



孙博文. 清洁生产标准实施对污染行业僵尸企业的处置效果[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(11): 48-58. [SUN Bowen. Estimation of the effect of the implementation of cleaner production standards on zombie firm disposal in polluting industries [J]. China population, resources and environment, 2021, 31(11): 48-58. ]

# 清洁生产标准实施对污染行业僵尸企业的处置效果

孙博文<sup>1,2</sup>

(1. 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, 北京 100732; 2. 中国社会科学院环境与发展研究中心, 北京 100732)

**摘要** 利用1998—2013年中国工业企业数据库和中国工业企业污染数据库的匹配数据, 在基于松弛的方向性距离函数的Luenberger生产率指数测算企业绿色全要素生产率基础上, 采用多期DID方法实证检验了清洁生产标准实施这一环境规制政策对污染行业僵尸企业处置的影响及微观机制。通过一系列平行趋势检验、政策自选择问题处理、排除其他政策干扰因素和安慰剂检验, 得到了稳健可靠的结论: ①清洁生产标准实施对僵尸企业的复活和退出都有显著的推动作用, 分别使得僵尸企业复活和退出的概率增加了1.7%和0.7%, 相对于对照组平均水平, 相对效果分别提升了10.8%和9.3%。②清洁生产标准实施对僵尸企业处置的影响存在企业污染密集度、企业所有制以及企业规模的异质性。对重污染行业、非国有僵尸企业复活和退出都有显著影响, 但对轻污染行业、国有僵尸企业影响不显著。对大规模僵尸企业表现出更强的复活作用, 而退出效应更多地体现在小规模僵尸企业。③地方财政分权水平的提升, 加剧了地方环境规制不完全执行, 抑制了清洁生产标准实施的僵尸企业处置效果。④微观机制方面, 清洁生产标准实施显著增加了企业污染治理成本, 并提高了企业的绿色全要素生产率, 通过合规成本效应和波特效应的发挥促进了僵尸企业处置。针对相关研究结论的政策启示是, 在推动僵尸企业处置、实现全面绿色转型背景下, 要求在当前颁布的清洁生产标准基础上, 进一步扩大清洁生产标准覆盖行业, 不断完善清洁生产标准体系。研究结论还凸显了进一步深化财税体制改革、加强中央在环境治理方面的事权和支出责任、实现地方财权事权匹配的必要性。

**关键词** 清洁生产标准; 僵尸企业处置; 波特效应; DID

中图分类号 F424.1 文献标志码 A 文章编号 1002-2104(2021)11-0048-11 DOI: 10.12062/cpre.20210603

僵尸企业是经济社会发展顽疾以及国内大循环的梗阻, 是产能过剩的重要根源, 如果处置不好, 将对构建供给需求动态适配的新发展格局产生不利影响。僵尸企业的核心特征是“僵而不死”, 虽缺乏盈利能力却能获得优惠信贷支持, 除了造成产能过剩和金融资源错配问题<sup>[1-2]</sup>, 僵尸企业还挤占了正常企业投资<sup>[3]</sup>, 不利于企业技术创新<sup>[4]</sup>以及加剧了正常企业环境污染<sup>[5]</sup>和逃税行为<sup>[6]</sup>。根据国务院《第一次全国污染源普查方案》以及学术界关于行业污染密集程度的划分, 超过九成的僵尸企业分布于污染密集型行业中<sup>[7-8]</sup>, 这就为从僵尸企业处置的视角, 系统评估环境规制政策的去产能效果提供了理论和政策依据。长期以来, 中国环境规制政策以末端治理为主, 难以从源头上预防污染排放。自2003年清洁生产促进法颁布之后, 以源头治理为特征的清洁生产环境规制政策日益严格, 国家发改委、生态环境部陆续出台了清洁

生产审核办法、清洁生产评价体系以及针对具体行业的清洁生产标准等, 其中清洁生产标准实施对企业约束更为严格、更加具有针对性、更加难以规避<sup>[9]</sup>。从机制上, 清洁生产标准实施这一全生命周期污染防治手段将对污染行业僵尸企业的生存带来全方面的影响, 很有可能通过提高僵尸企业污染治理成本, 发挥合规成本效应, 推动僵尸企业退出市场。此外, 还有可能倒逼企业引进先进技术设备、提高资源利用效率, 促进企业全要素生产率的提升, 通过发挥波特效应促进僵尸企业复活, 有效推动僵尸企业处置。

基于以上分析, 该研究将探讨清洁生产标准实施对僵尸企业处置的影响及微观机制。首先, 从清洁生产标准实施的视角探讨了环境规制对污染行业僵尸企业复活和退出的影响。其次, 将历年颁布的清洁生产标准视为准自然实验, 采用双重差分法(DID)对清洁生产标准实施

收稿日期: 2021-01-01 修回日期: 2021-07-05

作者简介: 孙博文, 博士, 副研究员, 主要研究方向为环境政策评估与绿色创新经济学。E-mail: sunbowen@cass.org.cn。

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“环境规制对僵尸企业形成影响机制与异质性研究”(批准号: 19CJY028); 中国社会科学院马克思主义理论学科建设与理论研究工程重大项目“加快构建新发展格局的重点任务和实施路径研究”(批准号: 2021mgczd016); 中国社会科学院青年科研启动基金项目“绿色全要素生产率视角下僵尸企业负外部性研究”(批准号: 0201024100621018)。

效应进行系统评估。第三,采用1998—2013年中国工业企业数据库和中国工业企业污染数据库匹配微观数据,基于松弛的方向性距离函数的Luenberger生产率指数方法测算企业绿色全要素生产率,用以衡量环境规制的绿色创新波特效应。第四,基于中介效应模型,检验了清洁生产标准实施的波特效应和合规成本效应,讨论了僵尸企业的污染密集程度、所有制属性、企业规模和地方财政分权异质性所带来的僵尸企业处置结果差异。

## 1 文献综述、机制分析与研究设计

### 1.1 文献综述与机制分析

党的十八大以来,中央提出的僵尸企业处置思路是“少破产清算,多兼并重组”,鼓励通过一系列市场化改革方式提高僵尸企业经营绩效,重新激发僵尸企业的市场活力。而且,也有诸多研究探讨了市场化机制对于僵尸企业处置的积极推动作用。比如,蒋灵多等<sup>[10]</sup>以外资管制放松这一市场化改革为例,发现市场化改革显著提高了僵尸企业的全要素生产率,因此有助于促进僵尸企业复活。此外,方明月等<sup>[11]</sup>发现国有企业混合所有制改革显著促进了僵尸企业的复活,而且非国有资本或者市场化程度越高,则治愈效果越显著。但是,由于僵尸企业大量集中在污染密集行业、国有企业之中,而且还承担了地方就业、税收保障的经济社会功能,具有显著的经济与环境外部性,因此不可避免造成市场化处置方式的“市场失灵”问题,使得单纯依赖市场并不能完全解决僵尸企业的处置问题。针对这一问题,黄婷等<sup>[12]</sup>指出,市场机制难以实现僵尸企业,尤其是国有僵尸企业的自动退出,针对僵尸企业采用强制性的退出干预手段或者其他非经济规制手段,是打破国有僵尸企业制度依赖性,推动国有僵尸企业退出市场的重要抓手。比如,蒋灵多等<sup>[13]</sup>发现,最低工资标准的调整,会促使企业精简雇佣人员实现内部结构调整,提高了企业全要素生产率与企业利润率并降低了企业负债率,从而降低了企业成为僵尸企业的概率,更透明的会计准则和更严格的银行监管政策也可以促进僵尸企业的重生<sup>[14-15]</sup>。

