

# 排污权交易的产能重配效应

徐志伟, 王思禹

(天津财经大学 商学院, 天津 300222)

**摘要:**发挥环境权要素市场选择功能,进而推动产能有效重配,是产能过剩治理的重要路径之一。文章以排污权交易为准自然实验,在均值回归基础上,运用“分位数-双重差分”“久期-三重差分”方法考察政策实施对重污染企业产能利用率的影响。研究表明,排污权交易会通过产能重配来有效改善产能平均利用水平。重配效应的发挥有两条作用逻辑:其一,短期内,排污权交易可以改善低排放强度企业的产能利用状况,抑制高排放强度企业的产能利用水平,引致产能群分的发生;其二,长期看,排污权交易还会增加低产能分位企业的存续风险,形成产能退出效应。此外,提高排污权交易市场的基准排放配额会同步提高所有企业的产能利用率,但也会削弱产能重配效应的发挥。文章对排污权交易的产能重配效应及其实现路径进行了深入挖掘,研究结论可为完善环境权要素市场建设提供重要启示。

**关键词:** 排污权交易; 产能重配; 产能群分; 产能退出; 市场占有率

**中图分类号:** F425 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2025)12-0018-15

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.20250817.301

## 一、引言

产能过剩是制约中国经济高质量发展的痼疾之一。由于企业面对未来信息缺失容易产生投资“潮涌”(林毅夫等, 2010),产能过剩在黑色金属冶炼及压延加工、非金属矿物制品等重工业中的表现尤为明显(程俊杰, 2015; 张少华和蒋伟杰, 2017)。同时,产能过剩严重行业还与重污染行业高度重合。《中国环境统计年鉴 2023》显示,2022 年黑色金属冶炼及压延加工和非金属矿物制品两个行业合计排放二氧化硫 72.84 万吨、氮氧化物 15.82 万吨、颗粒物 99.14 万吨,分别占到制造业废气排放总量的 59.10%、73.97% 和 71.35%。因此,有必要将产能过剩治理和工业污染治理纳入统一分析框架,探索协同共治的高质量发展新路径。

产能过剩是产能利用率过低到一定程度后所形成的结构性失衡状态,在投资已经“沉没”状态下,产能有效利用便成为了产能过剩治理的关键。近年来,除关注产业政策(胡秋阳和张敏敏, 2022; 方丹等, 2025)和竞争政策(王彦超和蒋亚含, 2020; 刘斌和赖洁基, 2021)的作用效果之外,环境规制政策对于企业产能利用率的影响逐渐引起了学界重视。由于“责令停止建设、停产停业”等强制性行政干预具有强烈的产能调节功能(陈林等, 2024),既有研究对规制工具的刻画多以中央环保督察(赵海峰和李世媛, 2021)、政府工作报告文本(杜勇和孙帆, 2024)或规制实施效果性指标为主(韩国高, 2017),且研究发现,政府主导下的命令控制型环境规制可以有效缓解

收稿日期: 2025-02-28

基金项目: 国家社科基金一般项目(23BGL231); 教育部人文社会科学研究项目(21YJAZH097)

作者简介: 徐志伟(1979-),男,天津市人,天津财经大学商学院教授,博士生导师;

王思禹(1994-),女,黑龙江双鸭山人,天津财经大学商学院博士研究生。

企业产能过剩。虽然命令控制型环境规制政策具有更为直接的“去产能”效果，但过度的行政干预也造成了高昂的经济成本。由此，研究焦点开始转向市场型规制政策对企业产能利用率的影响，具体的政策内容涵盖排污费征缴政策(韩国高和王昱博, 2020; 于连超等, 2021)、超额节能指标政策(杨振兵等, 2021)、绿色金融改革创新试验区政策(刘和旺等, 2023)、绿色信贷政策(陆文香和苏磊, 2023; 李雯昕和范英, 2025)等, 这些研究结果普遍表明, 市场型规制能够取得与命令控制型规制一样的政策效果, 同样可以改善企业的产能利用水平。

排污权交易是最典型的市场型规制政策, 但现有研究关于该政策对企业产能利用率影响的关注不足。即便有文献考察了与排污权交易具有相似运行机理的碳排放权交易试点政策的“去产能”效应(杨晓妹和王宋伟, 2023), 但研究都是基于均值回归开展的, 无法有效揭示政策实施对于不同排污强度企业产能利用的异质性影响。细致考察不同企业的产能利用率是否会随交易的开展而发生异质性变化, 对于深刻理解包括排污权交易在内的环境权要素市场功能极为重要。对于排污权交易而言, 政府能通过设定统一的单位产出基准排放配额, 对不同排污强度企业的生产成本施加异质性影响。由于需要从竞争对手处购买配额才能维持生产活动的必要投入, 排污强度越高的企业生产成本就越高, 这将削弱其短期产出, 抑制产能利用, 长期甚至会影响企业存续。但与“一刀切”式的命令控制型环境规制政策有所不同, 排污权交易市场中的低排放强度企业可以将多余的排放权用于扩大生产或者出售以冲抵生产成本, 无论企业如何选择, 都将直接或间接有利于低排放强度企业产能利用水平的扩张。因此, 排污权交易很可能具有以排污强度为依据的产能重配效应。如果上述逻辑成立, 排污权交易将能够发挥与传统要素市场相似的资源配置功能。

本文以 11 个省(市、自治区)陆续开展的排污权交易政策为准自然实验冲击, 分别采用“分位数-双重差分”和“久期-三重差分”方法, 实证检验政策冲击对微观企业产能利用率的影响。研究发现, 排污权交易通过产能重配提高了产能平均利用水平。具体而言, 产能重配效应体现在两个方面: 其一, 排污权交易将削弱高排放强度企业的产能利用率, 改善低排放强度企业的产能利用状况, 由此产生产能群分效应; 其二, 长期的产能群分将增加高排放强度企业的存续风险, 由此形成产能退出。随着产能重配发生, 低排放强度企业占据更多的市场份额, 进而可以拉高参与交易企业的产能平均利用率。此外, 政府提高基准排放配额标准虽然一定程度上也可以改善产能平均利用率, 但同时也会削弱产能群分功能, 不利于重配效应的发挥。

本文的边际贡献体现在以下三个方面: 第一, 本文分别将分位数回归和久期分析方法结合进双重差分过程。传统的双重差分是一种均值回归, 回归结果仅能反映政策冲击下实验组样本相对于自身反事实状态的平均处理效应。本文提供的“分位数-双重差分”方法可以对不同条件分布下企业产能变化进行更为细致的观察, 方便考察企业间产能重配效应的发生过程。本文还将久期分析与双重差分相结合, 为进一步观察排污权交易是否引致了高污染产能退出提供了可能。第二, 本文重新解释了环境规制政策促进企业产能利用率提升的经济机理。现有研究普遍将企业产能利用率的改善归因于“投资抑制效应”“遵循成本效应”或“创新补偿效应”(韩国高, 2017; 韩国高和王昱博, 2020; 赵海峰和李世媛, 2021; 杨晓妹和王宋伟, 2023; 杜勇和孙帆, 2024)。本文则发现, 产能改善并非均匀发生在所有参与排污权交易的企业中, 企业间“去污留清”的重配效应推高了整体的产能平均利用水平。本文的研究从产能配置视角重新解释了环境规制政策对企业产能利用率的作用机理。第三, 本文发现了产能利用率改善背后作用逻辑的异质性。排污权交易政策能够改善市场中企业产能的平均利用水平, 其作用机制在于通过对不同排污强度企业间产能利用率和市场份额的重新分配, 进而推动企业间产能的优胜劣汰。放松排

