

环境规制、企业异质性与国有企业过剩产能治理

杜威剑

(山东工商学院 经济学院, 山东 烟台 264005)

摘要: 在异质性企业框架下引入环境约束与政企合谋因素,考察了国有企业过剩产能的形成机理与治理机制。在此基础上,通过改进的生产函数法测度企业层面的产能利用率,并分别采用面板Tobit模型与生存分析模型实证检验环境规制对国有企业过剩产能治理的影响。研究表明,环境规制不仅能够提升国有企业的产能利用率,同时会提高落后产能企业市场退出的概率,即能够从集约边际与扩展边际两方面实现国有企业的产能治理。此外,通过区分行业污染强度与外部需求条件的估计结果表明,环境规制对于污染程度较强和出口参与型企业的产能治理效果更加显著。

关键词: 环境规制; 企业异质性; 国有企业; 产能利用率; 过剩产能治理

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2018)06-0102-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.20181122.008

一、引言

伴随经济的周期性波动,产能过剩时常出现。一般而言,当一国国内供给超过有效需求时,便会产生产能过剩现象。适度的过剩产能不仅不会损害一国经济增长,还将进一步优化国内资源配置,改进生产效率。然而,政府干预所引致的产能过剩,则会破坏市场机制的有效运转,影响经济的可持续发展^[1]。中国政府对于国有企业与民营企业的干预程度存在显著差别^[2]。在中国,国有企业具有更多的政治资源,并因其对地方经济发展的重要支柱作用,更易进行“政企合谋”,以获得更多优惠政策与政府补贴^[3-4]。大量资源流向国有企业,是造成国有企业长期产能严重过剩和大量落后产能始终淘汰不了的重要原因。与此同时,中国环境恶化问题日益凸显,为了实现经济的可持续发展,中国逐步实施了各类环境规制政策,但与中国GDP的增长速度相比,污染治理的投入依然不足,中国仍需进一步提高环境规制强度。那么,环境规制强度的提高是否会恶化过剩产能呢?环境保护与产能治理的双重目标又是否能够实现呢?为了回答上述问题,本文以国有企业为切入点,从理论与实证视角探究环境规制对企业过剩产能治理的影响。

Engen^[5]最早在定义完全产能的基础上提出产能过剩的概念,随后众多学者对产能过剩的成因进行了讨论与延伸。国外学者主要从宏观经济周期及波动^[6]与微观企业竞争策略^[7]等方面进行了分析。相比而言,国内学者则更多地从经济发展和政府干预视角分析中国的产能过剩问题。“发展阶段说”基于经济动态发展的视角,认为发展中国家企业由于“后发优势”容易对未来有前景的产业产生共识,将投资上形成“潮涌现象”作为产能过剩的成因^[8-9]。而“地方政府说”则基于政府干预视

收稿日期:2018-08-10; 修回日期:2018-09-28

作者简介:杜威剑(1987—),男,山东烟台人,经济学博士,山东工商学院经济学院副教授,研究方向为环境与贸易。

基金项目:国家自然科学基金项目(71803102);教育部人文社会科学研究项目(17YJC790027);教育部人文社会科学研究项目(18YJC790086)

感谢匿名审稿人关于本文研究视角以及实证分析主线等方面的修改建议,当然,文责自负。

角,认为地方政府出于财政利益和政治晋升的双重激励而展开地区竞争,对投资竞相补贴,最终造成产能过剩^[10-11]。

针对中国国有企业产能过剩的成因,国内学者主要基于“政企合谋”框架,从政府干预视角进行了研究。孙晓华和李明珊^[12]以国有企业过度投资形成的制度背景为依据,通过联立方程模型检验了政府干预下国有企业过剩产能的成因与效率损失,结果表明,政府干预是造成国有企业过度投资进而引发产能过剩的重要原因。张天华和张少华^[13]认为,国有企业相对于非国有企业而言,享受了各种偏向性政策,造成国有企业资本和劳动的过度配置,从而更易引发产能过剩。顾振华和陈强远^[14]的研究则表明,中央政府的产业鼓励政策与地方政府的财政补贴政策的双重叠加是引致产能过剩特别是国有企业产能过剩的真正原因。

随着环境问题越来越受到关注,部分文献开始尝试从生态环境视角研究产能过剩问题。关于产能过剩成因的文献^[15-16]认为,环保制度体系缺陷与环境产权模糊使得地方政府放宽对企业的环境要求,企业内部成本外部化引发的产能过度投资,最终造成部分行业的产能过剩。关于环境约束视角下产能过剩治理问题的研究,部分学者从“遵循成本效应”进行了探究,认为环境政策会降低资本的边际收益,约束工业的资金流,使相关行业缩减生产要素投入,最终实现过剩产能下降^[17-18]。部分学者则基于波特假说从“创新补偿效应”进行分析,认为环境规制会激发技术创新,提升产品竞争力与产能利用率,最终从需求侧和生产侧两个方面缓解产能过剩现象^[19-21]。

既有研究对我们理解产能过剩的成因以及环境约束视角下的产能治理问题具有重要的启发作用。然而,现有文献主要从国家或行业层面考察环境规制对产能治理的影响,部分企业层面的研究也仅分析了企业产能利用率的测度问题,并未涉及环境规制对企业产能利用率影响关系的讨论。鉴于国有企业的过剩产能的成因,本文在异质性企业的理论框架下,以国有制造业企业样本为基础,从理论与实证视角考察了环境规制对国有企业过剩产能治理的影响。

本文的边际贡献如下:第一,理论分析在异质性企业框架下引入政企合谋与环境约束因素,从二元边际视角探究国有企业过剩产能的形成机理与治理机制。理论模型的构建以国有企业为切入点,不仅考虑到我国国有企业落后产能始终淘汰不了的现实,同时区别了不同所有制企业过剩产能成因的差异化特征,增强了研究问题的针对性与现实意义。第二,实证分析分别从企业产能利用率提升与落后产能企业退出市场的微观视角,解构环境规制对国有企业过剩产能治理的影响。现有研究鲜有涉及环境规制与过剩产能问题,少量关于环境规制与产能治理关系研究的文献也仅是基于国家或行业层面展开,并未细化至企业层面。然而,环境规制与产能治理的直接主体均是企业,因此从微观视角解构环境规制与产能治理问题,能够使本文的研究更加直观。第三,引入企业异质性,分别考察污染强度差异化特征与不同外部市场需求条件如何影响环境规制对国有企业过剩产能的治理,有助于完善环境规制与过剩产能关系的研究框架,得到具体细化的研究结论与切实可行的政策启示。