总的来看,鲜有学者从环境规制政策执行的视角探讨其对僵尸企业处置的影响。现实中,考虑到僵尸企业主要分布于污染密集型行业这一事实,这一污染负外部性的存在要求出台必要的环境规制政策约束企业污染行为。从环境治理针对的环节来看,与传统的末端治理相比,以清洁生产标准实施为代表的源头治理型环境规制政策,更加重视污染综合防治,通常表现出更好的污染治理效果,而且对改善企业资源利用效率、资源配置效率以及提高企业经营绩效有显著作用<sup>[9,16]</sup>。

从具体的机制来看,清洁生产标准实施将通过合规成本效应和波特效应的发挥,推动僵尸企业退出或复活。清洁生产体现了全生命周期下的污染治理思维,要求通过改进设计、清洁能源和原料使用、采用先进的工艺技术与设备、改善管理、综合利用等措施,从源头削减污染,提高资源利用效率,减少污染物和有毒物质排放。一方面,在环境治理目标下,短期内环境规制会提高企业的污染治理投资成本,表现出合规成本效应<sup>[17-18]</sup>。因此,清洁生产标准实施可能通过发挥合规成本效应,使得本来就缺乏自生能力、低效率的僵尸企业因无法承受环境规制成本而直接退出市场。另一方面,从动态的视角来看,在“波特假说”下,环境规制政策有助于提高企业绿色技术创新水平,进而部分甚至全部补偿企业因环境规制而产生的遵循成本,使得企业获得新的市场竞争优势<sup>[19-22]</sup>。因此,清洁生产标准实施可能倒逼加大污染治理技术研发投入、增加污染处理设备购买以及提高能源利用效率,并通过提高企业管理效率、促进绿色技术进步等提高了企业绿色全要素生产率<sup>[23]</sup>,进而通过波特效应发挥使得部分僵尸企业重新焕发市场活力而复活。

清洁生产标准实施的僵尸企业处置效应存在一定的异质性特征。由于企业对环境规制的承受力和适应性都存在差异,清洁生产标准实施对僵尸企业的处置影响可能与企业污染密集程度、企业所有制、企业规模以及地方财政分权水平密切相关。首先,污染密集型方面,出于环境规制政策设计的考虑,与清洁生产行业相比,重污染行业显然要受到更为严苛的环境规制政策约束<sup>[24-25]</sup>,使得僵尸企业的处置效果更显著。其次,企业所有制方面,国有企业受当地政府保护,在外部资金、产权保护、税收和市场机遇方面具有明显优势<sup>[26]</sup>,而且能够源源不断地获得优惠信贷支持,这一“预算软约束”特征很有可能导致国有僵尸企业对环境规制的合规成本并不敏感,而且,环境规制对国有僵尸企业的绿色创新研发激励效应也不显著。再次,企业规模方面,由于环境规制的合规成本存在规模异质性<sup>[9]</sup>,对于较大规模僵尸企业来讲,环境规制所带来的平均合规成本更低,使得合规成本效应对僵尸企业的退出影响可能并不显著。最后,财政分权影响方面,中国是注重政治集权、经济分权的单一制国家,在中国式分权体制下,地方政府受到中央政府的财政激励而展开竞争,由于中央与地方政府目标函数存在不一致性,地方政府具有自利性动机和“谋利型”特征,使得其在环境规制执行上具有很大的自由裁量权,促使其将环境规制政策作为地区之间争夺流动性资源的博弈工具,这一策略互动行为往往带来地方环境规制政策不执行,财政分权程度越高则地方环境治理事权和支出责任越大,地方环境规制不执行的动机也越强<sup>[27-28]</sup>,

此外,地方纳税大户议价能力也进一步强化了环境规制不完全执行行为<sup>[29]</sup>。分权体制下,这一环境规制政策执行偏差可能不利于僵尸企业的处置。

## 1.2 研究设计

### 1.2.1 模型设定与变量说明

基于 Beck 等<sup>[30]</sup>多期 DID 模型设定,将清洁生产标准实施作为外生政策冲击事件,评估其对僵尸企业复活(*revive*)和市场退出(*exit*)的处置影响,模型设定如下:

$$revive_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 cps_{ijt} + \delta F_{ijt} + \lambda X_{jt} + II_{jt} + a_i + v_t + \mu_{ijt} \quad (1)$$

$$exit_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 cps_{ijt} + \delta F_{ijt} + \lambda X_{jt} + II_{jt} + a_i + v_t + \mu_{ijt} \quad (2)$$

$$cps_{ijt} = treat_{ij} \times post_t \quad (3)$$

模型(1)一模型(3)中:*i*表示企业,*j*表示企业所处4位数行业,*p*表示企业所在省份,*t*表示年份。模型还控制了一系列固定效应,*a<sub>i</sub>*为企业固定效应,控制不随时间变动的企业特征因素;*v<sub>t</sub>*为时间固定效应,控制宏观变动因素,*μ<sub>ijt</sub>*为残差项,标准误在企业层面聚类调整。具体核心变量说明如下。

被解释变量:僵尸企业复活与退出。模型(1)和模型(2)的被解释变量分别为僵尸企业复活(*revive*)和僵尸企业退出(*exit*)虚拟变量。首先有必要对僵尸企业进行识别。结合 Caballero 等<sup>[2]</sup>、Fukuda 等<sup>[14]</sup>、聂辉华等<sup>[31]</sup>的研究,对僵尸企业识别 FN-CHK 标准进行了修正。一方面,为了防止个别僵尸企业在个别年份出现实际利润微弱为正,导致之后若干年份无法被识别为僵尸企业的情形,参考 Imai<sup>[32]</sup>的修正法,采用连续若干年(两年)实际利润的平滑均值作为当年的真实利润情况,在常青贷款原则之上,将扣除信贷补贴的营业利润连续两年平滑均值小于0的企业在当年识别为僵尸企业。另一方面,考虑到僵尸企业的持续性,研究设定只有企业在上一年与当年的连续两年被识别为僵尸企业,那么在当年才被识别为僵尸企业(*zombie*)。

