

实施清洁生产行业标准扩大了企业间工资不平等

胡浩然 施炳展 宋颜群*

摘要: 本文以实施清洁生产行业标准为例,发现清洁生产环境规制扩大了行业内企业间工资不平等。作用机制表明,清洁生产环境规制带来了成本转嫁效应,企业通过降低工资方式将环境治理成本转嫁给劳动者。并且,高污染企业的成本转嫁效应更突出,导致高低污染企业间的工资不平等扩大。此外,在成本转嫁效应持续影响下,清洁生产环境规制还主要降低了高污染企业的劳动者技能、生产率和技术创新,进一步加剧了高低污染企业间工资不平等。

关键词: 清洁生产;工资不平等;污染异质性

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2025.01.10

一、引言

我国需要以高品质生态环境支撑高质量发展,在高质量发展中促进共同富裕。环境规制是各国政府治理污染的主要手段,并成为影响收入分配的重要因素(Qin et al., 2021)。目前,我国政府的环境规制理念逐步由污染末端治理方式向清洁生产方式转变。^①在此现实背景下,本文重点研究清洁生产环境规制对收入分配的影响和作用机制,研究结论为我国持续推进生态文明建设和促进收入分配公平提供了理论和现实依据。

现有研究表明,环境规制有效降低了企业污染排放,但也给企业带来了环境治理成本(韩超等,2021)。为了达到环境规制要求,企业面临环境治理成本上升、利润下降等后果(刘悦和周默涵,2018)。为了避免利润受损失,企业有转嫁环境治理成本的动机。从转嫁途径来看,企业要么提高产品价格将成本转嫁给外部消费者,要么通过裁员、降薪等方式将成本转嫁给内部劳动者,而后者是受规制企业常用的转嫁手段(Curtis, 2018; Qin et al., 2021)。相较于低技能劳动者,高技能劳动者的工资议价能力和流动性相对更强(Kuo et al., 2022)。这意味着,高低技能劳动者面对企业的环境治理成本转嫁行为的反应可能存在差异。高技能劳动者可以通过调换工作应对企业降薪,低技能劳动者因为工资议价能力和流动性较弱进而承担更大的工资降幅,导致企业内高低技能劳动者之间的工资不平等扩大(Pan and Zhou, 2013; Constant, 2019)。

* 胡浩然,山东大学经济学院;施炳展,南开大学跨国公司研究中心、南开大学数字经济交叉科学中心、南开大学经济行为与政策模拟实验室;宋颜群,山东财经大学财政税务学院、山东大学经济学院。通信作者及地址:施炳展,天津市南开区卫津路94号,300071;电话:022-23508291;E-mail: stonenk@163.com。作者感谢国家自然科学基金重大项目(208ZD069)、国家自然科学基金青年项目(72203126)、山东省自然科学基金青年项目(ZR2022QG089)、山东省高等学校优秀青年创新团队项目(2023RW063)的资助,感谢匿名审稿人和主编的宝贵意见,文责自负。

① 《“十四五”全国清洁生产推行方案》指出,推行清洁生产是形成绿色生产方式和促进全面绿色转型的有效途径。

从目前研究进展来看,现有文献侧重于研究企业内高低技能劳动者之间的工资不平等。但是,企业间工资不平等是造成我国整体工资不平等的主要因素(宋颜群等,2023)。基于中国工业企业数据估算得出,行业内企业间工资不平等大约占整体工资不平等的68.7%。^①巴西的经验证据也表明,整体工资不平等的大约2/3来自企业间工资不平等(Helpman et al., 2016)。本文在已有研究的基础上主要有三点拓展:第一,引入污染异质性视角,环境规制可能对高低污染企业员工工资带来异质性影响,从而影响企业间的工资不平等(Liu et al., 2021)。第二,关注企业间的劳动者技能变化,高低技能劳动者面对企业降薪行为的反应存在差异,高技能劳动者的流动性更强。因此,环境规制可能导致高低污染企业间劳动者技能和工资的异质性变化。第三,重新检验“波特假说”^②是否成立,环境治理成本过大将导致高污染企业的“创新补偿”效应较难实现,高低污染企业间生产率和技术创新的异质性变化可能加剧工资不平等。

本文构建嵌入清洁生产要求的企业污染排放理论模型,并且以我国实施清洁生产行业标准为案例进行研究,实证结果验证了理论模型提出的命题。研究结论表明,清洁生产环境规制扩大了行业内企业间工资不平等,对高污染企业带来了更大的成本转嫁效应,导致了高低污染企业间工资分布的变化差异。并且,成本转嫁效应存在持续性影响,高低污染企业间劳动者技能、生产率和技术创新的分布变化差异加剧了工资不平等。