本文余下的结构安排如下:第二部分为理论模型,在异质性企业框架下引入政企合谋与环境规制因素,解释了国有企业过剩产能的形成机理与治理机制,并得到相关命题;第三部分为计量模型构建与指标测度,并进行了数据介绍;第四部分报告了基准分析结果,分别考察了环境规制对国有企业产能利用率与市场退出的影响,并进行了稳健性检验;第五部分为分组回归,在基准分析基础上进一步检验了污染强度与外部需求条件对分析结论的影响;最后是全文的基本结论与政策启示。

二、理论模型

在异质性企业理论^[22]框架下,引入政企合谋以考察国有企业产能过剩的形成机理与环境规制对国有企业过剩产能的影响机制。

(一) 消费者

假设产品市场为垄断竞争市场且消费者数量为 L ,企业生产差异化产品。参照 Dixit and

Stiglitz^[23] 研究,假设 CES 形式的消费者效用函数为:

$$U = (Q_p^c)^{-\alpha} \left[\int_{\omega \in \Omega} q(\omega)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中 Q_p^c 代表高度污染的生产产量,会降低消费者的效用水平; α 为正且表示消费者对污染生产的厌恶程度; Ω 表示产品类别的集合; σ 代表产品之间的替代弹性,且 $\sigma > 1$ 。此外,消费者的预算约束为:

$$\int_{\omega \in \Omega} p(\omega) q(\omega) d\omega = I \quad (2)$$

其中 I 代表消费者的总收入。基于式(1)和式(2)求解效用最大化情形下消费者对产品 ω 的需求函数为:

$$q(\omega) = \frac{I}{P} \left[\frac{p(\omega)}{P} \right]^{-\sigma} \quad (3)$$

其中 P 代表物价水平,具体形式如(4)式所示:

$$P = \left[\int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (4)$$

(二) 生产者

假定劳动作为企业唯一的要素投入,并且市场之外存在大量的潜在进入企业。企业为了进入市场需要事前投入 f_c 单位的劳动量作为进入成本。随后企业获知自己的生产率水平 φ ,并且 φ 满足独立同分布的随机变量,其概率密度函数为 $g(\varphi)$ 。若企业的生产率过低则企业将即刻退出市场,而对于在位企业而言,每期会面临一个与生产率无关且概率为 δ 的外生冲击迫使其退出市场。企业在每期生产过程中需要 f 单位的固定成本投入。假定企业每期需要投入 F 单位劳动力以维护或改进清洁生产设备或生产技术以降低污染成本。此外,劳动力供给量由劳动力市场出清条件内生决定。

本文将国有企业分为两类;一类是落后的国有企业,生产率较低,生产规模较小,且因企业资金薄弱而进行清洁生产设备投入的意愿很低;另一类是先进的国有企业,生产率较高,生产规模较大,有能力投资清洁生产设备。然而,落后的国有企业何以能够在市场存活?究其原因,是这些企业有着各种各样的“保护伞”,即政企合谋现象的存在为这些企业在市场的存活提供了可能。为了引入政企合谋问题,本文假定国有企业可以通过支付寻租费用 c 而免于投资清洁设备且避免停业。由于未投资清洁生产设备的落后企业在生产过程中需要额外承担一定的污染排放成本,假设污染成本的税率为 θ ,因此企业必须投入 $1/(1-\theta)$ 单位劳动以维系一单位劳动投入,即随着环境规制强度的增加, θ 将提高,企业的排污成本将上升。基于上述条件,得到落后国有企业与先进国有企业的成本函数分别为:

$$TC_{\mu\theta}(\varphi) = \begin{cases} TC^c(\varphi) = w \left[\frac{1}{1-\theta} \frac{q^c}{\varphi} + f + c \right], & \text{if } \varphi^* \leq \varphi \leq \varphi^+ \\ TC^F(\varphi) = w \left[\frac{q^F}{\varphi} + f + F \right], & \text{if } \varphi \geq \varphi^+ \end{cases} \quad (5)$$

其中 μ 代表工资率^①。上标 c 和 F 分别用以表示落后企业与先进企业。 φ^* 代表存活生产率,即企业每期利润为 0 的生产率水平; φ^+ 代表技术无差异生产率,即企业选择寻租与投资清洁生产设备利润无差异的生产率水平。通过求解落后企业和先进企业利润最大化,得到企业的价格函数:

$$p(\varphi) = \begin{cases} p^c(\varphi) = \frac{1}{p\varphi(1-\theta)}, & \text{if } \varphi^* \leq \varphi \leq \varphi^+ \\ p^F(\varphi) = \frac{1}{p\varphi}, & \text{if } \varphi \geq \varphi^+ \end{cases} \quad (6)$$

(三) 市场均衡

若均衡时企业生产率的分布为 $\mu_{\rho_0}(\varphi)$ 则市场均衡的物价指数 P 如(7)式:

$$P = \left[\int_0^{\infty} P(\varphi)^{1-\sigma} M \mu(\varphi) \right]^{1/(1-\sigma)} = M^{1/(1-\sigma)} p(\bar{\varphi}) \quad (7)$$

其中 M 为均衡状态下市场内企业的数量, $\bar{\varphi}$ 为企业加权平均生产率。存在政企合谋情形下国有企业的存活生产率 φ^* 满足 $\pi^c(\varphi^*) = 0$ 且只有生产率水平高于 φ^* 的企业才能向市场提供产品, 其余企业将退出市场。对于生产率为 $\varphi(\varphi^* \leq \varphi \leq \varphi^+)$ 的企业, 其与处于存活生产率水平企业的相对收入为:

$$\frac{r^c(\varphi)}{r^c(\varphi^*)} = \left[\frac{\varphi}{\varphi^*} \right]^{\sigma-1} \quad (8)$$

此外, 生产率为 φ^* 的企业每期利润均为 0, 因此有:

$$\pi^c(\varphi^*) = 0 \Rightarrow r^c(\varphi^*) = \sigma(f+c) \quad (9)$$

基于(8)和(9)式计算得到:

$$r^c(\varphi^+) = \sigma \left(\frac{\varphi^+}{\varphi^*} \right)^{\sigma-1} (f+c) \quad (10)$$

φ^+ 生产率的企业, 在寻租与投资清洁生产设备的相对收入为:

$$\frac{r^F(\varphi^+)}{r^c(\varphi^+)} = \left[\frac{1}{1-\theta} \right]^{\sigma-1} \quad (11)$$