排污权交易的基准排放配额虽然也会提升市场中企业产能的平均利用水平,但这种提升主要源自全部污染企业产能利用率的同步改善,并在一定程度上会削弱产能重配效应的发挥。本文的研究结果为政府相机抉择制定更为科学有效的市场型环境规制政策提供了重要参考。

## 二、理论分析与研究假说

(一)企业生产过程的刻画。假设经济体共有  $S$  个行业。任意行业的产品和传统要素市场是统一的,排污权交易被分割在  $j$  个地区性市场,行业内部的任意企业  $i$  都只生产一种产品。不失垄断竞争市场的一般性设定,第  $s$  个行业的产出满足 CES 加总形式:

$$Y_s = \left( \sum_{i=1}^{M_s} Y_{jsi}^{\frac{\sigma_s-1}{\sigma_s}} \right)^{\frac{\sigma_s}{\sigma_s-1}} \quad (1)$$

其中,  $\sigma_s > 1$  为行业内差异化产品  $Y_{jsi}$  的替代弹性,反映了产品市场的竞争程度。 $M_s$  为  $s$  行业内部差异化产品的种类。按照 Hsieh 和 Klenow(2009)给出的加总方法,将行业价格指数设定为  $P_s$ ,则相对于产品产量  $Y_{jsi}$  及其价格水平  $p_{jsi}$ ,存在以下公式:

$$Y_{jsi} = \left( \frac{p_{jsi}}{P_s} \right)^{-\sigma_s} Y_s, \quad P_s = \left( \sum_{s=1}^S p_{jsi}^{1-\sigma_s} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_s}} \quad (2)$$

目前有两种方法刻画企业生产过程的污染物排放:其一,将污染物作为“坏产出”;其二,将其作为生产过程的必要投入。本文选择后一种刻画方法,则对于  $s$  行业中的第  $i$  个代表性企业,存在包含污染物的 C-D 生产函数:

$$Y_{jsi} = A_{jsi} (u_{jsi} k_{jsi})^{\alpha_s} l_{jsi}^{\beta_s} e_{jsi}^{1-\alpha_s-\beta_s} \quad (3)$$

其中,  $A_{jsi}$  为企业的全要素生产率,  $k_{jsi}$  和  $l_{jsi}$  分别为生产过程的资本存量和劳动力投入量。 $0 < \alpha_s < 1$  和  $0 < \beta_s < 1$  是常数,分别表示资本和劳动力的产出弹性。不同行业的要素产出弹性可能存在差异,但行业内企业的弹性值均相等。 $0 < u_{jsi} < 1$  为资本使用强度,刻画了企业的产能利用水平。延续杭静等(2021)的设定,以生产设备为主要形式的资本存量由前期资本存量和增量投资决定。企业通过决定当期资本使用强度,将沉没资本存量转化为当期的资本投入。与杭静等(2021)研究略有区别,本文假设企业可根据产能利用状况随时调整劳动力投入,因此劳动力投入在当期是完全可变的。 $e_{jsi} = \eta_{jsi} Y_{jsi}$  表示企业生产过程的污染物排放量,  $\eta_{jsi}$  为单位产出的排污强度,将其代入式(3)可以得到简化后的生产函数:

$$Y_{jsi} = \left( A_{jsi} u_{jsi}^{\alpha_s} \eta_{jsi}^{1-\alpha_s-\beta_s} k_{jsi}^{\alpha_s} l_{jsi}^{\beta_s} \right)^{\frac{1}{\alpha_s+\beta_s}} \quad (4)$$

在排污权交易市场中,政府核定行业的污染物排放标准,并将其作为企业单位产出的基准排放配额,据此核发排污许可证。企业超排部分需要向场内其他企业购买配额才能完成汇算清缴。因此,设定企业的利润函数为:

$$\pi_{jsi} = p_{jsi} Y_{jsi} - w_{jsi} l_{jsi} - (v_{jsi} u_{jsi} + r_{jsi}) k_{jsi} - (z_j \eta_{jsi} Y_{jsi} - z_j \bar{\eta}_{js} Y_{jsi}) \quad (5)$$

其中,  $p_{jsi}$  为企业产出商品的市场价格,  $w_{jsi}$  和  $r_{jsi}$  分别为外生的劳动力工资水平和资本租赁价格,  $v_{jsi}$  为与设备运行相关的能源或原材料等中间品投入价格,  $z_j$  为第  $j$  个排污权交易市场单位排污配额的交易价格。交易价格内生于市场整体规制强度,但独立于微观企业个体决策。 $\bar{\eta}_{js}$  为政府规定的企业单位产出基准排放配额,  $\eta_{jsi} Y_{jsi} - \bar{\eta}_{js} Y_{jsi} > 0$  表示企业的实际排污量超过了许可限额,需要从市场购入排污权;反之,企业可在市场出售剩余配额,以冲抵生产成本。

(二)最优产能的选择结果。式(5)的最优决策被锚定在资本使用强度上,劳动力投入以及与生产过程伴生的污染物排放等都是资本使用强度的衍生结果。对式(5)求资本使用强度的一阶条件,可得到企业产能利用率的最优解:

$$u_{jsi} = \frac{\alpha_s}{\alpha_s + \beta_s} \frac{(\sigma_s - 1) p_{jsi} - \sigma_s z_j (\eta_{jsi} - \bar{\eta}_{js}) Y_{jsi}}{\sigma_s v_{jsi} k_{jsi}} \quad (6)$$

根据式(6),对于给定的基准排放配额,企业排污强度有效定义域为  $[\frac{\sigma_s - 1}{\sigma_s} \frac{p_{jsi}}{z_j} - \frac{\alpha_s + \beta_s}{\alpha_s} \frac{v_{jsi} k_{jsi}}{z_j Y_{jsi}}, \frac{\sigma_s - 1}{\sigma_s} \frac{p_{jsi}}{z_j}]$ 。高于上确界,企业将因排放强度高而退出市场;低于下确界,则企业将因产能限制而难以达到最优产出。有效定义域内,随着排污权交易的开展,排污强度  $\eta_{jsi}$  越低的企业,产能利用水平就越高。进一步地,根据式(2)得到产出份额  $\frac{p_{jsi} Y_{jsi}}{P_s Y_s} = \frac{p_{jsi}^{1-\sigma}}{P_s^{1-\sigma}}$ 。设定行业产能平均利用率是以产出份额为权重的企业产能利用率的加权,即存在  $U_s = \sum_{i=1}^{M_s} u_{jsi} \frac{p_{jsi}^{1-\sigma}}{P_s^{1-\sigma}}$ 。根据拉格朗日函数求解成本最小化,可以得到代表性企业的成本函数:

$$C(Y_{jsi}) = \Phi_{jsi} Y_{jsi} + z_j (\eta_{jsi} - \bar{\eta}_{js}) Y_{jsi} \quad (7)$$