一方面,本文作用机制来源于环境治理成本的转嫁效应,受规制企业倾向于将环境治理成本转嫁给劳动者,或者减少员工就业数量(Curtis, 2018),或者降低员工工资报酬(Qin et al., 2021)。清洁生产标准对生产工艺、原材料投入和污染排放等生产环节提出了具体的技术要求,高污染企业相比低污染企业与清洁生产标准的技术距离更远。因此,高污染企业需要投入更多的资本用于改造和升级生产设备,进而承担了更大的环境治理成本。在此影响下,高污染企业更倾向于降低员工工资,导致高低污染企业间的工资不平等扩大(韩晓祎和许雯雯,2023)。此外,由于富有竞争力的工资是吸引和留住高技能劳动者的激励手段,同时高技能劳动者的工资议价能力和流动性更强(Schuler and MacMillan, 1984)。这意味着,相较于低技能劳动者,高技能劳动者面对企业转嫁而来的环境治理成本和降薪行为表现出更高的离职概率,通过调换工作避免工资水平的大幅度下降(Kuo et al., 2022)。随着高污染企业高技能劳动者流失,高低污染企业之间的劳动者技能差距可能增大。由于劳动者技能是决定国民收入以及企业员工收入的核心因素(Pelincescu, 2015),企业间员工工资不平等也将随着劳动者技能差距的增大而扩大。

另一方面,本文作用机制与企业绩效变化有关,过高的环境治理成本对受规制企业生产率和技术创新带来负面影响,从而使得“波特假说”较难实现。Porter and Van der Linde (1995)认为,环境规制在长期内可能激励企业研发创新,进而提升生产率。但是,有研究证据表明,环境规制增大了企业的治污成本,负向“挤出”效应导致企业治污成本内部化,进而降低企业生产率(Joshi et al., 2001; 盛丹和张国峰,2019)。考虑到清洁生产标准要求

^① 此处用企业工资标准差来衡量工资不平等,4位数行业间工资的标准差为0.26,4位数行业内企业间工资的平均标准差为0.57,可以粗略计算出行业内企业间工资不平等大约占整体工资不平等的68.7%(0.57/0.83)。

^② “波特假说”是指环境规制促使企业研发创新,产生“创新补偿”效应,进而抵消环境治理成本。

企业改造和升级生产设备,增大了环境治理成本,进而可能抑制生产率。尽管清洁生产标准激励企业改造生产技术,但是“创新补偿”效应的门槛通常较高(Ouyang et al., 2020),因而可能抑制企业技术创新(王杰和刘斌,2014)。技术创新是企业提高劳动生产率的重要手段(Bøler et al., 2015)。边际劳动生产率决定了劳动者工资水平,劳动力边际产出越高其工资也越高(Clark, 1908)。因此,清洁生产环境规制可能增大高低污染企业间的生产率和技术创新分布差异,进而加剧工资不平等。此外,劳动者是企业生产率和技术创新的载体,随着高污染企业劳动者技能水平的下降,其技术创新和生产率水平也将下降,进而限制“波特假说”的实现(陈梦根和侯园园,2021)。

本文贡献主要体现在如下三点:第一,现有文献关注环境规制对企业内平均工资和技能工资不平等的影响(Pan and Zhou, 2013;韩晓祎和许雯雯,2023),缺乏对企业间工资不平等研究。当前我国企业间工资不平等是影响收入分配的突出问题,并且清洁生产是推进绿色低碳转型的重要手段。因此,本文在现有文献基础上拓展研究了清洁生产与企业间工资不平等话题。第二,本文构建了嵌入清洁生产要求的企业污染排放理论模型,在理论推导中重点讨论了环境规制对高低污染企业的成本转嫁行为、工资、环境治理成本的异质性影响。同时,本文探讨了高低技能劳动者面对降薪行为的反应差异,论证了清洁生产环境规制如何影响高低污染企业间的劳动者技能、生产率、技术创新和工资的异质性分布。因此,本文丰富了环境规制影响企业间工资不平等的理论逻辑。第三,本文研究为我国持续改善生态环境和促进收入分配公平提供了有价值的政策建议。政府在环境治理过程中应当重视企业污染特征,避免高污染企业承担过大的环境治理成本。同时,企业防治污染应当尽量避免劳动者特别是低技能劳动者承担过多的环境治理转嫁成本。