该研究关注的是僵尸企业处置效果,因此将样本区间从未出现过僵尸状态的正常企业删除。参照蒋灵多等<sup>[13]</sup>的设定方法,若企业在 *t-1* 为僵尸企业 (*zombie<sub>i,t-1</sub>*=1),但到 *t* 年变成正常企业 (*zombie<sub>i,t</sub>*=0),那么定义该僵尸企业在 *t* 年被治愈而复活 (*revive<sub>i,t</sub>*=1),否则 *revive* 为 0;对一直处于僵尸企业状态但在 *t* 期退出市场的企业,将其定义为 *t* 期退出,即 *exit<sub>i,t</sub>*=1,基于生存分析法,考虑到微观样本数据截止至 2013 年,因此在对僵尸企业退出变量的识别中存在 2013 年数据右删失问题,因此不考虑 2013 年的僵尸企业退出样本。

解释变量:清洁生产标准实施(*cps*)。2003 年以来生态环境部(原环境保护部)累计出台了 56 项清洁生产行业

标准,文中实验组仅保留 30 个污染密集行业,因篇幅所限,具体行业、政策冲击时间及行业 4 位数识别信息未列出(可索取)。对于部分行业(如钢铁行业)在多年均出台细化标准情况,仅以清洁生产标准的第一次实施时间作为政策冲击时间,核心解释变量是清洁生产标准实施变量  $cps_{ijt} = treat_{ij} \times post_t$ 。具体设定方法为:对于受到清洁生产标准实施影响的企业定义 *treat* 为 1,其他为 0;将清洁生产标准实施当年及之后的年份定义 *post* 为 1,其他为 0。由于诸多政策出台的时间精确到月份,为提高政策评估精度,借鉴唐珏等<sup>[33]</sup>的做法,若清洁生产标准在 *t* 年的 7 月份之后实施,则定义受到政策冲击 *t+1* 年及之后年份的 *revive* 和 *exit* 为 1,若清洁生产标准在 *t* 年的 7 月份之前实施,则 *t* 年及之后年份赋值为 1。

图 1 和图 2 分别描述了实验组与对照组 2001—2012 年僵尸企业复活以及退出比重的变化趋势。现实中,清洁生产标准实施的时间集中在 2003 年以及 2007—2010 年间,在图 1 中,2001—2002 年实验组与对照组僵尸企业复活比重存在基本一致变动趋势,而在 2003 年实验组复活比重有显著上升,分别为 16.77% 和 15.71%,同样,2004—2007 年期间,实验组僵尸企业复活比重均低于对照组,但 2007 年之后,实验组僵尸企业复活比重在样本期间内均高于对照组,清洁生产标准实施可能为僵尸企业复活提供了重要驱动作用。同理,图 2 结果显示,实验组僵尸企业退出比重在整个样本区间内均高于对照组,但在 2003 年当年以及 2007 年之后,这一差异有显著的提升,也间接证实了清洁生产标准实施对僵尸企业退出带来的促进作用。以上分析意味着,清洁生产标准实施可能对僵尸企业复活以及退出起到了一定的促进作用。

### 1.2.2 控制变量

控制变量中:①企业特征变量向量 *F*,包括企业规模、企业年龄、企业资本密集度、企业出口特征、企业出口密集度以及企业所有制属性等。其中,企业规模采用企业平均就业人数取对数表示,企业年龄为企业实际成立年限,企业资本密集度等于企业人均固定资产实际总额取对数表示,企业出口密集度则为企业出口额与销售额比值。②行业特征变量向量 *I*,包括行业集中度以及行业层面平均工资等,行业集中度采用经典赫芬达尔指数(*HHI*)表示,行业平均工资则采用企业所在四位数行业平均工资取对数表示。③省级层面特征变量向量 *X*,包括省份经济发展特征、省份第三产业结构占比以及省份地方保护水平等,其中经济发展采用省级层面人均 GDP 取对数表示,地方保护则来自桂琦寒等<sup>[34]</sup>采用商品“相对价格法”所计算的地方市场分割指数,涉及的商品包括食品类、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十二类。

### 1.2.3 数据来源与统计描述

微观数据来自1998—2013年中国工业企业数据库、中国工业企业污染数据库,宏观数据则来自历年《中国统计年鉴》和CNKI中国经济与社会发展统计数据库。在数据的清洗中:一方面,对于中国工业企业数据库而言,参考Brandt等<sup>[35]</sup>的方法对原始样本进行匹配,在此基础上,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。以2002年行业代码(GB/T4754-2002)为基准,对2002年之前与2011年之后的行业代码统一调整。另一方面,企业的能源利用、污染排放、污染治理投入设备以及污染处理效果数据来自中国工业企业污染数据库,根据国民经济行业分类标准将样本数据所在行业统一至2002年,对部分缺失数据进行插值填充。最后,对异常值进行Winsor缩尾1%处理。变量描述性统计见表1。

## 2 实证结果讨论

### 2.1 基准结果

表2报告了清洁生产标准实施对僵尸企业处置的影响结果。其中,列(1)—列(3)呈现了清洁生产标准实施

对僵尸企业复活的影响,列(1)仅控制了企业固定效应和年份固定效应,发现清洁生产标准实施的系数显著为0.020。列(2)与列(3)分别在列(1)的基础上逐步增加了企业层面以及行业层面、省级层面控制变量,清洁生产标准实施系数解释力逐渐降低,列(3)中清洁生产标准实施系数显著为0.017,表明清洁生产标准实施使僵尸企业复活的概率增加了1.7%。经测算,样本期间内对照组僵尸企业的复活比例大概是15.72%,则相对于对照组而言,僵尸企业复活的概率增加了10.8%。同理,列(4)—列(6)呈现了清洁生产标准实施对僵尸企业退出的影响,在逐步增加企业、行业以及省级层面控制变量之后,清洁生产标准实施系数逐渐从0.010降至0.007,且均通过不同程度显著水平检验。列(6)中结果显示,清洁生产标准实施使得僵尸企业退出市场的概率增加了0.7%。经测算,样本期间内对照组僵尸企业的退出比例大概是7.49%,则相对于对照组而言,僵尸企业退出市场的概率增加了9.3%。

### 2.2 平行趋势及动态效应分析

基于事件分析法检验实验组与对照组的平行趋势特征<sup>[36]</sup>,构建模型如下:

$$revive_{ijt} = \beta_0 + \sum_{\tau=-3}^3 \beta_{\tau} \times treat_{ijt} \times post_{\tau} + \delta F_{ijt} + \lambda X_{jt} + \gamma I_{jt} + a_i + v_t + \mu_{ijt} \quad (4)$$

$$exit_{ijt} = \beta_0 + \sum_{\tau=-3}^3 \beta_{\tau} \times treat_{ijt} \times post_{\tau} + \delta F_{ijt} + \lambda X_{jt} + \gamma I_{jt} + a_i + v_t + \mu_{ijt} \quad (5)$$