其中,  $\Phi_{jsi} = A_{jsi}^{-\frac{1}{\alpha_s + \beta_s}} \eta_{jsi}^{-\frac{1 - \alpha_s - \beta_s}{\alpha_s + \beta_s}} \left[ w_{jsi} \left( \frac{\beta_s}{\alpha_s} \right)^{-\frac{\beta_s}{\alpha_s + \beta_s}} + v_{jsi} \left( \frac{\beta_s}{\alpha_s} \right)^{\frac{\alpha_s}{\alpha_s + \beta_s}} \right]$  为成本函数中与传统要素投入相关的部分,  $z_j (\eta_{jsi} - \bar{\eta}_{js})$  为与排污权交易相关的部分。根据垄断竞争市场定价规则,可以得到:

$$p_{jsi} = \frac{\sigma_s}{\sigma_s - 1} \left[ \Phi_{jsi} + z_j (\eta_{jsi} - \bar{\eta}_{js}) \right] \quad (8)$$

观察式(8)可以发现,随着排污权交易的引入,排放强度越低的企业边际成本及其定价水平就越低,市场竞争能力就越强,其所占的产出权重  $\frac{p_{jsi}^{1-\sigma}}{P_s^{1-\sigma}}$  就越高;反之亦然。由于行业产能平均利用率是微观企业产能利用率根据产出水平的加权平均数,随着低排放强度企业市场份额增加,参与排污权交易企业的平均产能利用水平便能得到提升。根据上述分析,本文提出如下假说:

假说 1: 排污权交易可以有效推升低排放强度企业的市场份额,进而带动参与交易企业产能平均利用率的提升。

进一步,对于式(6)有效定义域内与排污权交易相关的部分  $z_j (\eta_{jsi} - \bar{\eta}_{js})$ , 相较于不存在排污权交易的  $z_j = 0$  情形,实际排放强度高于基准排放配额的企业产能利用率将出现下降,低于基准配额的企业产能利用率将出现上升。也就是说,排污权交易对于不同排放强度企业的影响是非对称的,会产生基于排污强度的产能群分效应。根据上述分析,本文提出如下假说:

假说 2: 排污权交易会产非对称的群分效应,使不同排污强度企业的产能利用率产生分化。

进一步观察式(8)可以发现,虽然基准排放配额及其引致的排污权交易价格外生于微观企业个体决策,但却会影响所有企业产品定价。随着基准排放配额的提升,企业产品的价格水平将出现普遍下降,并引致价格指数  $P_s$  的下降,这将有利于改善参与排污权交易的所有企业产能利用状况。但需要特别注意的是,研究假说 1 中引入排污权交易获得的产能改善与放松基准排放配额获得的产能改善背后逻辑存在差异:前者源自不同排污强度企业间市场份额的重新分配,后者则源于全部污染企业产能利用率的同步提升,不仅不具有产能重配效应,还会削弱排污权交易的产能群分功能。根据上述分析,本文提出如下研究假说:

假说 3: 提升基准排放配额可以改善参与排污权交易企业的产能平均利用水平,但也会削弱排污权交易的产能重配功能。

### 三、实证策略、变量与数据

(一)实证策略。2008 年开始,排污权交易正式在我国 11 个省(市、自治区)陆续展开。按照省级排污权交易中心(所)成立时间先后,依次为 2008 年的江苏、天津,2009 年的浙江、重庆、湖北、河南,2010 年的河北、陕西、湖南,2011 年的山西和内蒙古,交易品种涵盖二氧化硫、氮氧化物、化学需氧量等主要大气和水污染物。本文将 2008 年开始的排污权交易作为准自然实验,采取多期双重差分实证检验交易产生的产能重配效应。基础模型如下:

$$u_{jst} = \gamma_0 + \gamma_1 (treat_{jst} \times post_t) + \gamma X_{jst} + \lambda_{jsi} + \mu_t + \varepsilon_{jst} \quad (9)$$

除理论模型已定义变量外, $t$ 为时间变量, $treat_{jst}$ 为地区分组变量, $post_t$ 为时间分组变量。 $X_{jst}$ 为一组企业和城市层面的控制变量, $\lambda_{jsi}$ 为个体固定效应, $\mu_t$ 为时间固定效应, $\varepsilon_{jst}$ 为随机误差项。传统双重差分模型是一种均值回归,回归结果 $\gamma_1$ 仅能反映排污权交易对样本企业产能利用率的平均处理效应。在均值回归基础上对式(9)进行“分位数-双重差分”回归,以考察排污权交易是否会对不同产能分位上的企业产生差异化影响。如果 $\gamma_1$ 回归呈现“低分位数上为负、高分位数上为正”的群分结果,则可证明样本企业间的产能差异出现扩大。进一步,对式(10)展开三重差分回归:

$$share_{jst} = \phi_0 + \phi_1 u_{jst} + \phi_2 (u_{jst} \times treat_{jst}) + \phi_3 (u_{jst} \times post_t) + \phi_4 (treat_{jst} \times post_t) + \phi_5 (u_{jst} \times treat_{jst} \times post_t) + \phi X_{jst} + \eta_{jsi} + \mu_t + \varepsilon_{jst} \quad (10)$$

其中, $share_{jst}$ 为样本企业在本行业所占市场份额。如果回归结果显著存在 $\phi_5 > 0$ ,则证明排污权交易可以提升高产能利用率企业的市场份额,进而推升产能平均利用率。利用式(11)考察不同排污强度分布上的政策实施效果:

$$u_{jst} = \kappa_0 + \kappa_1 intensity_{jst} + \kappa_2 (intensity_{jst} \times treat_{jst}) + \kappa_3 (intensity_{jst} \times post_t) + \kappa_4 (treat_{jst} \times post_t) + \kappa_5 (intensity_{jst} \times treat_{jst} \times post_t) + \kappa X_{jst} + \eta_{jsi} + \mu_t + \varepsilon_{jst} \quad (11)$$

其中, $intensity_{jst}$ 表示样本企业排污强度。如果回归结果发现 $\kappa_5 < 0$ ,则可证明低排污强度企业产能利用率提升速度更快,政策的正向产能重配效应可得到有效发挥。

(二)变量选取。11个省(市、自治区)开展的排污权交易主要集中在化工、建材、纺织、造纸、钢铁等大气和水的重污染行业。本文参考王欢欢等(2023)的普遍做法,将造纸和纸制品、印刷和记录媒介复制、非金属矿物制品、黑色金属冶炼和压延加工、电力热力燃气水生产和供应 5 个两位数代码行业作为重污染行业。

1. 被解释变量。参考余淼杰等(2018)的研究,本文采用生产函数法拟合最优产能,估计样本企业产能利用率。具体来看,基于 Greenwood 等(1988)提供的理论框架,通过企业资本折旧率与产能利用率严格单调递增假设,将可直接观测的折旧率作为不可观测产能利用率的代理变量,将中间品投入、资本投入和劳动力投入作为不可观测生产率的代理变量,采用 Akerberg 等(2015)提供的两步非参矩估计,结合外生生产冲击以及生产率构造联合矩条件,通过 GMM 估计获得折旧率与产能利用率的结构参数,依此计算样本企业产能利用率。

2. 核心解释变量。核心解释变量为样本企业所属地区虚拟变量  $treat_{jst}$  与时间分组变量  $post_t$  的交互项。如果样本企业生产经营地址信息位于开展排污权交易的省份,则  $treat_{jst}$  设定为 1, 否则为 0; 企业生产经营所在地开展排污权交易当年及其以后年份  $post_t$  设定为 1, 否则为 0。

3. 控制变量。参考相关文献,本文选取了如下企业层面的控制变量:(1)企业的出口性质 (*foreign*),以企业当年出口交货值衡量,若出口交货值大于 0,则赋值为 1, 否则为 0;(2)企业年龄 (*age*),使用样本年份与开业年份之差加 1 的对数值衡量;(3)企业所有权 (*owner*),由于样本期间内股份制改造使得部分企业的所有权性质发生了变更,因此对所有权性质进行控制,国有