二、理论模型

本文融合企业污染排放理论模型(Copeland and Taylor, 2004)和异质性企业理论模型(Melitz, 2003),构建环境规制影响企业间工资不平等的一般均衡模型。

(一) 消费者行为

假设消费者的效用函数呈现常替代弹性形式(CES),效用函数如下:

$$\begin{aligned} \max_{\{q_j\}} \int_0^M q_j^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj - f(e), \\ \text{s.t.} \quad \int_0^M p_j q_j dj \leq Y, \end{aligned}$$

其中, M 代表产品的种类数; q_j 代表第 j 种产品的消费量; ϵ 代表不同产品之间的替代弹性,且 $\epsilon > 1$; e 代表企业生产产品的污染排放量; f 代表污染排放量影响消费者效用的具体形式, $f(e)$ 代表污染排放对消费者带来的负效用,同时 $f(e)$ 是 e 的增函数。 p_j 代表第 j 种产品的价格, Y 代表消费者的总收入,假定总收入等于总支出。

基于上述设定,可以计算得出第 j 种产品的需求函数:

$$q_j = \frac{(p_j)^{-\epsilon} Y}{P^{1-\epsilon}},$$

其中, P 代表所有产品的价格指数, $P = \left(\int_0^M p_j^{1-\epsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}}$ 。本文假定产品生产厂商处于垄断竞争市场, 可将产品价格 P 视作定量, 产品价格主要由市场决定。

(二) 企业行为

企业生产成本包括生产前投入的固定成本和生产中的可变成本, 企业在生产产品过程中投入使用劳动力, 劳动力投入与企业的固定成本存在相关关系。此外, 企业生产的产品数量越多则所需劳动力越多, 企业生产技术创新水平(生产率)越高则生产单位产品所需劳动力数量越少。因此, 企业 i 生产 q 单位产品需要投入的总劳动力数量可以设定为:

$$l_i = F(K_i) + q_i^2 / \eta_i,$$

其中, l_i 代表企业 i 的劳动力投入, $F(K_i)$ 代表企业 i 的固定成本, η_i 代表企业 i 的技术创新水平。劳动力要素的投入产出符合边际产量递减规律(刘悦和周默涵, 2018)。考虑到公式表达的简洁性, 下文公式中省略掉了代表企业的下标 i 。

借鉴 Copeland and Taylor(2004) 的设定, 本文假定企业在生产过程中产生 e 单位的污染排放量, 具体如下:

$$e = (1 - \delta)^{(1/\alpha)} l,$$

其中, e 代表企业排污量, δ 代表用于污染治理的劳动力比例, α 代表企业所在行业的污染密集度。企业无论用于污染治理的劳动力还是用于生产产品的劳动力均包括低技能和高技能两类, ξ 代表高技能劳动者比例。 $\partial e / \partial \delta < 0$ 且 $\partial^2 e / \partial \delta^2 > 0$, 表明随着投入污染治理劳动力比例的增加, 污染排放量减少, 且边际污染排放减小量下降。企业将根据环境规制强度和自身技术创新水平选择最优的 δ 。

政府依据清洁生产标准判定企业污染程度, 并对企业每单位污染收取 μ 的处罚金额, μ 的数值越大表明环境规制程度越严厉。同时, 政府为了在短期内不过度增加企业排污负担, 对企业设置一定门槛的污染处罚豁免额 $\bar{\omega}$ 。通过计算可得, 企业用于生产的劳动力投入数量可以表示为 $e^\alpha l^{1-\alpha}$, 劳动力工资来源于两部分: 生产工资($w_{g,s}$)和效率工资(w_p)。生产工资指的是劳动力在生产过程中获得的劳动报酬, 效率工资指的是企业短期内获得超额利润并分配给劳动力的超额工资。

假定在其他条件确定的情况下, 企业将最小化生产成本($cost$):

$$\begin{aligned} \min_{(e, l, K)} \quad & \mu e - \bar{\omega} + w_{g,ss} \xi l + w_{g,fs} (1 - \xi) l + rK, \\ \text{s.t.} \quad & K^{1-\tau} \left\{ e^\alpha \left[\frac{(\xi l)^m [(1 - \xi) l]^{1-m}}{\xi^m (1 - \xi)^{1-m}} \right]^{1-\alpha} \right\}^\tau = \Omega, \end{aligned}$$