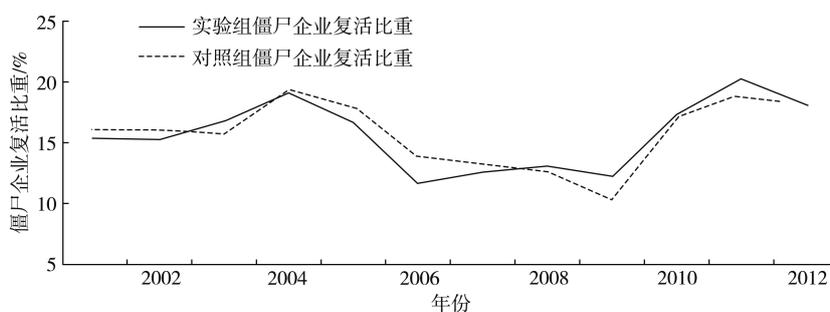


图1 僵尸企业复活比重变动趋势

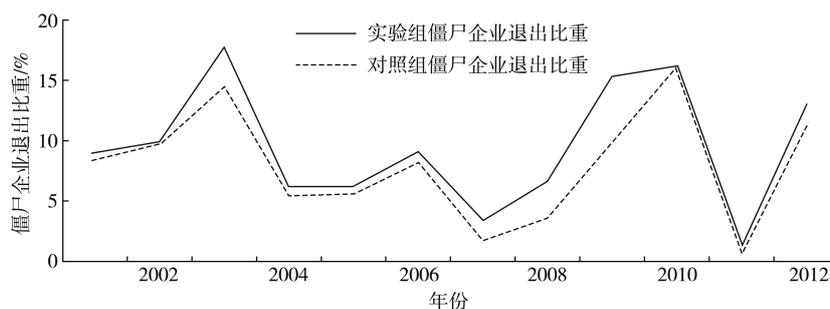


图2 僵尸企业退出比重变动趋势

模型(4)和模型(5)中被解释变量及其他控制变量的定义与基准模型(1)和(2)相同, $\beta_r$ 为核心变量系数, $\tau$ 为清洁生产标准实施期数且 $\tau \in (-3, 3)$ ,研究将环境规制政策冲击三期之前样本作为参照基准。因此,模型(4)和模型(5)中 $\beta_r$ 的含义是,与基期相比,实验组和对照组僵尸企业复活概率和退出概率的差异性。若在政策冲击之前 $\beta_r$ 不显著异于零,则平行趋势存在,若在政策冲击之后,冲击存在显著差异,则意味着政策效果显著且具有动态效应。图3和图4分别呈现了清洁生产标准实施对僵尸企业复活和退出影响的平行趋势,不难发现,清洁生产标准实施前三年(Before3、Before2、Before1),僵尸企业复活以及退出概率系数 $\beta_r$ 均不显著异于零,表明清洁生产标准实施之前,实验组与对照组企业复活率和退出率方面不存在显著差异,满足平行趋势假定。此外,清洁生产标准实施当年及之后的年份(Current、After1、After2、After3+),受清洁生产标准影响的僵尸企业复活率和退出率

与对照组企业都存在显著差异,表明清洁生产标准实施显著推动了僵尸企业的复活和退出,并且政策效应的发挥表现出一定的动态持续性特征。

### 2.3 稳健性分析

采用以下策略进行稳健性分析:①更改僵尸企业识别方法。为了避免僵尸企业识别方法不同带来的测量误差,基于经典FN-CHK标准对僵尸企业进行识别和对僵尸企业复活和退出变量进行重新定义,结果发现清洁生产标准实施显著促进了僵尸企业复活与退出,有助于推动僵尸企业处置,结论稳健。②政策自选择问题处理。为了进一步缓解政策自选择性问题带来的潜在估计偏差,控制了清洁生产政策冲击样本(*treat*)和企业所在二位数行业固定效应的交叉项(*treat#i. cic*),有助于排除企业行业污染属性以及其他特征变量对政策选择的影响,结论同样稳健。③排除其他相关政策影响。除生态环境部历年出台的清洁生产标准之外,国家发改委与工信部也出台了一系列的清洁生产评价体系政策。为

表1 变量描述性统计

变量	符号	观测样本	均值	方差	最小值	最大值
僵尸企业复活	<i>revive</i>	571 089	0.156	0.363	0.000	1.000
僵尸企业退出	<i>exit</i>	571 089	0.105	0.307	0.000	1.000
清洁生产标准实施	<i>cps</i>	571 089	0.037	0.188	0.000	1.000
企业规模(对数)	<i>lnlabor</i>	571 089	4.979	1.126	2.079	11.140
企业年龄(对数)	<i>lnage</i>	571 089	2.055	0.608	0.000	5.106
企业资本密集度(对数)	<i>lnkl</i>	571 089	3.502	1.542	-7.454	10.650
企业出口	<i>export</i>	571 089	0.358	0.479	0.000	1.000
企业出口密度	<i>expden</i>	571 089	0.197	0.361	0.000	1.000
行业集中度	<i>HHI</i>	571 089	0.0925	0.143	0.001	1.000
行业平均工资(对数)	<i>lnwage</i>	571 089	8.101	0.468	4.860	10.470
省份人均GDP(对数)	<i>lnpgdp</i>	571 089	0.868	0.684	-1.210	2.211
省份第三产业比重	<i>struc</i>	571 089	0.421	0.080	0.283	0.765
省份地方保护水平(对数)	<i>lnseg</i>	571 089	-8.417	0.469	-9.560	-7.445

表2 基准结果

变量	<i>revive</i>			<i>exit</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>cps</i>	0.020*** (0.004)	0.019*** (0.004)	0.017*** (0.004)	0.010*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.007** (0.003)
Constant	0.156*** (0.000)	0.126*** (0.008)	0.207*** (0.043)	0.099*** (0.000)	0.517*** (0.006)	0.462*** (0.033)
控制变量	无	有	有	无	有	有
企业固定效应	有	有	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有	有	有
<i>N</i>	571 089	571 089	571 089	571 089	571 089	571 089
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.100	0.101	0.101	0.391	0.400	0.400

注:\*\* $P < 0.05$ ,\*\*\* $P < 0.01$ ;括号内为企业聚类标准误。

排除清洁评价体系的潜在影响,文章基于多期 DID 方法,构造了清洁生产评价体系政策变量(*system*)并在回归方程中进行控制。此外,除了清洁生产评价体系之外,还需要考虑中国“十一五”期间关于淘汰落后生产能力的要求,这一政策主要集中在2007年和2008年,2007年涉及的4位数行业有炼钢炼铁(3220)和电解铝(3316),2008年涉及的行业有造纸行业(2210)以及味精制造业(1461)等,鉴于此,设定淘汰落后产能政策变量(*tt*)并将其控制。结果也相对稳健。④排除其他不可观测因素影响。借鉴Li等<sup>[36]</sup>的处理办法,基于清洁生产标准实施样本分布情况,随机生成实验组并重复进行了500次回归,将回归系数值统计出来并绘制系数直方图和核密度图。图5和图6分别呈现了清洁生产标准实施对僵尸企业复活和退出的影响系数分布,横坐标则代表随机政策冲击系数 $\beta^{random}$ ,可计算随机系数的均值分别为-0.0000404以及-0.0000102,均非常接近于0。表2中列(3)和列(6)中的基准估计结果(垂直虚线 $\beta=0.017$ 以及0.007)与随机抽样得到的系数也有显著差异。安慰剂检验排除了其他潜在因素对僵尸企业复活和退出的影响。