企业设为 1，非国有企业设为 0；(4) 资金流动性 (*liquidity*)，使用现金流量净额与期初总资产的比值衡量；(5) 资产收益率 (*return*)，以净利润与总资产的比值衡量；(6) 生产过程的煤炭消耗量 (*coal*)，采用企业煤炭消费总量对数值来衡量。此外，本文还选取了如下城市层面的控制变量：(1) 城市经济发展水平 (*RGDP*)，以企业所属地区人均地区生产总值自然对数值衡量；(2) 经济外向型程度 (*open*)，利用所属地区实际利用外资金额占地区生产总值比值衡量；(3) 城市人口密度 (*density*)，使用地区常住人口总数除以行政区域面积的对数值衡量。

4. 其他关键变量。市场份额变量用样本企业当年主营业务收入与所属行业总销售额的比值测度。对于污染物排放强度，由于涉及大气和水两种类型污染物，本文参考李玲和陶锋(2012)的研究进行去量纲处理。首先，计算各种类型污染物的排放强度值  $intensity_{jsi,t}^{\xi} = E_{jsi,t}^{\xi} / output_{jsi,t}$ ，其中  $E_{jsi,t}^{\xi}$  为样本企业在第  $t$  年第  $\xi$  种污染物的排放量， $output_{jsi,t}$  为企业的工业总产值。其次，按照式(12)进行标准化处理：

$$\overline{intensity}_{jsi,t}^{\xi} = \frac{intensity_{jsi,t}^{\xi} - \min(intensity_{s,t}^{\xi})}{\max(intensity_{s,t}^{\xi}) - \min(intensity_{s,t}^{\xi})} \quad (12)$$

其中， $\max(intensity_{s,t}^{\xi})$  和  $\min(intensity_{s,t}^{\xi})$  分别为第  $\xi$  种污染物在行业  $s$  中的最大和最小排放量。最后，计算标准化后各类污染物排放强度的算术平均数，再加总取对数得到样本企业污染物排放强度指标。

(三) 数据来源。受数据可得性限制，既有研究的样本往往仅限于上市公司(刘和旺等, 2023; 陆文香和苏磊, 2023; 杨晓妹和王宋伟, 2023)。如此处理会带来两方面问题：其一，除样本数量受限之外，上市公司通常均为所属行业龙头企业，以其为样本会引致较为严重的样本选择偏差。其二，更为关键的是，上市公司以主要办事机构所在地为住所，而参与排污权交易的重点排放企业按照实际生产经营地归结，两者并非同一概念。因此，以上市公司住所进行地区归结会产生严重的识别错误。本文匹配了中国工业企业数据库和中国企业污染排放数据库，前者以规模以上工业企业为样本，样本数量及其代表性远高于上市公司；后者涵盖了各地区的重点排放企业，能够与排污权交易的覆盖范围较好对应。更为关键的是，这两个数据库企业的住所信息均为实际生产经营所在地，可以有效避免地区识别错误。

目前，中国工业企业数据库和中国企业污染排放数据库分别更新至 2015 年和 2014 年，本文以 1998 年至 2014 年相关行业企业作为研究样本，根据法人代码、企业名称、邮政编码等识别信息对两个数据库进行合并。2009 年和 2010 年缺失的部分关键变量采用如下方法进行补齐：固定资产投资缺失数据采用“固定资产投资=当年固定资产总值-(1-折旧率)×上年固定资产总值”方法补齐；借鉴余淼杰等(2018)方法，通过“中间品投入值=产出值×销售成本/销售收入-工资支付-折旧值”补充中间品缺失数据；2009 年员工薪酬数据的缺失值，采用前后两年算术平均方法插补。为剔除异常值影响，本文对连续变量进行左右各 1% 缩尾处理，并删除产能利用值异常偏低样本。最后，本文以 1998 年为基期，分别利用行业层面的生产者出厂价格指数与固定资产投资价格指数对企业产出和投资数据进行平减。<sup>①</sup>

#### 四、基础模型估计结果分析

(一) 均值回归结果。利用式(9)开展排污权交易对产能利用率影响的均值回归，结果如表 1 所示。无论是否加入控制变量，排污权交易的开展都能使处理组省份重污染企业的产能平均处

<sup>①</sup> 限于篇幅，描述性统计结果未在正文中列示，备索。

理效应提升1个百分点左右。从实际经济意义来看,排污权交易不仅没有削弱企业产能利用状况,还会使之得到一定程度的改善。该结论与杨晓妹和王宋伟(2023)针对碳交易试点政策的研究结果保持一致。至此,研究假说1初步得证。

(二)平行趋势检验。本文选择政策执行前1年为基准,检验排污权交易的动态效应,结果如图1所示。在排污权交易开展前,处理组与控制组地区重污染企业产能利用状况无显著差异。在排污权交易开展当年,交易地区企业产能利用率开始上升,并在第2年边际效应达到最大,平均提升接近5个百分点。其后,政策边际虽有下降,但产能利用的提升幅度仍然保持在每年1—2个百分点之间。

Kahn-Lang和Lang(2020)以及Roth等(2023)认为,使用双重差分的过程中,不能因为处理前符合平行趋势假设,就认为处理后也一定符合。因此,本文参考Rambachan和Roth(2023)的研究,进行平行趋势敏感性检验。该方法包含两部分:一是计算平行趋势的最大偏离程度;二是基于该偏离程度构造处理后点估计量的置信区间。如果在最大偏离情形下,置信区间仍然不包含零,则表明处理效应对平行趋势的偏离具有较高稳健性。检验结果发现,即使政策实施前产能利用水平的平行趋势出现一定偏差,仍然不会影响排污权交易能够在整体上提升企业产能利用率的结论。进一步的平滑性限制检验发现,开展排污权交易后,企业产能利用率的偏离程度不会显著偏离政策实施前的线性外推趋势,平行趋势敏感性检验进一步得到验证。<sup>①</sup>

(三)进一步的稳健性检验<sup>②</sup>

1. 更换被解释变量。参照杨立勋(2018)的方法,本文采用随机前沿模型拟合最优潜在产能,据此重新测度产能利用率。结果发现,排污权交易推升产能平均利用率的核心结论依然成立。

2. 加入时间趋势项。本文在基准回归模型中引入时间趋势项,排除随时间变化而变化的系统性干扰因素对估计结果的影响。结果发现,回归结果依然稳健。

3. 控制联合固定效应。为进一步缓解模型估计过程的遗漏变量偏误,本文在回归过程中分别加入“行业—时间”和“城市—时间”交互项,以捕捉不同时间点行业和城市间的系统性差异。结果表明,排污权交易仍然可以在整体上显著改善企业产能利用状况。

4. 异质性处理效应。Andrew和Doloreux(2008)认为,多期双重差分估计过程中,先处理组在后续冲击中将成为控制组,这会导致平行趋势假设不再成立。为解决该问题,本文利用Callaway和Sant’Anna(2021)提出的估计方法处理由异质性处理效应引起的估计偏差;并进一步利用

表1 基础模型的均值回归结果

	产能利用率	产能利用率
	(1)	(2)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.0100**(0.0035)	0.0102**(0.0035)
控制变量	未控制	控制
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
观测值	118947	111381
<i>R-squared</i>	0.5620	0.5781