其中, $\mu e - \bar{\omega}$ 代表生产过程中需要投入的排污处罚成本, $w_{g,ss} \xi l$ 、 $w_{g,fs} (1 - \xi) l$ 分别代表高低技能劳动力成本, rK 代表升级和改造生产设备的资本投入, 下标 SS 、 FS 分别代表高低技能劳动力。一般而言, 劳动者的工资水平与技能水平呈正比, 也即 $w_{g,ss} > w_{g,fs}$ 。在约束条件中, K 代表用于生产的资本投入, $e^\alpha l^{1-\alpha}$ 代表用于生产的劳动力投入, 劳动力的产

出弹性为 τ ，资本的产出弹性为 $1-\tau$ ， Ω 代表一定的产量。为了区分高低技能劳动力的产出差异，本文将总劳动力投入 l 分解为 ξl 和 $(1-\xi)l$ 两部分，且高低技能劳动力的产出弹性分别为 m 、 $1-m$ 。一般情况下，高技能劳动力的产出弹性更大，也即 $m > 0.5$ 。

为简化模型求解，本文在求解过程中将约束条件中的劳动力投入还原为最简单的形式 l ，构建拉格朗日函数可以求得总劳动力投入 l 、治污资本投入量 K 、污染排放量 e 和用于排污治理的劳动力投入比例 δ 。为简化公式表达，定义 $w_g = w_{g,SS}\xi + w_{g,FS}(1-\xi)$ ， w_g 代表企业的平均工资，由高低技能劳动者的工资加权平均计算得出。均衡结果具体如下：

$$l = \Omega \left[\frac{(1-\alpha)\tau r}{(1-\tau)w_g} \right]^{1-\tau} \left[\frac{(1-\alpha)\mu}{\alpha w_g} \right]^{\alpha\tau} \equiv \Phi,$$

$$K = \frac{(1-\tau)w_g}{(1-\alpha)\tau r} \Phi,$$

$$e = \frac{\alpha w_g}{(1-\alpha)\mu} \Phi,$$

$$\delta = 1 - \left[\frac{\alpha w_g}{(1-\alpha)\mu} \right]^\alpha.$$

根据上述最优选择结果，可以计算出企业的生产成本：

$$cost = \underbrace{\Phi}_{l=F(K)+q^2/\eta} \left\{ \frac{1}{(1-\alpha)\tau} w_g - \frac{\bar{\omega}}{\Omega} \left[\frac{(1-\tau)w_g}{(1-\alpha)\tau r} \right]^{1-\tau} \left[\frac{\alpha w_g}{(1-\alpha)\mu} \right]^{\alpha\tau} \right\}.$$

根据理论模型假定， $F(K)$ 是企业固定成本， cq/η 代表企业的平均可变成本，为简化公式表达，令 $cq/\eta = \bar{v}$ 。假定企业想要达到 η 的技术创新水平需要投入一定的成本 $\gamma(\alpha)\eta^\beta$ ， γ 为成本系数，成本系数越高则投资效率越低。 β 为研发成本弹性，一般情况下 $\beta > 1$ ，意味着随着研发投入的增加，边际研发产出逐渐降低。此外，成本系数与企业污染密集度正向相关。

基于以上理论模型设定，企业利润最大化问题可以表述为：

$$\pi = \left(\frac{P^{1-\epsilon}}{Y} \right)^{-\frac{1}{\epsilon}} q^{1-\frac{1}{\epsilon}} - c[F(K) + q^2/\eta] - \gamma(\alpha)\eta^\beta.$$

通过构建拉格朗日函数可以获得均衡技术创新水平 η 的一阶条件以及最优技术创新水平 (η^*)，具体如下：

$$\eta^* = \left[2(\gamma\beta)^{\frac{\epsilon+1}{2\epsilon}} c^{\frac{\epsilon-1}{2\epsilon}} \left(\frac{P^{1-\epsilon}}{Y} \right)^{\frac{1}{\epsilon}} \frac{\epsilon}{\epsilon-1} \right]^{\frac{2\epsilon}{(1-\beta)\epsilon - (1+\beta)}}.$$