### 3 结论异质性与微观机制分析

#### 3.1 研究结论异质性

##### 3.1.1 企业污染密集型异质性

将企业污染密集型划分为重污染企业及轻污染企业两类,具体方法是:首先计算企业的能源消耗密度=企业煤炭消费量/企业工业增加值,在此基础上计算企业所在四位数行业能源消耗密度的均值和全国层面四位数行业中位数,最终,将行业能源消耗密度均值大于全国层面中位数的行业定义为重污染行业,反之则为轻污染行业。根据表3中Panel A结果,列(1)和列(2)显示,清洁生产标准实施显著推动了重污染行业僵尸企业的复活,虽然对轻污染行业僵尸企业复活也有一定的促进作用,但未能通过显著水平检验。可能是因为,重污染企业面临着更强的环境规制约束,具有更强的污染治理投资、设备引进以及绿色技术创新的激励,在此压力下也表现出更高的复活率水平。同样,列(3)与列(4)表明,清洁生产标准实施显著推动了重污染行业僵尸企业退出市场,而对轻污染行业僵尸企业的退出影响不显著,这一点印证了列(1)和列(2)的结论,即清洁生产标准实施可能显著提高

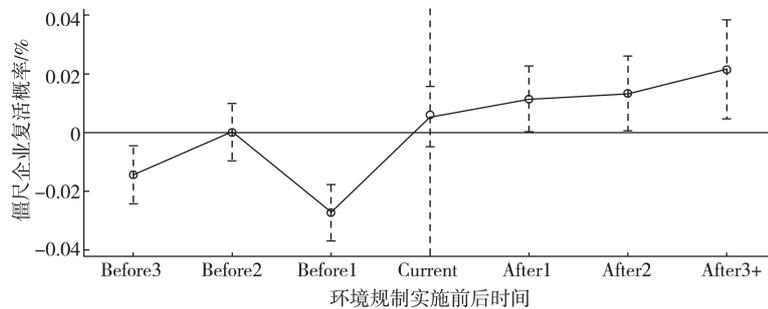


图3 僵尸企业复活概率平行趋势检验

注:清洁生产标准政策冲击发生在多年,图中 Before3、Before2、Before1、Current、After1、After2、After3+ 分别表示环境规制影响企业之前三年、之前两年、之前一年、当年、之后一年、之后两年以及之后三年及以上,纵轴表示僵尸企业复活概率,虚线表示95%置信区间,基期为政策实施之前四年及以上。

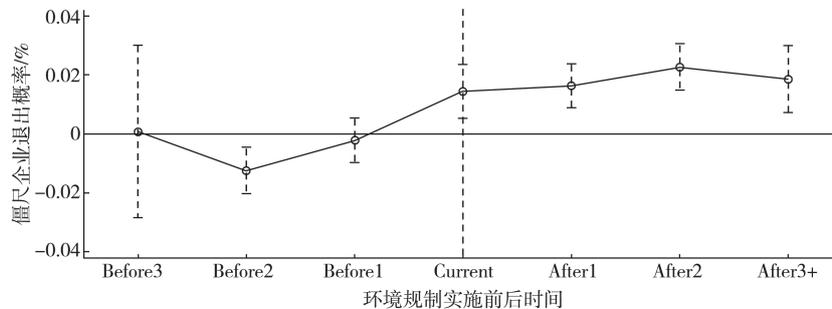


图4 僵尸企业退出概率平行趋势检验

注:清洁生产标准政策冲击发生在多年,图中 Before3、Before2、Before1、Current、After1、After2、After3+ 分别表示环境规制影响企业之前三年、之前两年、之前一年、当年、之后一年、之后两年以及之后三年及以上,纵轴表示僵尸企业退出概率,虚线表示95%置信区间,基期为政策实施之前四年及以上。

了企业的污染治理投资支出,导致很多重污染企业无法承担合规成本而退出市场,与之相比,轻污染行业僵尸企业受到的影响相对较小,清洁生产标准实施对其市场的动态性影响不显著。

### 3.1.2 企业所有制异质性

根据表3中Panel B结果,列(1)和列(2)显示,环境规制显著推动了非国有僵尸企业复活,虽在一定程度上促进国有僵尸企业复活,但未能通过显著检验。进一步,列(3)和列(4)发现,清洁生产标准实施显著推动了非国有僵尸企业退出市场,而对国有企业的市场退出作用不显著。可能是因为:第一、国有企业具有预算软约束特征,国有企业承担了就业、税收以及公共产品供给等非市场功能,地方政府倾向于为国有企业提供源源不断的信贷支持。在国有银行主导的融资体系下,银行也很容易被僵尸企业“绑架”,使得信贷歧视和信贷配给现象比比皆是<sup>[37]</sup>,进一步强化了国有企业的预算软约束特征,导致国有僵尸企业对清洁生产标准实施带来的合规成本压力并不敏感。相比而言,非国有企业往往会因为无法承受严苛的环境规制政策冲击退出市场。第二、非国有企业具有相对灵活的市场机制,相比而言,国有企业因为委托代理问题的存在而导致资源利用效率相对偏低,在清洁生产标准实施影响下,非国有企业能够较好地适应市场要求进行生产流程重组、企业内部治理结构优化以及加大污染治理研发投资等,进而通过发挥波特效应提高了

企业的复活概率。

### 3.1.3 企业规模异质性

根据表3中Panel C结果,列(1)和列(2)发现,环境规制对不同规模僵尸企业复活都有显著的促进作用,而且可能由于合规成本异质性特征,大规模僵尸企业受环境规制政策冲击带来的合规成本更低,表现出更强的复活能力,研究结论也证实了这一点,清洁生产标准实施对大规模僵尸企业复活的促进作用高于小规模僵尸企业。同样,列(3)和列(4)显示,环境规制对小规模僵尸企业退出市场的影响作用更显著,对大规模僵尸企业退出市场作用不显著。究其原因,一方面,大企业有更强的调整恢复能力。与规模较小的企业相比,大规模企业在生产消费网络、风险承受能力以及长期战略制定方面都有显著的优势,在严格的环境规制政策冲击下,大规模企业拥有雄厚的资金实力引进污染处理设备以及加大技术研发投资,表现出更强的波特效应。另一方面,小企业对污染治理成本更为敏感。大规模僵尸企业能够承担环境规制政策引致的污染治理投资成本的增加,而很多小规模僵尸企业本来就在国家宏观去产能政策下生存艰难,环境规制进一步提高了规模较小企业的污染治理成本支出,使得其生存“雪上加霜”而退出市场。