注:括号内数值为估计系数在企业层面的聚类标准误;\*,\*\*和\*\*\*分别代表10%、5%和1%的显著性水平。除表3和表7的分位数回归结果外,下表同。

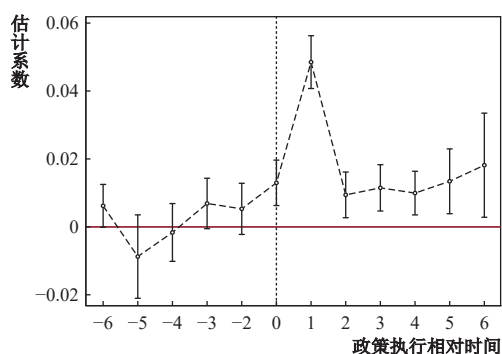


图1 均值回归的平行趋势与边际效应检验

① 限于篇幅,平行趋势敏感性检验结果未在正文列示,备案。

② 限于篇幅,稳健性检验结果未在正文列示,备案。

Sun 和 Abraham(2021)提供的权重事件研究法,通过交互加权来估计平均动态效应。经处理后,基础模型的估计结果依然稳健。

5. 预期效应。为检验排污权交易政策实施前是否已有预期调整产能,本文参考彭水军等(2024)的研究,在回归过程中控制地区分组变量 *treat* 与政策实施前 1 年虚拟变量的交互项。结果显示,新加入交互项的估计系数为-0.0020,聚类标准误为 0.0027,非常不显著。结果说明,政策没有对企业行为产生预期效应。

6. 安慰剂检验。随机抽取政策地区及年份,构造伪处理组和伪政策冲击变量,模拟回归 1000 次。结果发现,伪政策变量回归系数均值接近 0 且符合正态分布,表明重污染企业产能平均利用率提升主要源于排污权交易产生的政策冲击,而并非其他不可观测因素驱动。

7. 控制其他干扰政策。为检验排污权交易试点政策对企业产能利用率的影响是否受其他政策干扰,本文进一步考虑了以下与企业产能密切相关的政策:首先,2010 年国务院办公厅颁布《关于进一步加大节能减排力度加快钢铁工业结构调整的意见》,本文将 2010 年钢铁产能过剩治理政策作为控制变量加入式(9)进行模型的重新估计,结果发现本文的核心结论依然成立;其次,将 2009 年国家围绕汽车、船舶、轻工等十大产业实施的经济刺激计划作为新的实验冲击在估计过程中加以控制,结果显示,经济刺激政策确实提升了相关企业的产能平均利用水平,但排污权交易的政策效果仍然显著。

(四)内生性处理。本文主要采取两种方法处理内生性。其一,进行 PSM-DID 估计。以企业的出口性质、开业年限、所有制性质、资金流动性、资产收益率、生产过程煤炭消耗量、所属行业为匹配变量进行邻近匹配,采用 Logit 模型计算匹配得分。匹配后所有协变量标准化偏差均有所收敛,意味着处理组与控制组的系统差异得到了有效控制。匹配处理后进行 PSM-DID 估计,结果表明排污权交易对提高企业产能平均利用水平仍具积极作用。其二,采取工具变量法。与陈诗一和陈登科(2018)的研究保持一致,选择空气流动系数作为第一个工具变量(*IV\_1*)。其背后逻辑是:空气流动影响城市空气质量,进而左右排污权交易政策出台的紧迫性,符合相关性要求;空气流通系数显然与模型的残差项不相关,只能通过影响排污权交易所的设立决策而作用于企业产能,因此也满足外生性要求。但空气流动系数仅与大气污染水平相关,而排污权交易还涉及水污染物。本文参考姚鹏和牛靖(2023)的研究,选取河流密度倒数与地级市市委书记年龄的乘积作为第二个工具变量(*IV\_2*)。原因在于:河流密度较高的城市有更大的水域面积,实施排污权交易的可能性更高,满足相关性要求;河流密度由城市自然条件决定,与模型的残差项无关。为形成面板工具变量,本文选择市委书记年龄作为时变变量。这是因为较年轻的官员更愿意积极响应政策考核,而年龄作为个体变量不会影响企业产能决策,符合工具变量选取要求。

经估算,两个工具变量的 *KP-LM* 统计量分别为 167.31 和 227.68, *Cragg-Donald Wald F* 统计量分别为 161.22 和 159.68,均显著高于临界值,排除不可识别和弱工具变量问题。同时将两个工具变量纳入模型, *KP-LM* 统计量为 229.91, *Cragg-Donald Wald F* 统计量为 154.60,仍显著高于临界值。表 2 估计结果显示,排污权交易会带动产能平均利用率提升的研究结论依然成立。

## 五、产能重配效应的进一步讨论

(一)产能群分效应。产能群分效应的讨论对于全面准确理解排污权交易的产能重配非常重要。只有证明群分效应的存在,才能证明排污权交易对不同产能分位企业的影响是“非均衡”的,排污权交易优胜劣汰的选择功能才会得到充分发挥。



表 2 两阶段最小二乘估计结果

	空气流动系数工具变量		河流密度工具变量		同时加入两个工具变量	
	(1)第一阶段	(2)第二阶段	(3)第一阶段	(4)第二阶段	(5)第一阶段	(6)第二阶段
<i>IV_1</i>	-0.0355*** (0.0108)				-0.1530*** (0.0126)	
<i>IV_2</i>			-0.0824*** (0.0115)		-0.0711*** (0.0115)	
<i>treat</i> × <i>post</i>		0.0100** (0.0036)		0.0135*** (0.0037)		0.0128*** (0.0037)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	125 409	125 409	86 362	86 362	86 362	86 362
<i>R-squared</i>	0.3262	0.1200	0.3070	0.1099	0.3086	0.1102

首先，对排污权交易政策冲击下企业产能利用离差的边际效应进行估计，结果如图 2 所示。在排污权交易开展前，处理组和控制组之间的产能利用离差分布并没有显著差异，政策实施当年及其之后连续 4 年，组间产能利用离差显著扩大。

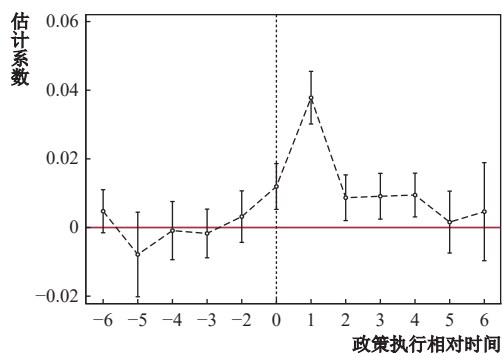


图 2 产能离差的平行趋势与边际效应检验

在此基础上，本文基于式(9)开展“分位数—双重差分”回归，检验排污权交易对各分位数上企业产能利用的异质性影响。考虑到条件分布左右两端的分位数回归结果可能因异常值而变得不够稳健，选定 20—80 的分位区间进行考察。如表 3 所示，产能处于 20 分位上企业的产能利用水平大约下降了 0.89 个百分点；30 分位上的企业回归系数虽然依然为负，但影响开始变得不再显著；40 分位之后，排污权交易基本上能够在 1—2 个百分点区间上显著促进企业的产能改善。根据回归结果推测，排污权交易在 30 左右的产能分位上产生群分效应，低于该位置的企业产能利用率下降，高于该位置的企业产能利用率提升。这意味着，多数地方政府将基准排放配额设定在了多数企业均能接受的“温和”水平，这为政府未来严格设定基准排放配额提供了政策空间。结合表 1 基础模型的均值回归结果可知，排污权交易虽然会在整体上改善企业产能利用状况，但也会形成产能分化。至此，研究假说 2 初步得证。