(三) 环境规制对企业间工资不平等的影响

1. 直接影响

基于平均可变成本表达式，本文可以求得企业平均可变成本对生产工资的一阶导数。本文分别对高低技能劳动者工资水平 ($w_{g,SS}$ 和 $w_{g,FS}$) 进行求导，具体如下：

$$\frac{\partial(\ddot{w})}{\partial w_g} = \Lambda \left\{ \frac{1}{(1-\alpha)\tau} - \left[1 - (1-\alpha)\tau \right] w_g^{\tau(\alpha-1)} \frac{\ddot{w}}{\Omega} \left[\frac{(1-\tau)}{(1-\alpha)\tau} \right]^{1-\tau} \left[\frac{\alpha}{(1-\alpha)\mu} \right]^{\alpha\tau} \right\},$$

$$\Lambda \equiv \left[2(\gamma\beta)^{\frac{1}{\epsilon(1-\beta)}} \left(\frac{P^{1-\epsilon}}{Y} \right)^{\frac{1}{\epsilon}} \frac{\epsilon}{\epsilon-1} \right]^{\frac{\epsilon(\beta-1)}{(1-\beta)\epsilon-(1+\beta)}} \frac{\beta}{(1+\beta) + (\beta-1)\epsilon} c^{\frac{(1-\beta)\epsilon-1}{(1+\beta) + (\beta-1)\epsilon}},$$

$$\frac{\partial(\ddot{w})}{\partial w_{g,SS}} = \xi \frac{\partial(\ddot{w})}{\partial w_g}; \quad \frac{\partial(\ddot{w})}{\partial w_{g,FS}} = (1-\xi) \frac{\partial(\ddot{w})}{\partial w_g},$$

其中,由于企业平均生产成本对高低技能劳动者工资的影响类似,仅存在系数(ξ)上的差异,本文首先分析上述公式中两个一阶导数相同的部分。当 $\alpha \rightarrow 1$,也即企业所处行业的污染密集度极大时, $1/[(1-\alpha)\tau] \rightarrow +\infty$,根据极限计算推导可知此时企业平均生产成本对生产工资的导数显著为正,且绝对值较大,表明员工生产工资下降将会大幅度降低企业平均生产成本。因此,污染程度严重的企业将会优先选择降低员工生产工资,进而减少企业生产成本。此外,当导数绝对值较大时,上述公式两个一阶导数的相同部分分别乘以 ξ 和 $1-\xi$ 的差异较小,企业对高低技能劳动者的降薪行为不会存在较大差异,这意味着高低技能劳动者都将面临降薪。当 $\alpha \rightarrow 0$,也即企业所处行业的污染密集度较小时,企业平均生产成本对生产工资的导数不确定(或者为接近于0的数),低污染企业通过降低员工生产工资减少生产成本的可能性不大或者激励性不足。并且,高污染企业相较于低污染企业的平均工资水平一般更低,可见附录 I。^① 据此,有命题 1 成立:

命题 1 环境治理成本上升对高污染企业成本转嫁行为的激励性更强,高污染企业员工工资下降幅度更大,最终扩大高低污染企业间的工资不平等。

本文重点分析高污染企业中的高低技能劳动者在面临降薪时的在职(离职)选择。借鉴 Melitz(2003)、Melitz and Ottaviano(2008)关于异质性企业模型的理论,假定劳动者的工资低于某一临界值 w_g^* 时将选择离职,且 w_g^* 是服从正态分布的随机变量,不同劳动者心目中的临界工资存在差异,可以计算出劳动者选择留在原企业的概率:

$$\Pr(\text{Stay} | w_g^* \leq w_g) = \Psi(w_g),$$

其中,Pr 代表概率,Stay 代表劳动者留在原企业的概率事件, w_g 代表劳动者工资, Ψ 代表劳动者留在原企业的概率与工资水平之间的函数形式。 $\Psi'(w_g) > 0$, $\Psi''(w_g) > 0$,表明随着劳动者工资水平的上升,其留在原企业的概率不断增大,且工资水平的上升使劳动者留在原企业的概率提升幅度也不断增大。此外,当 $w_g < w_{g,0}$ 时,所有劳动者都将离职。劳动者留在原企业的概率随工资的变化趋势如图 1 所示。

在图 1 中, $w_{g,SS}(w_{g,FS})$ 分别代表高(低)技能劳动者降薪前的工资, $w'_{g,SS}(w'_{g,FS})$ 分别代表高(低)技能劳动者降薪后的工资。当企业采取同金额降薪行为时,面对相同金额的工资下降幅度($w_{g,SS} - w'_{g,SS} = w_{g,FS} - w'_{g,FS}$), $\Delta\Psi(w_{g,SS}) > \Delta\Psi(w_{g,FS})$ 。表明高技能劳动者的流动性更强,选择离职的概率更大。当企业采取同比例降薪行为时,也即 $(w_{g,SS} - w''_{g,SS})/w_{g,SS} = (w_{g,FS} - w'_{g,FS})/w_{g,FS}$,此时高技能劳动者的降薪幅度大于同金额下的降薪幅度($w_{g,SS} - w''_{g,SS} > w_{g,SS} - w'_{g,SS}$)。可见高技能劳动者留在原企业的概率下降幅