### 3.1.4 地方分权与环境规制不完全执行

分权体制下,地方政府之间通过税收竞争、支出竞争和环境规制竞争等方式进行策略竞争,在环境属地治理

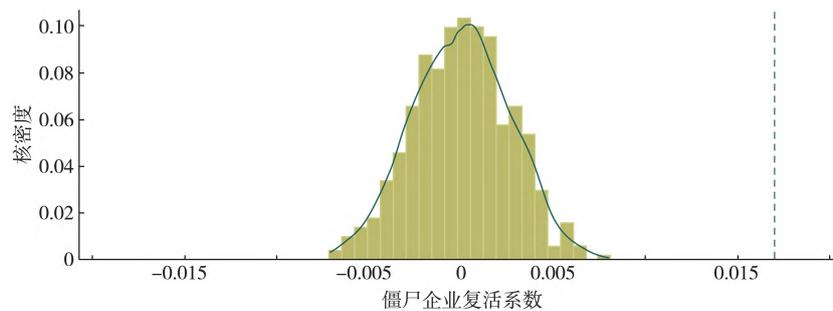


图5 僵尸企业复活安慰剂检验

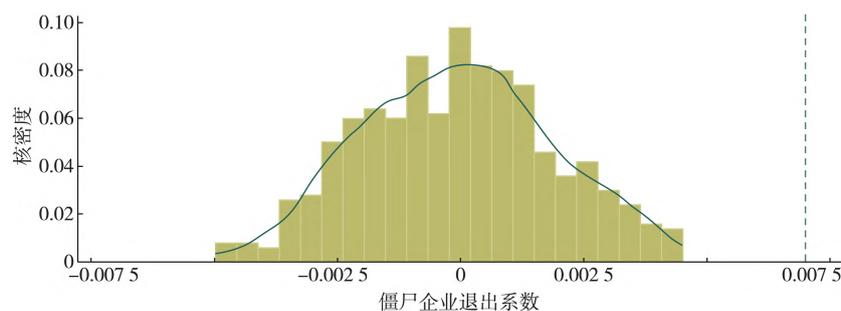


图6 僵尸企业退出安慰剂检验

的制度背景下,财政分权水平越高意味着更高的环境治理支出责任,可能强化了地方政府对清洁生产标准的不完全执行,不利于清洁生产标准实施作用发挥。为检验这一假设,基于徐永胜等<sup>[38]</sup>的研究,采用省本级人均支出/(省本级人均支出+中央本级人均支出)构建了省级财政分权指标并取对数( $\ln fisdv$ ),分别在列(2)和列(4)添加了财政分权与清洁生产标准实施的交互项( $cps \times \ln fisdv$ ),交互项系数反映了财政分权对于清洁生产标准实施作用的影响。根据表3中Panel D结果,列(2)和列(4)交互项系数均为负,表明财政分权水平的提高,既不利于清洁生产标准实施对僵尸企业的复活作用,也抑制了清洁生产标准实施对僵尸企业退出的促进作用,而且对后者的抑制作用更明显。分权体制下,财政分权强化了地方政府的环境治理支出责任,加剧了地方政府对中央清洁生产标准的不完全执行,弱化了清洁生产标准实施的政策效果。

### 3.2 微观机制讨论

为检验清洁生产标准实施影响僵尸企业处置的微观机制,基于中介机制模型构造了模型(6)—模型(8)。其中模型(6)是将基准模型(1)和模型(2)移抄于此,模型(7)为中间机制模型,被解释变量  $M$  为企业绿色全要素生产率( $gtfp$ )以及企业污染治理投资支出( $\ln pcost$ ),分别用以检验清洁生产标准实施的绿色创新波特效应与合规成本

效应。模型(8)为综合模型,将中间机制变量  $M$  和清洁生产标准实施变量  $cps$  统一放至基准模型中。其中,系数  $\beta_1$  表示模型的直接效应,系数  $\beta_2$  和  $\beta_3$  的乘积表示模型的间接效应,且中间机制的存在性都以其系数显著为前提。

$$revive_{ijpt}(exit) = \beta_0 + \beta_1 cps_{ijpt} + \delta F_{ijpt} + \lambda X_{pt} + U_{jt} + a_i + v_i + \mu_{ijpt} \quad (6)$$

$$M_{ijpt} = \beta_0 + \beta_2 cps_{ijpt} + \delta F_{ijpt} + \lambda X_{pt} + U_{jt} + a_i + v_i + \mu_{ijpt} \quad (7)$$

$$revive_{ijpt}(exit) = \beta_0 + \beta_1 cps_{ijpt} + \beta_3 M_{ijpt} + \delta F_{ijpt} + \lambda X_{pt} + U_{jt} + a_i + v_i + \mu_{ijpt} \quad (8)$$

机制指标及计算方式为:①企业全要素生产率( $gtfp$ )。采用包含非期望产出的松弛的方向性距离函数的Luenberger生产率指数方法测算,投入指标包括单位有企业职工人数(人)、企业固定资产产余额( $10^3$ 元)、煤炭消费量(不含车船用)(t)、燃料油消费量(t)、洁净天然气消费量( $10^3 m^3$ )、工业用水总量(t)等。产出指标包括企业工业增加值( $10^3$ 元)、企业污染物( $SO_2$ 、烟尘、粉尘与废水)处理率(%),以及非期望产出指标有  $SO_2$  排放量(kg)、氮氧化物排放量(kg)、工业烟尘与粉尘排放量(kg)、工业废水排放量(t)、化学需氧量及氨氮排放量(kg)等。指标采用MaxDEA Pro软件计算。②企业污染治理成本( $\ln pcost$ )。采用企业污染废水处理设备数与废气处理设备数加总取对数,作为其代理变量。既有研究大都采用企业的生产成本、融资约束以及管理费用作为企业污染治理投资成

表3 结果异质性

异质性类型	变量	revive		exit	
		(1)	(2)	(3)	(4)
企业污染密集型 (Panel A)		重污染企业	轻污染企业	重污染企业	轻污染企业
	$cps$	0.025*** (0.007)	0.008 (0.007)	0.009* (0.005)	-0.005 (0.005)
	$N$	229 739	463 057	229 739	463 057
	$R^2$	0.526	0.245	0.701	0.491
企业所有制 (Panel B)		国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
	$cps$	0.004 (0.015)	0.018*** (0.004)	0.006 (0.012)	0.009*** (0.003)
	$N$	77 526	486 731	77 526	486 731
	$R^2$	0.188	0.103	0.417	0.410
企业规模 (Panel C)		大规模企业	小规模企业	大规模企业	小规模企业
	$cps$	0.021*** (0.006)	0.016*** (0.006)	0.007 (0.005)	0.009** (0.004)
	$N$	267 131	279 115	267 131	279 115
	$R^2$	0.219	0.213	0.485	0.481
财政分权调节机制 (Panel D)					
	$cps \times \ln fisdv$		-0.011 (0.009)		-0.050*** (0.007)
	$N$		569 915		569 915
	$R^2$		0.101		0.401