表 3 基础模型的分位数回归结果

	(1)20分位	(2)30分位	(3)40分位	(4)50分位	(5)60分位	(6)70分位	(7)80分位
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.0089*** (0.0027)	-0.0123 (0.0077)	0.0146* (0.0078)	0.0257*** (0.0062)	0.0184*** (0.0003)	0.0209*** (0.0012)	0.0044*** (0.0003)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	127 307	127 307	127 307	127 307	127 307	127 307	127 307

(二)产能群分的作用机制。这部分将检验产能平均利用水平改善是否是因市场自身优胜劣汰的群分功能所致。对式(10)进行回归，表 4 列(1)的结果显示，如果将企业的市场份额作为被解释变量，产能利用率与地区分组变量、时间分组变量的三项交互结果显著为正。这说明，排

排污权交易产生了正向的市场激励作用，高产能利用企业占据了更高的市场份额。进一步结合式(11)进行三重差分回归，结果如表4列(2)所示，如果将企业的产能利用率作为被解释变量，污染物排放强度与地区分组变量、时间分组变量的三项交互结果显著为负。这说明，排污权交易使得高排企业的产能利用水平出现明显下降。

表4 市场选择机制的回归结果

	(1)市场份额		(2)产能利用率
<i>u</i>	-0.0008*** (0.0001)	<i>intensity</i>	-0.0314** (0.0125)
<i>u</i> × <i>treat</i>	-0.0002 (0.0001)	<i>intensity</i> × <i>treat</i>	0.0328 (0.0200)
<i>u</i> × <i>post</i>	0.00004 (0.00004)	<i>intensity</i> × <i>post</i>	0.0877*** (0.0157)
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.0002** (0.0001)	<i>treat</i> × <i>post</i>	0.0153*** (0.0042)
<i>u</i> × <i>treat</i> × <i>post</i>	0.0002 <sup>†</sup> (0.0001)	<i>intensity</i> × <i>treat</i> × <i>post</i>	-0.0875*** (0.0257)
控制变量	控制	控制变量	控制
时间固定效应	控制	时间固定效应	控制
个体固定效应	控制	个体固定效应	控制
观测值	106665	观测值	111381
<i>R</i> -squared	0.8067	<i>R</i> -squared	0.5783

根据上述结果可以梳理出产能群分效应发生的逻辑：排污权交易使得高排放强度企业产能利用率下降，低排放强度企业产能利用率上升，企业间形成了产能群分；群分发生后，高产能利用率企业的市场份额出现上升，由此拉高了参与排污权交易企业的产能平均利用水平。由此，对于微观企业而言，排污权交易引致的产能利用状况改善并非“齐步走”模式，而是以排污强度为依据的产能分化的结果。至此，研究假说1和假说2完全得证。

(三)产能退出效应。长期的低产能利用率可能会增加企业产能退出风险，强化排污权交易的产能重配效应。观察图2可以发现，从排污权交易开展后的第5年开始，处理组和控制组企业之间产能离差变得不再显著。图1则显示，排污权交易开展后的第5年和第6年，产能平均利用率出现了一定幅度的提升。二者差异说明，排污权交易开展一段时间后，部分低分位产能可能退出了市场，进而缩小了企业间的产能差异，提升了产能平均利用率。

本文通过“久期—三重差分”估计排污权交易对于企业生存状态的影响，估计过程选择了比例风险(COX)模型。结果如表5的列(1)所示，产能利用率与地区分组变量和时间分组变量交互后的回归结果显著为负。这意味着，伴随着排污权交易的开展，低分位产能具备更高的退出概率。排污权交易开展若干年后，低分位产能上的样本逐渐出清，存续企业间的产能利用差异逐步缩小，组间的边际产能离差也就不再显著。

进一步，市场集中度是影响产能退出的重要因素。集中度越低的行业，市场竞争越激烈，处于竞争劣势的低效产能更容易被市场淘汰。所有制是影响产能退出的另一关键因素。产能利用水平较低的国有企业可能受到更多政策保护，产能退出要较非国有企业更为困难。本文计算各行业的赫芬达尔指数(HHI)，并按照HHI的平均值进行分组。HHI高于均值的行业被划分为高市场集中度组，低于均值的被划分为低市场集中度组。同时，按照企业性质，将样本企业划分为国有企业组和非国有企业组进行分组回归。结果如表5的列(2)至列(5)所示，随着排污权交易的开展，低市场集中度组和非国有企业组低分位产能的退出概率明显更高，高市场集中度组和国有企业组的产能退出效应则不显著。其背后的经济含义是，产能重配效应的发挥除受排污权交易市场自身影响外，还受到产品市场竞争程度和企业所有制性质的影响，畅通市场退出渠道可以更有效发挥排污权交易的产能重配功能。

表 5 产能退出的久期分析

	(1)全样本	(2)市场集中度高	(3)市场集中度低	(4)国有企业	(5)非国有企业
<i>u</i>	0.1402*** (0.0261)	-0.0234 (0.0221)	0.1325*** (0.0404)	-0.2367 (0.3973)	0.1063*** (0.0245)
<i>u</i> × <i>treat</i>	0.1537 (0.2064)	-1.0137 (1.5699)	-0.0712 (0.2070)	-0.3358 (0.7579)	0.4911** (0.2208)
<i>u</i> × <i>post</i>	0.7319** (0.2401)	1.3295** (0.5992)	0.9833*** (0.2630)	-0.2104 (0.8537)	0.7783** (0.2693)
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.3119** (0.1354)	-0.6575 (0.7650)	-0.1135 (0.1482)	-1.7240 (4.0200)	-0.3507** (0.1449)
<i>u</i> × <i>treat</i> × <i>post</i>	-0.9296*** (0.2211)	-0.1317 (1.5622)	-0.9493*** (0.2380)	-0.2900 (6.9394)	-1.2540*** (0.2317)
企业控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	124514	17684	106830	10305	114209
<i>Log likelihood</i>	-101110.050	-35513.573	-58730.193	-2097.503	-98149.776

为进一步验证排污权交易能否有效驱离高排污强度企业产能，本文将产能利用率指标替换为污染物排放强度指标进行“久期—三重差分”回归。表 6 显示，滞后 1 期之后的企业排污强度、地区分组变量和时间分组变量三项交乘结果显著为正。这表明排污权交易会在削弱高排污强度企业短期产能利用率的基础上，间接增加未来的产能退出风险，由此可在更长时间周期上推动产能重新配置。

(四)基准排放配额的作用。排污权交易本质上属于数量型工具，政府通过调节基准排放配额，在企业承受能力和产能重配需求

间进行相机抉择。由于部分地方没有公布排污权交易的基准排放配额，本文选用各省的排污费征缴金额作为代理变量，并假设征缴金额越高的地区设定的基准排放配额就越低。

本文通过计算各省份排污费征缴金额与省内规模以上工业企业总产值的比值，获得排污费平均征缴强度(*fee*)。采用三重差分方法展开估计，结果如表 7 所示。列(1)均值回归结果表明，如果减小排污费征缴力度(提升市场基准排放配额)，排污权交易参与企业的产能利用状况会得到整体改善。表 7 列(2)至列(8)分别反映了排污费征缴强度变化(基准排放配额变化)对不同产能分位上企业的作用。随着征缴强度的降低(市场基准排放配额提升)，排污权交易对 20 分位上企业产能的负面影响不再显著，40 至 80 分位上企业的产能利用状况都能够得到不同程度的改善。因此，减小排污费征缴力度(提升市场基准排放配额)能够同步改善所有分位上企业的产能利用水平，但也会削弱产能群分功能，间接缓解高排产能的退出压力。至此，研究假说 3 得证。

