的环境规制政策,增强环境管理集权,完善省级以下行政区环境政策执行的垂直管理体系,并扩大中央政府在环境保护事务中的支出范围.由于环境规制政策的蓝色红利效应的发挥还依赖于市场一体化的制度环境,这就要求进一步打破省际壁垒和地方保护主义,推动区域污染防治合作机制的不断完善;其次,要求进一步深化国企改革,转变国有企业内部的僵化体制,合理发挥环境规制对大型企业、国有企业的蓝色红利促进效应.最后,要求给予机制活、规模小、

效率高的中小企业一定的环保资金补贴支持.

4 结论

4.1 环境规制显著提高了制造业企业的利润率和现金流充裕水平,降低了企业的组织管理创新成本,但短期内环境规制无法实现企业全要素生产率的提高.

4.2 地方政府之间的策略不合作抑制了环境规制对企业利润、现金流和全要素生产率的促进作用,提高了企业的管理创新成本.

4.3 企业规模扩大强化了环境规制的蓝色红利效应,企业规模越大,环境规制对企业的利润率、现金流以及全要素生产率的提升更显著,但也进一步提高了企业的管理创新成本.

4.4 环境规制对国有企业的利润率、现金流以及全要素生产率的改善更为显著,有利于降低非国有企业的管理创新成本,促进非国有企业组织管理创新.

参考文献:

- [1] Tullock G. Excess benefit [J]. *Water Resources Research*, 1967,3(2): 643-644.
- [2] Pearce D. The Role of Carbon Taxes in Adjusting to Global Warming [J]. *The Economic Journal*, 1991,101(407):938.
- [3] Porter M E. America's green strategy, *Scientific American*, 1991, (4):96.
- [4] Berman E, Bui L T. Environmental regulation and productivity: evidence from oil refineries. *Review of Economics and Statistics*, 2001,83(3):498-510.
- [5] Ambec S, Cohen M A, Elgie S, Lanoie P. The Porter hypothesis at 20: can environmental regulation enhance innovation and competitiveness?. *Review of environmental economics and policy*, 2013,7(1):2-22.
- [6] 李 钢,马 岩,姚磊磊.中国工业环境管制强度与提升路线——基于中国工业环境保护成本与效益的实证研究 [J]. *中国工业经济*, 2010,(3):31-41.
Li G, Ma Y, Yao L L. The Intensity and upgrade path for china's industrial environmental regulation: An Empirical study of the costs and benefits of china's industrial environmental protection [J]. *China Industrial Economics*, 2010,(3):31-41.
- [7] 董敏杰,梁泳梅,李 钢.环境规制对中国出口竞争力的影响——基于投入产出表的分析 [J]. *中国工业经济*, 2011,(3):57-67.
Dong M J, Liang Y M, Li G. Impact of environmental regulation on china's export competitiveness: Based on the input-output model [J]. *China Industrial Economics*, 2011,(3):57-67.
- [8] 张三峰,卜茂亮.环境规制,环保投入与中国企业生产率——基于中国企业问卷数据的实证研究 [J]. *南开经济研究*, 2011,(2):129-146.
Zhang S F, Bu M L. Environmental regulation,environmental protection investment and productivity: An Empirical study based on questionnaire of enterprises in China [J]. *Nankai Economic Studies*,