注:\*  $P < 0.10$ , \*\*  $P < 0.05$ , \*\*\*  $P < 0.01$ ; 括号内为企业聚类标准误。回归模型均对各维度控制变量以及企业、年份固定效应进行了控制。

本的代理变量,间接反映企业环境治理成本的增加,但问题在于,上述指标除了受环境规制因素影响外,还与宏观经济波动以及企业治理水平等一系列宏观因素密切相关,无法直接反映环境规制政策冲击带来的企业污染治理策略调整。基于中国工业企业污染数据库以及企业污染处理设备数据,能够更好地反映清洁生产标准实施下企业的污染治理策略以及成本支出增加。

表4中列(1)和列(2)为基准结果,上文已证实,清洁生产标准实施对僵尸企业复活和退出都具有显著促进作用。在列(3)和列(4)机制模型中,清洁生产标准实施显著提高了企业的污染治理成本,合规成本效应显著,也显著提高了企业的绿色全要素生产率,证实了波特效应的存在。那么清洁生产标准实施是通过何种机制途径影响了僵尸企业的复活和退出呢?在列(5)和列(6)中,将中间机制变量和清洁生产标准实施变量一同加入模型进行回归,列(5)发现,清洁生产标准实施显著促进了僵尸企业的复活,直接效应为2.0%,而且通过显著提高企业绿色全要素生产率、发挥波特效应这一间接渠道促进了僵尸企业复活,间接作用为 $7.68 \times 10^{-4}$ ;与此同时,通过提高企业的污染治理成本、发挥合规成本效应这一间接渠道抑制了僵尸企业复活,间接效应为 $-1.184 \times 10^{-3}$ 。

同理,列(6)结果显示,在加入企业全要素生产率以及污染治理成本变量之后,清洁生产标准实施对僵尸企业退出具有促进作用,直接效应为0.3%,但未能通过显著检验。间接渠道中,仅有波特效应显著抑制了僵尸企业的退出,影响作用为 $-9.6 \times 10^{-4}$ 。此外,研究发现清洁生产标准实施通过合规成本效应促进僵尸企业退出,但未能通过显著水平检验。这一结论可能与僵尸企业异质性

有关,清洁生产标准实施通过提高企业污染治理成本而促进僵尸企业退出的结论,可能仅在非国有僵尸企业和小规模僵尸企业中存在。

## 4 结论

以生态环境部历年出台的清洁生产标准作为准自然实验,基于可获得、较全面的中国工业企业数据库和企业污染数据库匹配数据库,采用多期DID方法系统评估了清洁生产标准实施对污染行业僵尸企业处置“净效应”,为环境规制推动污染行业僵尸企业处置提供了微观证据,也为污染行业僵尸企业的处置提供了新的政策视角,得到以下主要结论。

第一,清洁生产标准实施显著推动了污染行业僵尸企业处置,分别使得僵尸企业复活以及退出的概率增加了1.7%和0.7%,与样本期间内对照组僵尸企业复活和退出的比例相比,相对效果分别提升了10.8%和9.3%。研究结论不仅通过了平行趋势检验,而且通过更改僵尸企业识别方法、控制政策自选择问题、排除其他政策干扰以及不可观测因素之后,具有稳健性。在全面绿色转型背景下,这要求在当前生态环境部出台的清洁生产标准基础上,进一步扩大清洁生产标准覆盖行业,不断完善清洁生产标准体系。

第二,清洁生产标准实施对僵尸企业的处置效果具有显著的异质性特征。清洁生产标准实施显著推动了重污染行业僵尸企业的复活和退出,而对轻污染行业僵尸企业处置作用不明显。对非国有僵尸企业的复活和退出都有显著促进作用,但对国有僵尸企业处置效果不显著,可能与国有企业的预算软约束以及委托代理问题有关。

表4 微观机制

变量	基准模型		机制模型		综合模型	
	(1) <i>revive</i>	(2) <i>exit</i>	(3) <i>gtfp</i>	(4) <i>lnpcost</i>	(5) <i>revive</i>	(6) <i>exit</i>
<i>cps</i>	0.017*** (0.004)	0.007** (0.003)	0.096*** (0.011)	0.148*** (0.006)	0.020*** (0.005)	0.003 (0.002)
<i>gtfp</i>					0.008*** (0.001)	-0.010*** (0.001)
<i>lnpcost</i>					-0.008*** (0.002)	0.001 (0.001)
Constant	0.207*** (0.043)	0.462*** (0.033)	2.279*** (0.110)	-0.317*** (0.063)	0.165*** (0.049)	0.534*** (0.040)
控制变量	有	有	有	有	有	有
企业固定效应	有	有	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有	有	有
<i>N</i>	571 089	571 089	570 663	462 846	455 209	455 209
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.101	0.400	0.954	0.214	0.124	0.426

注: \*\*  $P < 0.05$ , \*\*\*  $P < 0.01$ ; 括号内为企业聚类标准误。



对规模较大以及规模较小僵尸企业分别表现出显著的复活及退出效应。

第三,地方财政分权水平的提升,弱化了清洁生产标准实施的僵尸企业处置效果,可能与地方环境治理事权和支出责任加剧了清洁生产标准不完全执行有关。凸显了进一步深化财税体制改革,加强中央在环境治理方面的事权和支出责任、实现地方财权事权匹配的必要性。