由于生产率 φ^+ 的企业选择寻租与投资清洁生产设备的利润相等, 因此有:

$$\pi^F(\varphi^+) = \pi^c \Rightarrow r^F(\varphi^+) - r^c(\varphi^+) = \sigma(F-c) \quad (12)$$

基于(10)、(11)和(12)式, 计算得到:

$$\varphi^+ = \left\{ (F-c) / [(1-\theta)^{1-\sigma} - 1] (f+c) \right\}^{1/(\sigma-1)} (\varphi^*) = \lambda(\varphi^*) \quad (13)$$

其中, $\lambda = \left\{ (F-c) / [(1-\theta)^{1-\sigma} - 1] (f+c) \right\}^{1/(\sigma-1)}$ 。进一步地, 求解市场上存活企业的平均利润和企业自由进出条件:

$$\begin{aligned} \bar{\pi} &= \int_{\varphi^*}^{\varphi^+} \pi^c(\varphi) \frac{g(\varphi)}{1-G(\varphi^*)} d\varphi + \int_{\varphi^*}^{+\infty} \pi^F(\varphi) \frac{g(\varphi)}{1-G(\varphi^*)} d\varphi = \kappa(\varphi^*) (f+c) \\ &+ \frac{1-G(\varphi^+)}{1-G(\varphi^*)} \kappa(\varphi^+) (F-c) \end{aligned} \quad (14)$$

$$\bar{\pi} = \frac{\delta f_e}{1-G(\varphi^*)} \quad (15)$$

其中 $\kappa(\varphi^*) = [\bar{\varphi}(\varphi^*)/\varphi^*]^{\sigma-1} - 1 > 0$, $\kappa(\varphi^+) = [\bar{\varphi}(\varphi^+)/\varphi^+]^{\sigma-1} - 1 > 0$ 。结合(13)、(14)和(15)式, 求解得到市场均衡时企业存活生产率的隐函数方程形式如下:

$$[1-G(\varphi^*)] \kappa(\varphi^*) (f+c) + [1-G(\lambda\varphi^*)] \kappa(\lambda\varphi^*) (F-c) - \delta f_e = 0 \quad (16)$$

结合(13)式, 并对(16)式求解微分, 可以得到企业存活生产率、技术无差异生产率与环境规制强度(企业排污成本)之间的关系如下:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \varphi^+}{\partial \theta} &= - \frac{\lambda \varphi^* (1-\theta)^{-\sigma}}{[(1-\theta)^{1-\sigma} - 1]} \\ &\times \frac{[1-G(\varphi^*)] [\kappa(\varphi^*) + 1] (f+c)}{[1-G(\varphi^*)] [\kappa(\varphi^*) + 1] (f+c) + [1-G(\lambda\varphi^*)] [\kappa(\lambda\varphi^*) + 1] (F-c)} < 0 \end{aligned} \quad (17)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \varphi^*}{\partial \theta} &= \frac{\varphi^* (1-\theta)^{-\sigma}}{[(1-\theta)^{1-\sigma} - 1]} \\ &\times \frac{[1-G(\lambda\varphi^*)] [\kappa(\lambda\varphi^*) + 1] (F-c)}{[1-G(\varphi^*)] [\kappa(\varphi^*) + 1] (f+c) + [1-G(\lambda\varphi^*)] [\kappa(\lambda\varphi^*) + 1] (F-c)} > 0 \end{aligned} \quad (18)$$

结合(17)和(18)式,得到以下命题:

命题1:环境规制强度的提高,会使国有企业投资清洁生产设备相对于向地方政府部门寻租的成本要低,进而通过“激励效应”提高市场中国有企业对清洁生产设备的投资倾向,降低技术无差异生产率 φ^+ ,最终通过改良企业落后产能,从集约边际层面实现国有企业过剩产能的治理。

命题2:环境规制强度的提高,会增加国有企业的生产成本,进而通过“筛选效应”以提高市场中国有企业的存活生产率 φ^* ,最终淘汰落后产能的国有企业,从扩展边际层面实现国有企业过剩产能的治理。

三、计量模型、指标测度与数据介绍

(一) 计量模型

为了检验理论模型的相关命题,考察环境规制对供给侧结构性改革中“去产能”问题的影响,本文分别从国有企业落后产能退出与产能利用率提升视角,设定计量模型如(19)和(20)式所示:

$$PH_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ERI_{it} + \alpha_2 X_{it} + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

$$PBexit_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ERI_{it} + \alpha_2 X_{it} + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中 i 表示国有企业, t 表示年份。 $PBexit$ 代表落后产能国有企业的退出^②,其中以计算得到的企业产能利用率作为依据,考虑到不同行业之间产能利用率可能存在显著的差异性,分行业计算产能利用率处于后1/4分位的企业记为国有企业的落后产能。 PH_{it} 代表产能利用率,数值介于0与1之间; ERI_{it} 代表环境规制强度,采用综合指数法构建得到; X_{it} 表示控制变量。此外,考虑到一些影响因素可能无法通过经济学指标加以控制,为了提高估计结果的准确性,本文将这些因素归入到误差项之中,如基准模型(19)和(20)所示,主要包括三个方面:用以控制不随时间因素变化的企业个体固定效应 η_i ;用以控制不随个体因素变化的时间固定效应 η_t ;用以控制除上述两项之外其他异质性效应的随机误差项 ε_{it} 。

(二) 指标测度

1. 产能利用率指标

关于企业层面产能利用率的测度,主要包括数据包络分析(DEA)和生产函数法。Fare *et al.*^[24]最早将数据包络法应用于测度产能利用率,在构建生产前沿面基础上,通过固定资本测度企业或个体的生产能力。董敏杰等^[25]、贾润崧和胡秋阳^[26]采用该方法测算了我国相关行业和企业层面的产能利用率。Berndt and Morrison^[27]最早采用生产函数法测度产能利用率,通过成本函数假设推测理论上的潜在最优产出,并将实际产出与潜在最优产出的比值界定为产能利用率。

然而,数据包络法使用前提是各企业之间生产率差异不大,对于效率相差较大的工业企业可能存在较大的估计偏差。传统生产函数法则要求对企业生产决策作出严格假设,而在现实中研究者往往难以获知企业的生产决策。为了规避上述问题,本文参照Sims^[28]、余淼杰等^[29]的研究方法,从产能利用率定义出发,放松生产函数法的基本假设,基于资本折旧率与产能利用率正相关关系假设,测度中国国有企业层面的产能利用率。