^① 限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

度为 $\Delta'\Psi(w_{g,SS}) > \Delta\Psi(w_{g,SS}) > \Delta\Psi(w_{g,FS})$, 说明同比例降薪相较于同金额降薪使得高技能劳动者有更大的离职概率。

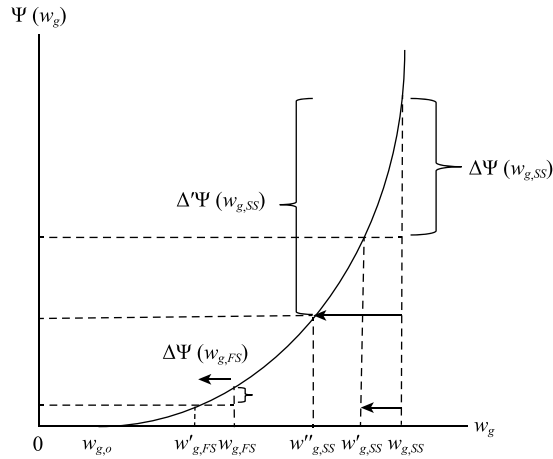


图 1 劳动者在职(离职)行为示意图

图 1 表明,一旦高污染企业降低生产工资,由于高低技能劳动者的工资议价能力和流动性存在差异,高技能劳动者留在原企业的概率下降幅度更大,最终导致其平均工资水平和平均劳动者技能水平的下降。同时,面对企业降薪,低技能劳动者可以承担相对较大的工资降幅,并且离职概率较低。低技能劳动者比例的相对上升进一步降低了高污染企业的平均工资和劳动者技能水平。对于低污染企业而言,由于工资下降不明显或者未采取降薪行为,高低技能劳动者留在原单位的概率下降幅度不大甚至不变,不会表现出劳动者技能水平的大幅度下降。因此,上述过程还导致了高污染企业平均劳动者技能水平的下降,本文可得命题 2:

命题 2 环境规制对高污染企业平均劳动者技能水平的负向作用更大,从而增大高低污染企业间的劳动者技能差距。

研究表明,劳动者技能是决定国民收入以及企业员工收入的核心因素(Pelinescu, 2015)。由此推断,高低污染企业间的劳动者技能差距增大将进一步扩大工资不平等。

2. 间接影响

根据理论模型假定,劳动力收入来源于生产工资和效率工资两部分。为了简化分析,此处本文将生产工资看作定量,而效率工资则随利润的变化而发生变化。一般而言,企业利润与生产率呈正相关关系,而生产率受到技术创新水平的影响。因此,本文首先探讨环境规制对企业技术创新水平的影响。

本文求得均衡条件下技术创新(生产率)对环境规制程度的一阶导数:

$$\frac{\partial \eta^*}{\mu} = \frac{\epsilon - 1}{(1 - \beta)\epsilon - (1 + \beta)} \left[2(\gamma\beta)^{\frac{\epsilon+1}{2\epsilon}} c^{\frac{\epsilon-1}{2\epsilon}} \left(\frac{P^{1-\epsilon}}{Y} \right)^{\frac{1}{\epsilon}} \frac{\epsilon}{\epsilon - 1} \right]^{\frac{2\epsilon}{(1-\beta)\epsilon - (1+\beta)}} \times$$

$$c^{\frac{\beta(1+\epsilon)}{(1-\beta)\epsilon - (1+\beta)}} \alpha \tau \mu^{-\alpha\tau-1} \frac{\bar{\omega}}{\Omega} \left[\frac{(1 - \tau)\tau\omega_g}{(1 - \alpha)\tau r} \right]^{1-\tau} \left[\frac{\alpha\tau\omega_g}{(1 - \alpha)} \right]^{\alpha\tau}$$