- 2011,(2):129-146.
- [9] Gray W B. The cost of regulation: OSHA, EPA and the productivity slowdown [J]. *American Economic Review*, 1987,77(77):998-1006.
- [10] Christainsen G B, Haveman R H. The contribution of environmental regulations to the slowdown in productivity growth [J]. *Journal of environmental economics and management*, 1981,8(4):381-390.
- [11] 张 华.地区间环境规制的策略互动研究——对环境规制非完全执行普遍性的解释 [J]. *中国工业经济*, 2016,(7):74-90.
Zhang H. Strategic interaction of regional environmental regulation: An Explanation on the universality of incomplete enforcement of environmental regulation [J]. *China Industrial Economics*, 2016,(7): 74-90.
- [12] Porter M E. Towards a dynamic theory of strategy. *Strategic management journal* [J]. 1991,12(S2):95-117.
- [13] Porter M E, Van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. *Journal of economic perspectives*, 1995,9(4):97-118.
- [14] Mohr R D. Technical change, external economies, and the Porter hypothesis [J]. *Journal of Environmental economics and management*, 2002,43(1):158-168.
- [15] 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.
Tang W Q, Qian H Q, Wu L B. The mechanism and effects of allocation of emission rights on the condition of endogenous growth [J]. *Social Sciences in China*, 2016,(1):60-81.
- [16] Barrett S. Strategic environmental policy and international trade [J]. *Journal of public Economics*, 1994,54(3):325-338.
- [17] Simpson R D, Bradford R L. Taxing variable cost: Environmental regulation as industrial policy [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1996,30(3):282-300.
- [18] Brunnermeier S B, Cohen M A. Determinants of environmental innovation in US manufacturing industries [J]. *Journal of environmental economics and management*, 2003,45(2):278-293.
- [19] Johnstone N, Haščić I, Popp D. Renewable energy policies and technological innovation: evidence based on patent counts [J]. *Environmental and resource economics*, 2010,45(1):133-155.
- [20] 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):160-73.
Tu Z G, Chen R J. Can emissions trading scheme achieve the Porter effect in China [J]. *Economic Research Journal*, 2015,(7):160-73.
- [21] Feng C, Shi B, Kang R. Does Environmental Policy Reduce Enterprise Innovation?—Evidence from China [J]. *Sustainability*, 2017,9(6):872.
- [22] Jaffe A B, Palmer K. Environmental regulation and innovation: a panel data study [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1997,79(4): 610-619.
- [23] Hamamoto M. Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries [J]. *Resource & Energy Economics*, 2006,28(4):299-312.
- [24] 范 丹,王维国.中国区域环境绩效及波特假说的再检验 [J]. *中国环境科学*, 2013,33(5):952-959.
Fan D, Wang W G. Environmental performance in China's regional economies and re-testing the Porter Hypothesis [J]. *China Environmental Science*, 2013,33(5):952-959.
- [25] 徐彦坤,祁 毓.环境规制对企业生产率影响再评估及机制检验 [J]. *财贸经济*, 2017,38(6):147-160.
Xu Y K, Qi Y. Re-evaluate the impact of environment regulation enterprise productivity and its mechanism [J]. *Finance & Trade Economics*, 2017,38(6):147-160.
- [26] 韩 超,张伟广,冯展斌.环境规制如何“去”资源错配—基于中国首次约束性污染控制的分析 [J]. *中国工业经济*, 2017,(4):115-134.
Han C, Zhang W G, Feng Z B. How does environmental regulation remove resource misallocation: An Analysis of the first obligatory pollution control in China [J]. *China Industrial Economics*, 2017, (4):115-134.
- [27] Restuccia D, Rogerson R. Policy distortions and aggregate productivity with heterogeneous establishments [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2008,11(4):707-720.
- [28] Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in china and India [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009,124(4):1403-1448.
- [29] Brandt L, Van Biesebroeck J Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. *Journal of development economics*, 2012,97(2):339-351.
- [30] 王 腾,严 良,何建华,等.环境规制影响全要素能源效率的实证研究——基于波特假说的分解验证 [J]. *中国环境科学*, 2017,37(4): 1571-1578.
Wang T, Yan L, He J H, et al. An empirical study on the effect of environmental regulation on total factor energy efficiency: Decomposition verification based on Potter hypothesis [J]. *China Environmental Science*, 2017,37(4):1571-1578.
- [31] 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):155-174.
Long X N, Wan W. Environmental regulation, corporate profit margins and compliance cost heterogeneity of different scale enterprises [J]. *China Industrial Economics*, 2017,(6):155-174.
- [32] 陈 林,伍海军.国内双重差分法的研究现状与潜在问题 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2015,(7):133-148.
Chen L, Wu H J. Research status and potential problems of difference-in-difference method in China [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2015,(7):133-148.
- [33] Card A D. Using the longitudinal structure of earnings to estimate the effect of training programs [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1985,67(4):648-660.
- [34] Meyer B. Natural and Quasi-Experiments in Economics [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1995,13(2):151-161.
- [35] 周黎安,陈 焯.中国农村税费改革的政策效果:基于双重差分模型的估计 [J]. *经济研究*, 2005,(8):44-53.
Zhou L A, Chen Y. The Policy effect of tax-and-fees reforms in rural China: A difference-in-differences estimation [J] *Economic Research Journal*, 2005,(8):44-53.
- [36] Heckman J J, Jr R R. Alternative methods for evaluating the impact of interventions: An overview [J]. *Journal of Econometrics*, 1985, 30(1):239-267.
- [37] Manski C F. Anatomy of the Selection Problem [J]. *Journal of Human Resources*, 1989,24(3):343-360.
- [38] Bertrand M, Duflo E, Mullainathan S. How much should we trust