接下来,具体介绍本文采用估计企业层面产能利用率的方法。与Akerberg *et al.*^[30]一致,假设企业生产函数的结构化增值形式如(21)式:

$$Y_{it} = \min\{\alpha K_{it}^{\beta_1} L_{it}^{\beta_2} \exp(\omega_{it}), \beta_3 M_{it}\} \exp(\varepsilon_{it}) \quad (21)$$

其中 Y 为企业总产值; K 和 L 分别为资本投入和劳动投入; M 为中间品投入; ω 为企业全要素生产率; ε 为随机冲击。根据里昂惕夫一阶条件,将生产函数转换为(22)式的对数形式,其中小写字母代表相应的对数值:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 k_{it} + \beta_2 l_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

在测算之前,根据Greenwood *et al.*^[31]的分析框架,对产能利用率作出如下假设:(1)产能利用率

h_{it} 为实际投入资本量 K_{it} 与企业资本存量 K_{it}^* 之比。(2) 产能利用率 h_{it} 为企业资本折旧率 δ_{it} 的单调递增函数, 即 $h_{it} = g(\delta_{it})$ 。(3) 企业的资本存量 K_{it}^* 由上期产能利用率 h_{it-1} 、上期资本存量 K_{it-1}^* 与上期投资 I_{it-1} 共同决定。(4) 中间投入品 M_{it} 由同期资本投入 k_{it} 、劳动力投入 l_{it} 和生产率决定 ω_{it} , 即 $m_{it} = f_i(k_{it}, l_{it}, \omega_{it})$ 。

接下来, 求解企业产能利用率之前, 需具体化 $g(\delta_{it})$ 的形式, 考虑到需满足产能利用率与资本折旧率的基本关系^③, 此处参照 Greenwood *et al.*^[31] 所采用的指数函数形式, 如(23) 式所示:

$$h_{it} = g(\delta_{it}) = \frac{1}{\eta} \ln\left(\frac{\delta_{it}}{\delta}\right) \quad (23)$$

其中 η 为正向系数, δ 为折旧率的上限, 该函数形式求解得到的产能利用率范围在 $[0, 1]$ 之间。结合(22) 和(23) 式, 得到企业产出等式:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 k_{it}^* + \frac{\beta_1}{\eta} \ln\left(\frac{\delta_{it}}{\delta}\right) + \beta_2 l_{it} + f_i^{-1}\left(k_{it}^* + \frac{1}{\eta} \ln\left(\frac{\delta_{it}}{\delta}\right), l_{it}, m_{it}\right) + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

基于(24) 式, 采用 Akerberg *et al.*^[30] 两步估计法, 第一步基于非参数方法采用多项式进行估计, 第二步结合矩估计条件与第一步估计结果, 估计各项参数, 并代入(23) 式计算得到企业层面产能利用率。

2. 环境规制指标

考虑到环境规制的衡量同时涉及政策工具与政策执行, 采用单一指标难以完全表示。参照李梦洁和杜威剑^[32] 的研究, 本文采用综合指数法构建环境规制的综合评价体系, 用以衡量我国环境规制的综合绩效。鉴于现实情况与数据的可得性, 分别选取固体废物利用率、污水排放达标率、二氧化硫去除率、粉尘去除率和烟尘去除率等 5 个指标进行测度。指标的具体计算方法是: 首先, 计算 5 个子项并通过标准化将其转换成 0~1 值; 其次, 通过行业污染物排放量与行业产值占工业行业总排放与总产值的比重, 计算得到各行业不同指标的权重; 最后, 通过各指标的标准化值与权重, 计算相关行业的环境规制强度。

3. 控制变量

根据既有的理论与实证研究, 控制变量主要包括: (1) 劳动生产率。企业劳动生产率可能会直接关系到企业的生产效率^[33], 从而影响企业的产能利用情况, 本文采用工业总产值与就业人数比值进行衡量。(2) 企业规模。企业规模不仅会影响企业的生产效率, 还会影响企业在市场中的地位, 最终对企业产能利用率与企业退出风险产生影响^[34]。本文采用企业雇佣工人数量的对数值进行衡量。(3) 技术创新。技术创新能够降低国有企业的生产成本, 提高企业产能效率, 常被作为改善企业落后产能的重要手段^[35], 本文以企业是否存在创新产出为基础构建二元虚拟变量用以衡量国有企业的技术创新能力。(4) 融资约束。融资约束会限制企业的投资行为, 阻碍企业进行设备更新与产品研发, 从而影响企业死亡率与产能利用率, 本文采用财务费用与总资产的比值衡量^[36]。(5) 企业经营年限。随着企业经营年限的增加, 管理经验与应对市场风险的能力会提高, 经营情况会相对稳定, 通过影响生产与投资决策最终影响企业的死亡率与产能利用率。经营年限通过企业当年年份与成立年份的差值计算得到。

(三) 数据介绍

本文环境规制各项指标数据来源于《中国环境年鉴》与《中国环境统计年鉴》, 企业层面数据主要来自于国家统计局的 2000—2007 年中国工业企业数据库。工业企业数据库通过汇总样本企业提交的季度报表和年度报表得到, 主要包含全部国有工业企业以及规模以上(主营业务收入销售额在 500 万元及以上) 非国有工业企业。该数据库是我国目前可得企业样本最大的微观数据库, 统计了企业的基本情况与财务数据, 例如企业名称、工业总产值、出口交货值、工人数量、成立年份、所有制

类型、新产品产值、资产总额、财务费用、管理费用、利润总额等近百项指标,本文关于国有企业落后产能的识别与企业产能利用率的测度,均基于上述基础指标。

为了将工业企业数据中存在统计问题的样本剔除,结合 Yu^[37]的研究并参照一般会计准则,将出现以下情况的企业从样本中予以剔除:(1) 关键指标观测值缺失的企业样本,这里的关键指标主要包含工业总产值、企业销售额、工人数量、中间投入额、固定资产净值等;(2) 工人规模低于 8 人或企业年龄为负的企业样本;(3) 总资产小于固定资产净值、小于流动资产或累计折旧、小于当期折旧等明显不符合会计原则的企业样本。此外,鉴于 2003 年中国行业分类代码发生了变更,本文参照 Brandt *et al.*^[38]的方法将行业按照 2003 年之后的新行业代码(GB/T 4754—2002)进行重新调整,对制造业进行分类。