其中,不同企业生产的产品间有一定的替代性,也即前文假定的产品替代弹性 $\epsilon > 1$ 。此外,由于 β 大于 1, $(\epsilon - 1)/[(1 - \beta)\epsilon - (1 + \beta)] < 0$ 。在这种情况下,技术创新水平对环境规制程度的一阶导数为负,表明环境规制对企业技术创新水平产生负向影响。当 $\alpha \rightarrow 1$ 时,根据极限计算公式环境规制对企业生产技术的的影响极大。相反,当 $\alpha \rightarrow 0$ 时,环境规制对企业生产技术的的影响极小(甚至可以忽略)。此外,高技能劳动者的产出弹性高于低技能劳动者 ($m > 0.5$),高技能劳动者的流失(ξ 减少)将进一步导致高污染企业技术创新和生产率的下降。以上分析和推导表明,环境规制对高污染企业技术创新和生产率的负向影响更大。据此,本文得出如下命题 3:

命题 3 环境规制对高污染企业技术创新和生产率的负向影响更大,从而扩大高低污染企业间的技术创新差距和生产率差距。

根据边际生产率分配理论,企业生产率与员工工资正相关,企业生产率越高,员工工资也越高。由于环境规制对高污染企业技术创新的负向影响更大,高污染企业的效率工资下降幅度更大。同时,根据前文分析可知,高污染企业员工生产工资的下降幅度也更大。因此,环境规制通过增大高低污染企业间的生产率差距和技术创新差距加剧工资不平等。

三、研究设计

(一) 计量模型设定

本文以中国生态环境部分批次实施的清洁生产行业标准作为研究案例,构建多期双重差分法(DID)计量模型(Beck et al., 2010),如公式(1)所示:

$$Theil_{ft} = \nu + \vartheta \times Clean_f \times Post_t + \sum_{k=1}^8 \zeta_k \times X_{ft}^k + \mu_f + \lambda_t + \epsilon_{ft}, \quad (1)$$

其中, f 、 t 分别表示行业和年份。 $Clean_f$ 为行业分组变量,实验组为清洁生产行业并设置为 1,对照组为非清洁生产行业并设置为 0。 $Post_t$ 为政策冲击变量,例如, f 行业在 2003 年实施清洁生产行业标准,则在该年及以后设置为 1,其他年份设置为 0,其他年份实施的清洁生产行业标准以此类推设置。 $Theil_{ft}$ 表示 f 行业在 t 年的企业间工资不平等, X_{ft}^k 表示 f 行业在 t 年的控制变量。 μ_f 表示行业固定效应, λ_t 表示年份固定效应。公式(1)中的行业为 4 位数行业^①, ϵ_{ft} 表示随机误差项,回归标准误在 4 位数行业层面聚类调整。

(二) 变量构建和测度

1. 工资不平等变量

考虑到泰尔指数对工资分布的极值变化比较敏感,本文主要观察高低污染企业间的工资不平等变化,因此采用泰尔指数法构建工资不平等($Theil$)指标,具体如下:

$$Theil_{ft} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{Wage_{fit}}{Wage_{ft}} \log\left(\frac{Wage_{fit}}{Wage_{ft}}\right),$$

其中, $Wage_{fit}$ 表示 f 行业 i 企业在 t 年的平均员工工资,用企业应付工资总额除以从业人数衡量。 $Wage_{ft}$ 表示 f 行业在 t 年企业间的平均工资水平, n 表示企业数量。

① 为了保证行业层面指标计算的准确性,本文删除了样本量小于 30 的行业。

2. 控制变量

本文在计量模型中控制了行业规模、行业集中度、行业中企业的平均年龄、行业平均成本、行业国有资本比重、行业外商资本比重、行业资产负债率、行业出口比例等变量。此外,下文也使用企业层面数据进行作用机制检验,控制变量包括了企业层面变量和行业集中度变量。行业和企业层面控制变量的构建方法以及描述性统计结果见附录 II。

(三) 数据来源

本文数据主要来源于中国工业企业数据库,时间跨度为 1999—2013 年。^① 参照 Brandt et al.(2012)的方法对数据库进行了处理,并将数据库的行业编码标准统一转为 2002 年的统计标准《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2002)。由于数据库中“规模以上”非国有企业的营业收入统计标准在 2011 年发生了变化,本文统一保留营业收入 2 000 万以上的非国有企业以及全部国有企业。下文企业污染异质性检验部分使用工业企业污染数据,根据企业名称和法人代码对中国工业企业数据库和中国工业企业污染数据库进行了匹配。

四、实证检验

(一) 基准回归结果

表 1 汇报了基准回归结果,第(1)—(5)列逐步加入了控制变量,回归方程控制了行业和年份固定效应。可以发现,各列 $Clean \times Post$ 的估计系数均显著为正,说明清洁生产环境规制在平均效应上显著扩大了清洁生产行业内企业间工资不平等。此外,第(5)列 $Clean \times Post$ 的估计系数值为 0.0250,研究期间泰尔指数($Theil$)的平均值为 0.2410,可以计算出 $0.0250/0.2410 \approx 0.104$ 。据此说明,相较于非清洁生产行业,清洁生产环境规制导致清洁生产行业的企业间工资不平等大约提升了 10.4%。