## 六、研究结论与政策启示

本文以 11 个省(市、自治区)的排污权交易为准自然实验，综合运用传统双重差分、“分位数—双重差分”和“久期—三重差分”等多种方法，实证检验了排污权交易政策实施的产能重配效

表 6 企业排污强度与企业存续概率的关系考察

	企业退出风险
<i>intensity</i> <sub>(-1)</sub>	-0.0214(0.0952)
<i>intensity</i> <sub>(-1)</sub> × <i>treat</i>	-0.9764*(0.5525)
<i>intensity</i> <sub>(-1)</sub> × <i>post</i>	-1.3675**(0.6597)
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.6266*** (0.0941)
<i>intensity</i> <sub>(-1)</sub> × <i>treat</i> × <i>post</i>	2.1144*** (0.5871)
控制变量	控制
时间固定效应	控制
个体固定效应	控制
观测值	52498
<i>Log likelihood</i>	-56400.493

表 7 排污费征缴金额作用的回归结果

	(1)均值回归	(2)20分位	(3)30分位	(4)40分位	(5)50分位	(6)60分位	(7)70分位	(8)80分位
<i>fee</i>	0.5629*** (0.1297)	0.0399 (0.0005)	1.2473*** (0.0781)	-0.6661** (0.2714)	-0.1476*** (0.0384)	0.6314*** (0.0709)	0.6205*** (0.0490)	0.1232** (0.0555)
<i>fee</i> × <i>treat</i>	-0.2085 (0.2696)	-0.1432 (0.2261)	0.5779*** (0.0433)	0.0542 (0.1744)	1.1081*** (0.1115)	0.0613 (0.0745)	0.0677 (0.0539)	0.5487*** (0.0523)
<i>fee</i> × <i>post</i>	0.2330 (0.1573)	-0.4895 (0.1143)	-1.2198** (0.4470)	-0.3002** (0.0326)	-0.5936*** (0.0609)	-0.7266*** (0.1847)	0.5520** (0.1898)	-0.4326*** (0.0753)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.0125** (0.0043)	0.0096 (0.0054)	0.0167* (0.0096)	0.0095 (0.0072)	-0.0044*** (0.0002)	0.0123** (0.0052)	0.0021 (0.0016)	-0.0050*** (0.0002)
<i>fee</i> × <i>treat</i> × <i>post</i>	-1.2986* (0.7744)	-0.7888 (1.0113)	-2.2571 (1.7011)	-1.6090*** (0.3897)	-1.1260*** (0.0989)	-2.1355*** (0.5760)	-2.0267*** (0.4013)	-1.3866*** (0.2850)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	102 509	117 727	117 727	117 727	117 727	117 727	117 727	117 727

应。传统双重差分估计结果显示，排污权交易整体上改善了重污染企业的产能平均利用水平。“分位数—双重差分”和“久期—三重差分”的研究结果发现了产能改善背后的两条作用路径：一是短期内，排污权交易能够提高低排放强度企业的产能平均利用率，抑制高排放强度企业的产能利用水平，进而在企业间形成产能群分；二是长期看，排污权交易还会增加低分位产能的退出风险。由此，在产能群分和产能退出的双重作用下，产能重配作用得以有效发挥。研究还发现，虽然引入排污权交易政策和放松市场基准排放配额都会提高产能平均利用率，但其背后的作用逻辑完全不同：前者作用的发挥以产能群分为前提，行业产能利用的改善与产能重配并行发生；后者会同步改善所有分位上企业的产能利用状况，产能重配作用的发挥会被削弱。

根据本文的研究结论可以得到以下政策启示：首先，相较于命令控制型环境规制政策，偏重市场型的排污权交易政策能够同时实现产能提升与产能重配。因此，在减污降碳工作中，应将市场型政策作为规制“工具箱”中的优先选项，逐步扩大交易范围，丰富交易品种，将更多重点区域的高排行业纳入交易范畴；同时，应进一步优化供给配套政策，采取诸如完善交易平台、活跃市场交易、加强交易管理、健全监督机制等一揽子政策举措，保证排污权交易市场产能重配功能的高效发挥。其次，降低退出壁垒，更有利于实现产能重配。研究发现，在高竞争行业和非国有企业中产能退出效应更为明显。因此，建议政府通过减少行政干预、提供再就业支持等方式，降低高排企业和落后产能的退出壁垒；此外，可以考虑建立退出产能的排污配额回收机制，通过设立专门储备库对回收排污权适时进行二次分配，在市场机制发挥主导作用的基础上通过政府“有形之手”推动产能向环保绩效优异企业加速集聚。最后，适度调节基准排放配额，做好政策的相机抉择。应综合考虑企业承受能力和产能重配需求，合理调节基准排放配额水平，在推动企业清洁转型的同时，避免造成过大社会经济冲击。实证结果表明，大多数地方政府设定的基准排放配额能够被企业接受，政策实施空间较大。因此，随着市场逐步成熟，可以考虑逐步收紧配额，以确保产能重配作用的有效发挥；同时，政府还要加大环境要素交易市场的信息公开力度，加强对配额数据和排污数据的透明化管理，强化政策执行的公信力、社会公众的监督力和对市场主体行为的约束力。

#### 参考文献：

- [1]陈林,陈臻,肖倩冰.产能过剩与环境规制相机选择——基于正式与非正式环境规制视角[J].中国工业经济,2024,(3):62-80.