第四,清洁生产标准实施显著提高了企业污染治理成本以及绿色全要素生产率,通过合规成本效应和波特效应的发挥推动了僵尸企业处置。

#### 参考文献

- [1] KANE E J. Dangers of capital forbearance: the case of the FSLIC and zombie S&Ls[J]. Contemporary economic policy, 1987, 5(1): 77-83.
- [2] CABALLERO R J, HOSHI T, KASHYAP A K. Zombie lending and depressed restructuring in Japan[J]. American economic review, 2008, 98(5): 1943-1977.
- [3] 谭语嫣,谭之博,黄益平,等.僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据[J].经济研究,2017,52(5):175-188.
- [4] 王永钦,李蔚,戴芸.僵尸企业如何影响了企业创新:来自中国工业企业的证据[J].经济研究,2018,53(11):99-114.
- [5] 王守坤.僵尸企业与污染排放:基于识别与机理的实证分析[J].统计研究,2018,35(10):58-68.
- [6] 李旭超,鲁建坤,金祥荣.僵尸企业与税负扭曲[J].管理世界,2018,34(4):127-139.
- [7] 李蕾蕾,盛丹.地方环境立法与中国制造业的行业资源配置效率优化[J].中国工业经济,2018(7):136-154.
- [8] 何帆,朱鹤.僵尸企业的处置策略[J].中国金融,2016(13): 25-27.
- [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[J].中国工业经济,2017(6):155-174.
- [10] 蒋灵多,陆毅,陈勇兵.市场机制是否有利于僵尸企业处置:以外资管制放松为例[J].世界经济,2018,41(9):121-145.
- [11] 方明月,孙鲲鹏.国企混合所有制能治疗僵尸企业吗:一个混合所有制类啄序逻辑[J].金融研究,2019(1):91-110.
- [12] 黄婷,郭克莎.国有僵尸企业退出机制的演化博弈分析[J].经济管理,2019,41(5):5-20.
- [13] 蒋灵多,陆毅.最低工资标准能否抑制新僵尸企业的形成[J].中国工业经济,2017(11):118-136.
- [14] FUKUDA S, NAKAMURA J. Why did 'zombie' firms recover in Japan? [J]. The world economy, 2011, 34(7): 1124-1137.
- [15] NAKAMURA J. Japanese firms during the lost two decades: the recovery of zombie firms and entrenchment of reputable firms[M]. Springer, 2016.
- [16] 张慧玲,盛丹.前端污染治理对我国企业生产率的影响:基于边界断点回归方法的研究[J].经济评论,2019(1):75-90.
- [17] GRAY W B, SHADBEGIAN R J, WANG C B, et al. Do EPA regulations affect labor demand: evidence from the pulp and paper industry[J]. Journal of environmental economics and management, 2014, 68(1): 188-202.
- [18] GREENSTONE M, LIST J, SYVERSON C. The effects of environmental regulation on the competitiveness of US manufacturing [R]. National Bureau of Economic Research, 2012.
- [19] PORTER M E. America's green strategy[J]. Scientific American, 1991, 264(4):168.
- [20] PORTER M E, LINDE C D. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [21] 齐绍洲,林岫,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[J].经济研究,2018, 53(12):129-143.
- [22] 李青原,肖泽华.异质性环境规制工具与企业绿色创新激励:来自上市企业绿色专利的证据[J].经济研究,2020,55(9): 192-208.
- [23] 韩超,陈震,王震.节能目标约束下企业污染减排效应的机制研究[J].中国工业经济,2020(10):43-61.
- [24] 原毅军,谢荣辉.环境规制的产业结构调整效应研究:基于中国省际面板数据的实证检验[J].中国工业经济,2014(8):57-69.
- [25] 陆旸.环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗?[J].经济研究,2009,44(4):28-40.
- [26] DOLLAR D, WEI S J, ORG D, et al. Das (wasted) kapital: firm ownership and investment efficiency in China [R]. National Bureau of Economic Research, 2007.
- [27] GARZARELLI G. Old and new theories of fiscal federalism, organizational design problems, and Tiebout[J]. Journal of public finance and public choice, 2004, 22(1): 91-104.
- [28] 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.
- [29] 席鹏辉.财政激励、环境偏好与垂直式环境管理:纳税大户议价能力的视角[J].中国工业经济,2017(11):100-117.
- [30] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks: the winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. The journal of finance, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [31] 聂辉华,江艇,张雨潇.中国僵尸企业研究报告:现状、原因和对策[M].北京:中国社会科学出版社,2016.
- [32] IMAI K. A panel study of zombie SMEs in Japan: identification, borrowing and investment behavior [J]. Journal of the Japanese and international economies, 2016, 39: 91-107.
- [33] 唐珏,封进.社会保险征收体制改革与社会保险基金收入:基于企业缴费行为的研究[J].经济学(季刊),2019,18(3): 833-854.
- [34] 桂琦寒,陈敏,陆铭,等.中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析[J].世界经济,2006(2):20-30.
- [35] BRANDT L, BIESEBROECK J, ZHANG Y F. Creative accounting or creative destruction: firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of development economics, 2012, 97(2): 339-351.
- [36] LI P, LU Y, WANG J. Does flattening government improve economic performance: evidence from China[J]. Journal of develop-

ment economics, 2016, 123: 18-37.

[37] 纪洋, 谭语嫣, 黄益平. 金融双轨制与利率市场化[J]. 经济研究, 2016, 51(6): 45-57.

[38] 徐永胜, 乔宝云. 财政分权度的衡量: 理论及中国1985—2007年的经验分析[J]. 经济研究, 2012, 47(10): 4-13.

## Estimation of the effect of the implementation of cleaner production standards on zombie firm disposal in polluting industries

SUN Bowen<sup>1,2</sup>

(1. Institute of Quantitative & Technical Economics, Chinese Academy of Social Science, Beijing 100732, China;

2. Center for Environment & Development, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

**Abstract** This paper used matching data from 1998–2013 China Industrial Enterprise Database and China’s Industrial Enterprise Pollution Database to measure the Luenberger productivity index based on the relaxed directional distance function. On the basis of green total factor productivity, a multi-period DID method was used to empirically test the impact of the implementation of cleaner production standards on the disposal of zombie firms in polluting industries and its micro-mechanisms. Through a series of parallel trend tests, policy self-selection problem handling, elimination of other policy interference factors, and placebo tests, a robust and reliable conclusion was obtained: ①The implementation of cleaner production standards had a significant role in promoting the revival and withdrawal of zombie firms, increasing the probability of zombie firms’ revival and withdrawal by 1.7 and 0.7 percentage points, respectively. Compared with the average level of the control group, the relative effects increase by 10.8% and 9.3%, respectively. ②The impact of the implementation of cleaner production standards on the disposal of zombie firms had certain heterogeneity in corporate pollution intensity, enterprise ownership and enterprise scale. That is, environmental regulations had a significant impact on the revival and withdrawal of heavy-polluting industries and non-state-owned zombie firms, but had no significant impact on light-polluting industries and state-owned zombie firms; environmental regulations had a stronger effect on the revival of large-scale zombie firms, and the withdrawal effect was more reflected in small-scale zombie firms. ③The increase in the level of local fiscal decentralization had aggravated the incomplete implementation of central environmental regulations, inhibiting the disposal of zombie firms, and highlighting the transition from ‘territorial management’ to ‘vertical supervision’ in environmental governance. ④In terms of micro-mechanism, this paper confirmed the compliance cost effect and Porter effect of the implementation of cleaner production standards. The implementation of cleaner production standards significantly increased the investment in pollution control equipment of enterprises and also increased the green total factor productivity of enterprises. The policy implications are, in the context of promoting the disposal of zombie firms and realizing a comprehensive green transformation, it is required to further expand the coverage of cleaner production standards on the basis of the current clean production standards issued by the Ministry of Ecology and Environment, and continuously improve the cleaner production standard system. In addition, the research conclusions also highlight the necessity of further deepening the reform of the fiscal and taxation system, strengthening the central government’s power and expenditure responsibilities in environmental governance, and realizing the match between local financial power and expenditure responsibilities.

**Key words** cleaner production standard; zombie firm disposal; Porter Effect; DID

(责任编辑:李 琪)