四、基准估计结果及分析

(一) 基准回归

表 1 报告了环境规制对国有企业产能利用率影响的基准估计结果,模型(1)、(3)和(5)以测算的国有企业产能利用率作为被解释变量,模型(2)、(4)和(6)以落后产能企业退出作为被解释变量。鉴于国有企业产能利用率特征,采用面板 Tobit 模型以降低介于 0 和 1 之间产能利用率双截尾特征方程所造成的估计偏差,鉴于落后产能国有企业退出作为被解释变量的方程特征,采用面板 cloglog 生存分析模型以避免因样本期内部分落后产能企业未退出而导致的“右删失”问题。此外,模型(1)和(2)回归中未引入企业层面控制变量和其他非观测固定效应,模型(3)和(4)加入企业层面控制变量但未控制其他控制变量,模型(5)和(6)进一步控制了地区和年份固定效应。

表 1 基准估计结果

	(1) Tobit 产能利用率	(2) cloglog 企业退出	(3) Tobit 产能利用率	(4) cloglog 企业退出	(5) Tobit 产能利用率	(6) cloglog 企业退出
环境规制	0.001 1 ** (0.000 5)	0.032 3 *** (0.006 8)	0.001 4 ** (0.000 5)	0.030 0 *** (0.006 8)	0.001 6 *** (0.000 5)	0.030 0 *** (0.006 8)
劳动生产率			0.000 0 *** (0.000 0)	-0.000 0 (0.000 0)	0.000 0 *** (0.000 0)	-0.000 0 (0.000 0)
企业规模			0.006 4 *** (0.000 7)	-0.184 6 *** (0.011 1)	0.005 3 *** (0.000 7)	-0.184 9 *** (0.011 1)
技术创新			0.005 1 ** (0.002 3)	-0.392 2 *** (0.037 8)	0.008 0 *** (0.002 3)	-0.345 6 *** (0.037 8)
融资约束			-0.000 1 (0.000 0)	0.012 9 (0.042 9)	-0.000 1 (0.000 0)	0.013 1 (0.042 9)
企业年限			0.000 5 *** (0.000 0)	-0.004 8 *** (0.001 0)	0.000 5 *** (0.000 0)	-0.004 9 *** (0.001 0)
常数项	0.702 8 *** (0.001 1)	0.142 0 *** (0.016 9)	0.663 3 *** (0.003 8)	1.211 0 *** (0.060 2)	0.684 9 *** (0.004 4)	1.211 0 *** (0.060 2)
年份效应	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
地区效应	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
对数似然值	16 113.36	-13 080.18	16 325.51	-12 721.78	16 549.92	-12 721.78
rho 值	0.524 4 *** (0.004 2)	0.245 8 *** (0.014 1)	0.514 9 *** (0.004 3)	0.227 6 *** (0.013 9)	0.517 5 *** (0.004 4)	0.236 4 *** (0.013 7)
观测值	81 098	20 301	81 098	20 301	81 098	20 301

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,圆括号中的数字表示标准误,回归结果由 STATA 给出; rho 表示企业不可观测异质性的误差方差占总误差方差的比例。

回归结果显示,模型(1)至模型(6)中核心解释变量系数符号和显著性水平没有发生实质性变化,说明回归结果具有较好的稳定性。环境规制为正并且在 1% 水平上显著,表明环境规制能够提升国有企业的产能利用率并且提高落后产能企业退出市场的概率,验证了命题 1 和命

题 2 的研究结论,即环境规制能够从集约边际与扩展边际两方面实现国有企业的过剩产能治理。此外,根据 rho 值可知,因不可观察异质性引起的误差方差占总误差方差的比例均在 20% 以上,并在 1% 显著性水平上拒绝“企业不存在不可观察异质性”的原假设,因此在计量分析中控制不可观测异质性是合理的。

其他控制变量估计结果与预期基本一致。劳动生产率的增加能够降低企业生产成本并提高企业经营效率,从而促进企业产能利用率的提升并延缓企业退出市场。国有企业规模扩张,在一定程度上会促进企业产能利用率提升并抑制落后产能企业退出市场,即国有企业存在规模经济现象。技术创新的增加,能够提高国有企业的产能利用率并降低企业退出市场的概率,即创新型企业具有更高的产能利用率与更低的市场退出风险。融资约束会通过限制现金流,从而抑制企业产能利用率的提升,并且提高国有企业的市场退出概率。企业年限对产能利用率的回归系数为正而对落后产能企业退出的回归系数为负,表明随着企业成立年限增加,企业具有更丰富的经营管理经验,产能利用率呈上升趋势,并且落后产能企业面临市场风险会减少从而降低市场退出的概率。

(二) 稳健性检验

内生性问题。本文目的在于考察环境规制对国有企业过剩产能治理的影响,被解释变量的维度为企业层面,而环境规制指标是行业层面,因此由逆向因果关系导致的内生性问题的可能性较低。尽管如此,一些诸如宏观经济波动等不可观测因素可能同时影响环境规制与国有企业产能利用率,如果遗漏这些非观测因素,同样会导致环境规制变量的内生性问题。为了处理潜在的内生性问题,本节将采用两阶段最小二乘法(2SLS),选取行业能源消费总量标准煤的滞后一期作为环境规制的工具变量^[39-40],回归结果如表 2 模型(1)和(2)所示。结果显示,环境规制的系数均显著为正,再次表明环境规制能够提高国有企业产能利用率并加速落后产能企业退出市场,即从二元边际视角实现国有企业的过剩产能治理。此外,LM 统计量和 Wald F 统计量分别在 1% 显著性水平下拒绝工具变量与内生变量的相关性和工具变量为弱识别的原假设,验证了工具变量的有效性。

表 2 稳健性检验结果

	(1) 2SLS 产能利用率	(2) 2SLS 企业退出	(3) Tobit 产能利用率	(4) cloglog 企业退出	(5) Tobit 产能利用率	(6) cloglog 企业退出
环境规制	0.003 7*** (0.000 7)	0.010 2*** (0.002 6)	0.002 4*** (0.000 5)	10.323 1*** (3.104 8)	0.000 6*** (0.000 2)	0.034 1*** (0.008 2)
清洁化生产					0.006 4*** (0.002 1)	0.021 4*** (0.001 1)
常数项	0.667 0*** (0.004 0)	0.621 0*** (0.017 4)	0.664 3*** (0.005 4)	1.826 5*** (0.071 4)	0.679 0*** (0.004 2)	0.188 6*** (0.071 6)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份效应	控制	控制	未控制	未控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.018 7	0.272 9				
LM 统计量	4.4e+04 (0.000 0)	1.1e+04 (0.000 0)				
Wald F 统计量	54 592.86 [16.38]	14 115.76 [16.38]				
对数似然值			2 502.80	-2 625.01	16 539.98	-9 958.02
rho 值					0.5176*** (0.004 3)	0.2617*** (0.018 8)
观测值	81 098	20 301	28 600	7 523	81 098	20 301