- differences-in-differences estimates? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2004,119(1):249-275.
- [39] GB/T4754-2011 国民经济行业分类 [S]. 2011.
GB/T4754-2011 National Economic Industry Classification [S]. 2011.
- [40] Brandt L, Biesebroeck J V, Zhang Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012,97(2):339-351.
- [41] 聂辉华,贾瑞雪.中国制造业企业生产率与资源误置 [J]. *世界经济*, 2011,(7):27-42.
Nie H H, Jia R X. China's manufacturing enterprise productivity and resource misallocation [J]. *The Journal of World Economy*, 2011,(7): 27-42.
- [42] 杨汝岱.中国制造业企业全要素生产率研究 [J]. *经济研究*, 2015,(2):61-74.
- [43] Yang R D. Study on the total factor productivity of Chinese manufacturing enterprises [J]. *Economic Research Journal*, 2011,(7): 27-42.
- [44] Berman E, L T M Bui. Environmental regulation and productivity: evidence from oil refineries [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2001,83(3):498-510.
- [45] Jefferson G H, S Tanaka, W Yin. Environmental regulation and industrial performance: Evidence from unexpected externalities in China [R]. SSRN Working Paper, 2013.
- [46] Bates T W, Kahle K M, Stulz R M. Why Do U.S. Firms hold so much more cash than they used to? [J]. *Journal of Finance*, 2009, 64(5):1985-2021.
- [47] Malherbe F. Self-fulfilling liquidity dry-ups[J]. *Journal of Finance*, 2014,69(2):947-970.
- [48] 刘波,李志生,王泓力,等.现金流不确定性与企业创新 [J]. *经济研究*, 2017,52(3):166-180.
Liu B, Li Z S, Wang H L, et al. Cash flow uncertainty and corporate innovation [J]. *Economic Research Journal*, 2017,52(3):166-180.
- [49] Bolton P, Chen H, Wang N. A unified theory of Tobin's Q, corporate investment, financing, and risk management [J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2011,66(5):1545-1578.
- [50] Chambers R G, Chung Y, Färe R. Benefit and Distance Functions [J]. *Journal of Economic Theory*, 1996,70(2):407-419.
- [51] Guariglia A, Liu X, Song L. Internal finance and growth: Microeconomic evidence on Chinese firms [J]. *Journal of Development Economics*, 2008,96(1):79-94.
- [52] Olley G S, Pakes A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. *Econometrica*, 1996,64(6):1263-1297.
- [53] Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservable [J]. *Review of Economic Studies*, 2010, 70(2):317-341.
- [54] 孙博文,雷明.市场分割、降成本与高质量发展:一个拓展新经济地理模型分析 [J]. *改革*, 2018,(7):53-63.
Sun B W, Lei M. Market segmentation, cost reduction and high quality development: An analysis of a new economic geography model [J]. *Reform*, 2018,(7):53-63.
- [55] 国家发展和改革委员会、原国家环境保护总局.清洁生产审核暂行办法 [Z]. 2004-8-16.
National Development and Reform Commission、Former State Environmental Protection Administration. Interim measures for clean production audit [Z]. 2004-8-16.
- [56] 国家发展和改革委员会、原国家环境保护总局.重点企业清洁生产审核程序的规定 [Z]. 2005-12-13.
National Development and Reform Commission、Former State Environmental Protection Administration. Provisions for the Clean Production Audit Procedures of Key Enterprises [Z]. 2005-12-13.

作者简介: 孙博文(1988-),男,河南商丘人,博士后,主要从事环境经济与区域可持续发展方面研究.发表论文 30 余篇.