- [2]陈诗一,陈登科.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J].经济研究,2018,(2):20-34.
- [3]程俊杰.中国转型时期产业政策与产能过剩——基于制造业面板数据的实证研究[J].财经研究,2015,(8):131-144.
- [4]杜勇,孙帆.地方政府环境治理与企业产能过剩[J].财经论丛,2024,(9):80-90.
- [5]方丹,陆巧雯,陈彬,等.补贴退坡政策与战略性新兴产业产能过剩——来自光伏上市公司的证据[EB/OL].中国管理科学,<https://doi.org/10.16381/j.cnki.issn1003-207x.2023.2013,2025.02.005>.
- [6]韩国高.环境规制能提升产能利用率吗?——基于中国制造业行业面板数据的经验研究[J].财经研究,2017,(6):66-79.
- [7]韩国高,王昱博.环境税对 OECD 国家制造业产能利用率的效应研究——兼议对中国制造业高质量发展的启示[J].产业经济研究,2020,(2):87-101.
- [8]杭静,郭凯明,牛梦琦.资源错配、产能利用与生产率[J].经济学(季刊),2021,(1):93-112.
- [9]胡秋阳,张敏敏.抑制型产业政策推动了企业“脱虚返实”吗?——基于多期去产能政策的经验分析[J].产业经济研究,2022,(3):56-71.
- [10]李玲,陶锋.中国制造业最优环境规制强度的选择——基于绿色全要素生产率的视角[J].中国工业经济,2012,(5):70-82.
- [11]李雯昕,范英.绿色金融发展对工业产能利用率的影响[J].中国人口·资源与环境,2025,(1):87-98.
- [12]林毅夫,巫和懋,邢亦青.“潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J].经济研究,2010,(10):4-19.
- [13]刘斌,赖洁基.破行政垄断之弊能否去产能过剩之势?——基于出台《公平竞争审查制度》的准自然实验[J].财经研究,2021,(9):34-47.
- [14]刘和旺,彭律,郑世林.绿色金融改革创新试验区能提升企业产能利用率吗?[J].中南财经政法大学学报,2023,(5):134-148.
- [15]陆文香,苏磊.绿色信贷政策如何影响企业产能利用率?——来自中国微观企业的经验证据[J].财经论丛,2023,(7):3-14.
- [16]彭水军,吴腊梅,汪金,等.排污权交易政策促进了企业出口产品质量提升[J].经济学(季刊),2024,(5):1656-1671.
- [17]王欢欢,樊海潮,陈诗一.污染物总量控制与结构调整[J].经济学(季刊),2023,(4):1495-1512.
- [18]王彦超,蒋亚含.竞争政策与企业投资——基于《反垄断法》实施的准自然实验[J].经济研究,2020,(8):137-152.
- [19]杨立勋.中国工业行业产能利用率测度分析[J].北京理工大学学报(社会科学版),2018,(5):90-96.
- [20]杨晓妹,王宋伟.碳排放权交易对企业产能利用率的影响——来自八大试点行业的证据[J].资源科学,2023,(8):1577-1589.
- [21]杨振兵,吕祥秋,邵帅,等.超额节能指标政策的工业去产能效应[J].财贸经济,2021,(7):97-113.
- [22]姚鹏,牛靖.资源节约型城市创建、企业策略选择与水环境治理[J].财经研究,2023,(4):79-93.
- [23]于连超,张卫国,毕茜.环境保护费改税促进了重污染企业绿色转型吗?——来自《环境保护税法》实施的准自然实验证据[J].中国人口·资源与环境,2021,(5):109-118.
- [24]余淼杰,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):56-71.
- [25]张少华,蒋伟杰.中国的产能过剩:程度测算与行业分布[J].经济研究,2017,(1):89-102.
- [26]赵海峰,李世媛.中央环保督察对制造业企业产能过剩的影响——基于多期倍差模型的实证研究[J].北京理工大学学报(社会科学版),2021,(4):17-29.
- [27]Akerberg D A, Caves K, Frazer G. Identification properties of recent production function estimators[J]. *Econometrica*, 2015, 83(6):2411-2451.

- [28]Andrew C, Doloreux D. Economic development, institutions, and urban governance in the region of Ottawa, Canada[A]. 10th annual conference of the innovation systems research network[C]. Montréal: ISRN, 2008.
- [29]Callaway B, Sant'Anna P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 200–230.
- [30]Greenwood J, Hercowitz Z, Huffman G W. Investment, capacity utilization, and the real business cycle[J]. *American Economic Review*, 1988, 78(3): 402–417.
- [31]Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403–1448.
- [32]Kahn-Lang A, Lang K. The promise and pitfalls of differences-in-differences: Reflections on *16 and pregnant* and other applications[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2020, 38(3): 613–620.
- [33]Rambachan A, Roth J. A more credible approach to parallel trends[J]. *The Review of Economic Studies*, 2023, 90(5): 2555–2591.
- [34]Roth J, Sant'Anna P H C, Bilinski A, et al. What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature[J]. *Journal of Econometrics*, 2023, 235(2): 2218–2244.
- [35]Sun L Y, Abraham S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 175–199.

## The Capacity Reallocation Effect of Emissions Trading

Xu Zhiwei, Wang Siyu

(School of Business, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

**Summary:** Given the substantial overlap between overcapacity sectors and heavily-polluting industries, it is essential to integrate their governance into a unified analytical framework to explore new paths for coordinated control and high-quality development. In recent years, beyond industrial and competition policies, growing academic attention has been directed toward the impact of environmental regulation on firms' capacity utilization. However, most existing studies rely on mean regression methods, which are insufficient to capture the heterogeneous effects across firms with varying emission intensities, and fail to reveal the underlying mechanisms of capacity reallocation.

This paper integrates data from Chinese industrial firms with pollution emission records, using the emissions trading policy as a quasi-natural experiment. Building upon mean regression analysis, it employs quantile DID and duration-based DDD methods to evaluate the policy's impact on capacity utilization among heavily-polluting firms. The findings indicate that the policy effectively enhances average capacity utilization through capacity reallocation. In the short term, the policy improves capacity utilization among low-emission firms while constraining that of high-emission firms, leading to the emergence of capacity stratification. In the long run, the policy increases the survival risk for firms with low capacity, thereby inducing capacity exit. Raising the benchmark emission allowance within the policy simultaneously boosts capacity utilization across all firms, yet attenuates the effectiveness of capacity reallocation.

This paper makes the following contributions: First, the proposed quantile DID method enables a more detailed examination of capacity changes across different segments of the distribution, facilitating the analysis

(下转第 61 页)

achievements into practical applications. Patient capital together with compatible human capital, represents a critical enabler for resolving these dilemmas. Against the backdrop of developing China's new nationwide system for science and technology, PEs' pursuit of coordinated development with state-owned enterprises (SOEs) helps alleviate their shortages of capital and human resources.

Using sample data from private A-share listed companies in China, this paper empirically investigates the impact of strategic alliances between private and state-owned enterprises (referred to as "PE-SOE strategic alliances") on the key core technology innovation performance of PEs. The study finds that PE-SOE strategic alliances contribute to improving PEs' key core technology innovation performance. The effect stems not only from allied SOEs' influence on PEs' patient capital structures, but also from their role in driving PEs to upgrade their human capital structures, which in turn resolves the asset specificity issue associated with patient capital investment. Furthermore, this positive effect is more pronounced under the following conditions: in the domain of strategic emerging industry technologies; when R&D-focused alliances are adopted or both alliance parties possess strong capabilities; and when PEs operate in technology-intensive industries or regions with a robust business cooperation culture. Additionally, this alliance model outperforms two other coordinated development approaches: state-owned capital holding stakes in PEs and strategic alliances between private and non-state-owned enterprises.

The contributions of this paper are as follows. First, it advances the research perspective on how inter-organizational structures affect technological innovation. Second, it provides empirical evidence for the leading role of state-owned capital in patient capital cultivation, and supplements research on the efficiency of patient capital utilization from the perspective of human capital structure optimization. Third, it offers actionable insights for government departments to implement and refine China's new nationwide system for science and technology, particularly in terms of supporting the establishment of strategic alliances among enterprises of different ownership types and strengthening the cultivation of patient capital.

**Key words:** strategic alliances; key core technology innovation; coordinated development; patient capital; human capital

(责任编辑 石 慧)

~~~~~  
(上接第 31 页)

of capacity reallocation dynamics among firms. By incorporating duration analysis into the DID framework, it offers a novel approach to assess whether emissions trading has triggered the exit of heavily-polluting capacity. Second, it reinterprets the mechanisms through which environmental regulation improves capacity utilization, emphasizing the role of resource reallocation. Unlike prior studies, it finds that improvements result primarily from selective resource shifts rather than uniform gains across all firms. Third, it reveals that both emissions trading and emission quotas improve average utilization. However, emissions trading reallocates capacity and market share across firms with varying emission intensities, fostering survival-based restructuring; while emission quotas enhance utilization uniformly, without triggering inter-firm structural shifts. These findings offer valuable guidance for selecting effective market-oriented environmental policies.

**Key words:** emissions trading; capacity reallocation; capacity grouping; capacity exit; market share

(责任编辑 石 慧)