注: LM 统计量用于检测工具变量与内生变量的相关性,若拒绝原假设则表明工具变量的选取是可信的,其中括号内为 LM 统计量的 p 值; Wald F 统计量用于检验工具变量是否为弱识别,若拒绝原假设则表明工具变量的选取是可信的,其中括号内为 10% 水平的临界值。rho 表示企业不可观测异质性的误差方差占总误差方差的比例。

指标稳健性。行业层面环境规制指标与企业数据匹配过程可能存在估计偏差,接下来选取企业层面排污费征收指标^④作为环境规制替代指标,以验证模型结论的稳健性。工业企业数据仅在2004年统计了企业的排污费,因此选取2004年国有制造业企业截面数据作为研究样本,因变量分别选取产能利用率与落后产能国有企业退出,回归结果如表2模型(3)和(4)所示。回归结果与基准回归一致,企业层面表征环境规制指标的系数均为正且在1%水平显著,表明环境规制强度有利于促进国有企业产能利用率的提升并提高落后产能企业退出市场的概率。

控制其他政策变动的影响。本文研究的样本区间为2000—2007年,在这一期间我国从2003年实施《中华人民共和国清洁生产促进法》和清洁生产标准目录,对部分行业实施清洁生产标准。这一政策变动可能对各行业环境规制与企业过剩产能产生作用。为了进一步验证模型的稳健性,在回归分析中以虚拟变量的形式引入清洁化生产变量^⑤,控制环境政策冲击因素后的回归结果如表2模型(5)和(6)所示。我们发现,清洁化生产标准提高了国有企业的产能利用率并促进了落后产能企业的退出。此外,与基准回归相比,环境规制变量系数绝对值有所下降,但符号与显著性均与之前结论一致。因此,本文的核心结论是稳健的。

五、进一步研究:基于企业异质性的视角

基准回归从产能利用率与市场退出视角分析了环境规制对国有企业过剩产能治理的影响,但未区分企业污染强度与外部市场需求的异质性。面临环境政策冲击时,不同污染强度企业生产成本变动与技术调整意愿会存在显著差异^[41],并且企业是否参与国际市场也会对其技术创新成本^[42]与产品绿色标准^[43]产生影响。那么,环境规制对国有企业过剩产能治理的影响是否会因企业污染强度与外部市场需求的不同而存在差异?在基准模型基础上,采用分组回归方式对上述问题分别进行考察。

首先,依据样本区间内各行业污染排放强度和已有研究^[44-45]的行业分类情况,将样本企业分为重度污染、中度污染与轻度污染企业^⑥,回归结果如表3所示。结果显示,环境规制在各个模型中均为正且较为显著。此外,我们还发现,环境规制对不同污染程度样本内国有企业过剩产能治理的影响存在显著的异质性。比较重度污染企业、中度污染企业和轻度污染企业分样本的回归结果可知,环境规制对重度污染企业产能利用率的提升作用远远高于中度污染和轻度污染企业,并且对重度污染和中度污染样本内落后产能企业退出的促进作用更强。对此可能的解释为,环境规制对污染程度较高的企业利润空间的压缩更大,因此污染程度较高企业缩减投资规模与进行技术创新的动力更强,从而使得环境政策对重度污染和中度污染国有企业过剩产能治理的效果更加显著^⑦。

表3 环境规制与国有企业过剩产能治理:基于污染强度的再检验

	重度污染		中度污染		轻度污染	
	(1) 产能利用率	(2) 企业退出	(3) 产能利用率	(4) 企业退出	(5) 产能利用率	(6) 企业退出
环境规制	0.036 8 *** (0.001 7)	0.159 0 *** (0.024 0)	0.005 6 *** (0.001 1)	0.165 5 *** (0.021 8)	0.002 7 * (0.001 6)	0.024 0 (0.016 7)
常数项	0.663 1 *** (0.007 2)	1.486 2 *** (0.100 5)	0.795 9 *** (0.008 3)	0.744 8 *** (0.115 4)	0.636 2 *** (0.008 2)	1.431 0 *** (0.115 0)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
对数似然值	5 797.10	-4 516.55	5 194.71	-3 777.03	5 932.10	-4 386.43
rho 值	0.499 0 *** (0.007 4)	0.214 2 *** (0.023 0)	0.512 3 *** (0.008 1)	0.236 7 *** (0.026 8)	0.535 6 *** (0.007 1)	0.225 3 *** (0.024 6)
观测值	28 908	7 237	24 138	6 047	28 052	7 017

接下来,进一步考察外部市场需求的异质性是否会影 响环境规制对国有企业过剩产能治理的效果。分样本回归以工业企业数据库中的出口交货值为依据,将当年出口交货值大于 0 的企业记为出口参与型企业,否则记为纯内销型企业^⑧,结果如表 4 所示。比较模型(1)和(3)发现,环境规制的系数均显著为正并且在出口参与型企业样本中环境规制变量的系数值更大,表明环境规制政策能够提升国有企业产能利用率,无论对出口参与型企业或纯内销型企业结论均成立。通过模型(2)和(4)的回归结果可知,环境规制

对纯内销型落后产能企业退出仍存在显著的促进作用,但对于出口参与型企业退出的作用不再显著。实证结论与预期一致,即对于出口参与型企业而言,面临环境政策冲击时由于其具有更强的技术优势与市场优势,因此更易通过技术模仿或市场转移等方式规避企业市场退出的风险。

六、基本结论与政策启示

本文基于环境规制与中国国有制造业企业的匹配数据,从产能利用率与落后产能企业退出视角研究了环境政策对过剩产能治理的影响,分析中分别采用面板 Tobit 模型与 cloglog 生存分析模型以校正样本的选择性偏差。研究发现:首先,环境规制能够提升国有企业的产能利用率,改进国有企业的落后产能,即环境规制能够从集约边际实现我国国有企业过剩产能的治理;其次,环境规制能够增加国有企业中落后产能市场退出的概率,淘汰部分落后产能,即环境规制能够从扩展边际实现我国国有企业过剩产能的治理。最后,企业污染强度与外部市场需求的异质性同样会影响环境规制政策的产能治理效果。其中,环境规制对重度污染企业产能利用率的提升作用远远高于轻度污染企业,并且对重度污染和中度污染落后产能企业退出的促进作用更强。此外,与纯内销企业相比,环境规制对出口企业的产能利用率提升作用更加显著。基于本文研究结论,得到相关政策启示如下:

第一,优化环境规制政策组合,实现企业污染成本内部化,通过市场机制实现国有企业产能升级与优化。环境保护与产能治理的策略路径并不冲突,相关政府部门在制定环境规制政策时,应当广泛选择环境税、污染排放许可证等对于企业能效提升具有较强激励作用的政策工具,为地区环境治理制定具有针对性的考核目标,破除环境治理的辖区局限性,从根本上更正地方政府的短视行为,就环境治理的目标达成协同规制的共识,倒逼地方政府为国有企业发展做“减法”,通过建立反映资源稀缺程度的价格机制,进一步促进企业产能利用率提升,实现国有企业过剩产能的治理。

第二,加大环境规制强度,在环保约束下实现国有企业落后产能的淘汰。政府部门应当做好顶层设计,进一步完善环境政策的立法体系与执法体系,要求各行业严格实行量化的环境排放标准,提高环境准入门槛,严禁达不到环保、能耗、质量、安全、技术等标准的产能进入市场。同时,完善环境影响评价制度,规范环境质量和生态影响检测,提高环境监督与惩治力度,倒逼落后产能的国有企业退出市场,警惕与地方政府进行“政企合谋”的国有落后产能卷土重来,实现国有企业过剩产能的有效治理。

第三,针对各地区、各行业的特点和现状,实施差别化的环境规制政策,优化资源配置。当前我

表 4 环境规制与国有企业过剩产能治理:
基于外部市场需求的再检验

	出口参与型企业		纯内销型企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	产能利用率	企业退出	产能利用率	企业退出
环境规制	0.002 0*** (0.000 7)	0.012 8 (0.011 7)	0.001 7*** (0.000 6)	0.034 7*** (0.010 7)
常数项	0.657 0*** (0.006 5)	0.271 5*** (0.104 5)	0.690 2*** (0.005 8)	0.290 9*** (0.109 3)
年份效应	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制
对数似然值	8 336.10	-4 452.26	7 462.01	-5 342.43
rho 值	0.5 466*** (0.006 3)	0.178 3*** (0.039 5)	0.494 5*** (0.006 6)	0.260 8*** (0.030 7)
观测值	32 888	7 928	48 210	12 373

国不同地区经济发展水平与行业特征存在较大的差异性,政策制定者应当结合各地区、各行业的实际情况,因地制宜,制定适合的实施细则,环境政策必须更具针对性。对于高污染、高能耗国有企业,实施专项治理与重点检查,通过行政命令限制企业污染排放,提高企业违规排放的处罚力度,淘汰部分落后污染产能。针对部分清洁型国有企业,适当给予政策扶持,鼓励企业自主创新,提高企业产能利用率,最终通过产能升级与落后产能淘汰,实现国有企业过剩产能的治理,促进经济的健康持续增长。

注释:

- ①不失一般性,本文将劳动作为计价物,即取1。
- ②当落后产能企业在 t 期存在但在 $t+1$ 期从样本中消失记为退出市场。需要说明的是,受到样本可获得性的限制,当落后产能企业退出工业企业样本时,可能由于经营状况的恶化或销售额低于500万的水平,与之前经营状况相比,本文认为该企业经营已经十分困难,退出市场的风险已经很高,因此采用目前通用方式,以企业退出样本时期近似作为企业退出市场时期。
- ③直观而言,产能利用率与资本折旧率关系应当满足:资本折旧率对产能利用率单调递增;产能利用率为0时,资本折旧率也为0;当产能利用率为1时,资本折旧率达到上限。
- ④采用工业企业排污上缴费用总额与企业工业总产值的比值衡量环境规制强度。
- ⑤以清洁生产标准目录为基础,与企业层面数据进行匹配,清洁生产标准目录行业企业虚拟变量取1,否则取0。
- ⑥依据样本内污染强度划分的行业分类结果如下:重度污染行业包括煤炭采选(6)、黑金矿采(8)、有金矿采(9)、纺织业(17)、造纸业(22)、石油加工(25)、化学纤维(26)、化纤制造(28)、非金制造(31)、黑金加工(32)、有金加工(33)、电力生产(44);中度污染行业包括石油开采(7)、非金矿采(10)、农副加工(13)、食品制造(14)、饮料制造(15)、皮羽制品(19)、文体用品(24)、医药制造(27)、塑料制品(30)、金属制品(34)、交通设备(37)、燃气生产(45)、水的生产(46);轻度污染行业包括烟草加工(16)、服装业(18)、木材加工(20)、家具制造(21)、印刷业(23)、橡胶制品(29)、通用设备(35)、专用设备(36)、电气机械(39)、通信设备(40)、仪器仪表(41)。
- ⑦为了进一步验证结论的稳健性,作者依据样本内各行业污染排放强度的中位数将样本分为污染密集型企业和清洁型企业进行回归分析,结论一致,受到篇幅限制未进一步列出,感兴趣的读者可以向作者索取。
- ⑧需要说明的是,2004年中国工业企业数据库中缺少关于企业出口交货值的统计,作为替代,此处采用2004年中国海关数据与中国工业企业数据库的匹配数据替代,由于海关数据库提供的是进出口交易记录的月度数据,根据企业进出口产品的目的国、产品HS8分位编码将企业出口和进口相关数据汇总为年度数据,并按照海关数据库与工业企业数据库的公共字段(企业名称、电话、邮编等信息)将两个数据库进行合并。

参考文献:

- [1]张龙鹏,蒋为. 政企关系是否影响了中国制造业企业的产能利用率? [J]. 产业经济研究, 2015(6): 82-90.
- [2]聂辉华,蒋敏杰. 政企合谋与矿难: 来自中国省级面板数据的证据[J]. 经济研究, 2011(6): 146-156.
- [3]范子英,田彬彬. 政企合谋与企业逃税: 来自国税局长异地交流的证据[J]. 经济学(季刊), 2016(4): 1303-1328.
- [4]朱希伟,沈璐敏,吴意云. 产能过剩异质性的形成机理[J]. 中国工业经济, 2017(8): 44-62.
- [5]ENGEN J V. The theory of monopolistic competition[M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1946: 531.
- [6]CROTTY J. Why there is chronic excess capacity[J]. Challenge, 2002, 45(6): 21-44.
- [7]PIRARD R, IRLAND L C. Missing links between timber scarcity and industrial overcapacity: lessons from the Indonesian pulp and paper expansion[J]. Forest policy and economics, 2007, 9(8): 1056-1070.
- [8]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): 118-118.
- [9]徐朝阳,周念利. 市场结构内生变迁与产能过剩治理[J]. 经济研究, 2015(2): 75-87.
- [10]周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究, 2004(6): 33-40.

- [11]王文甫,明娟,岳超云. 企业规模、地方政府干预与产能过剩[J]. 管理世界,2014(10):17-36.
- [12]孙晓华,李明珊. 国有企业的过度投资及其效率损失[J]. 中国工业经济,2016(10):109-125.
- [13]张天华,张少华. 偏向性政策、资源配置与国有企业效率[J]. 经济研究,2016(2):126-139.
- [14]顾振华,陈强远. 中央和地方的双重政策保护与产能过剩[J]. 财经研究,2017(11):84-97.
- [15]江飞涛,耿强,吕大国,等. 地区竞争、体制扭曲与产能过剩的形成机理[J]. 中国工业经济,2012(6):44-56.
- [16]马彪,林琳,吴俊锋. 供给侧结构性改革中产能、金融支持与经济波动关系研究[J]. 产业经济研究,2017(5):12-24.
- [17]JORGENSEN D W, WILCOXEN P J. Environmental regulation and U. S. economic growth[J]. The rand journal of economics,1990,21(2):314-340.
- [18]BERMAN E, BUI L T. Environmental regulation and labor demand: evidence from the south coast air basin[J]. Journal of public economics,2001,79(2):265-295.
- [19]LEITER A M, PAROLINI A, WINNER H. Environmental regulation and investment: evidence from European industry data[J]. Ecological economics,2011,70(4):759-770.
- [20]李后建,张剑. 企业创新对产能过剩的影响机制研究[J]. 产业经济研究,2017(2):114-126.
- [21]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.
- [22]MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. Econometrica,2003,71(6):1695-1725.
- [23]DIXIT A K, STIGLITZ J E. Monopolistic competition and optimum product diversity[J]. The American economic review,1977,67(3):297-308.
- [24]FARE R, GROSSKOPF S, KOKKELENBERG E C. Measuring plant capacity, utilization and technical change: a nonparametric approach[J]. International economic review,1989,30(3):655-666.
- [25]董敏杰,梁泳梅,张其仔. 中国工业产能利用率:行业比较、地区差距及影响因素[J]. 经济研究,2015(1):84-98.
- [26]贾润崧,胡秋阳. 市场集中、空间集聚与中国制造业产能利用率——基于微观企业数据的实证研究[J]. 管理世界,2016(12):25-35.
- [27]BERNDT E R, MORRISON C J. Capacity utilization measures: underlying economic theory and an alternative approach[J]. The American economic review,1981,71(2):48-52.
- [28]SIMS E R. Differences in quarterly utilization-adjusted TFP by Vintage, with an application to news shocks[R]. NBER working papers,2016.
- [29]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.
- [30]ACKERBERG D A, CAVES K, FRAZER G. Identification properties of recent production function estimators[J]. Econometrica,2015,83(6):2411-2451.
- [31]GREENWOOD J, HERCOWITZ Z, HUFFMAN G W. Investment, capacity utilization, and the real business cycle[J]. The American economic review,1988,78(3):402-417.
- [32]李梦洁,杜威剑. 环境规制与就业的双重红利适用于中国现阶段吗?——基于省际面板数据的经验分析[J]. 经济科学,2014(4):14-26.
- [33]范剑勇,石灵云. 产业外部性、企业竞争环境与劳动生产率[J]. 管理世界,2009(8):65-72.
- [34]杨光,孙浦阳. 外资自由化能否缓解企业产能过剩? [J]. 数量经济技术经济研究,2017(6):3-19.
- [35]杨振兵. 有偏技术进步视角下中国工业产能过剩的影响因素分析[J]. 数量经济技术经济研究,2016(8):30-46.
- [36]CAI H, LIU Q. Competition and corporate tax avoidance: evidence from Chinese industrial firms[J]. The economic journal,2009,119(537):764-795.
- [37]YU M. Processing trade, tariff reductions and firm productivity: evidence from Chinese firms[J]. The economic journal,2014,125(585):943-988.

- [38] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. *Journal of development economics*, 2012, 97(2): 339-351.
- [39] 傅京燕, 李丽莎. 环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究——基于中国制造业的面板数据 [J]. *管理世界*, 2010(10): 87-98.
- [40] 徐保昌, 谢建国. 排污征费如何影响企业生产率: 来自中国制造业企业的证据 [J]. *世界经济*, 2016(8): 143-168.
- [41] 夏勇, 胡雅蓓. 经济增长与环境污染脱钩的因果链分解及内外部成因研究——来自中国 30 个省份的工业 SO₂ 排放数据 [J]. *产业经济研究*, 2017(5): 100-113.
- [42] 黄新华, 于潇. 环境规制影响经济发展的政策工具检验——基于企业技术创新和产业结构优化视角的分析 [J]. *河南师范大学学报(哲学社会科学版)*, 2018(3): 42-48.
- [43] 张杰, 郑文平, 翟福昕. 中国出口产品质量得到提升了么? [J]. *经济研究*, 2014(10): 46-59.
- [44] 王杰, 刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析 [J]. *中国工业经济*, 2014(3): 44-56.
- [45] 谢荣辉. 环境规制、引致创新与中国工业绿色生产率提升 [J]. *产业经济研究*, 2017(2): 38-48.

(责任编辑: 禾 日)

Environmental regulation , enterprise heterogeneity and state-owned enterprises' overcapacity management

DU Weijian

(School of Economics , Shandong Technology and Business University , Yantai 264005 , China)

Abstract: Under the framework of heterogeneous enterprises , we introduce environmental constraints and collusion and investigate the formation mechanism and governance mechanism of excess capacity in state-owned enterprises. On this basis , we use the improved production function method to measure the capacity utilization ratio of state-owned enterprise , and then we use the panel Tobit model and survival analysis model to test the effect of environmental regulation on the management of excess capacity of state-owned enterprises. The results show that environmental regulation can not only improve the capacity utilization of state-owned enterprises , but also improve the probability of market backward production enterprises' withdrawal , that is , it can realize the capacity management of state-owned enterprises from the intensive margin and the extensive margin. In addition , the estimation results with different pollution intensity and external demand conditions show that environmental regulation has more significant control effects on pollution-participating enterprises.

Key words: environmental regulation; enterprise heterogeneity; state-owned enterprises; capacity utilization ratio; overcapacity management