表 1 基准回归结果

	行业内企业间工资不平等($Theil$)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Clean \times Post$	0.0248*** (0.007)	0.0246*** (0.007)	0.0259*** (0.007)	0.0259*** (0.007)	0.0250*** (0.007)
控制变量	无	部分	部分	部分	全部
行业	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是
观测值	5 714	5 714	5 714	5 714	5 714
R^2	0.605	0.607	0.609	0.611	0.613

注:括号内为稳健标准误;*、**和***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平;下文同。

① 2010 年数据库没有统计员工工资数据,因此不包括该年。

(二) 平行趋势检验

本文使用事件分析法检验实验组和对照组在政策实施前是否满足平行趋势。由于不同清洁生产标准的实施前后的期数存在不同,实施前的期数分别为4、7、8、9、10、11,实施后的期数分别为3、4、5、6、7、10。本文借鉴 Beck et al.(2010)的研究思路,将研究期数设置为实施前8期到实施后8期之间。^① 根据以上思想,构建如下计量模型:

$$Theil_{ft} = \nu + \sum_{n=-M}^N \chi_n \times REFORM_{f,t-n} + \sum_{k=1}^8 \zeta_k \times X_{ft}^k + \mu_f + \lambda_t + \varepsilon_{ft},$$

其中, $REFORM_{f,t-n}$ 是虚拟变量,如果行业 f 在 $t-n$ 时期实施了清洁生产环境标准,那么该变量取值为1,否则为0。 M 、 N 分别表示政策实施前和实施后的期数,并且以政策实施前1期作为对比的基准期。本文通过直观图形方式呈现清洁生产环境规制在不同年份之间的动态效应,如图2所示。可见清洁生产环境规制实施前各期的估计系数在0值附近波动,说明实验组和对照组在政策前的平行趋势假设成立。

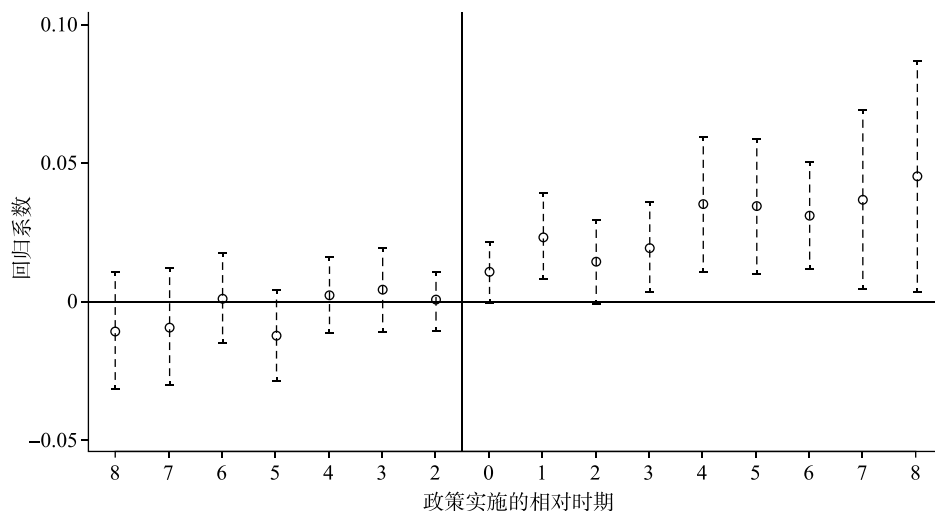


图2 平行趋势检验结果

注:虚线表示90%的置信区间。

(三) 稳健性与内生性检验

本文设置了以下检验以验证结果的稳健性:①排除政策的预期效应;②设置安慰剂检验;③调整聚类标准误;④排除行业发展趋势的影响;⑤控制金融危机的影响;⑥排除企业动态的影响;⑦使用省级地区-行业层面数据检验;⑧使用工资不平等替代指标;⑨构造工具变量进行内生性检验。上述检验结果表明本文结果稳健,详细的检验结果见附录III。

(四) 异质性检验

本文主要使用行业层面数据,企业、地区等特征在原始数据处理过程中消失。为了进

^① 分别将政策实施前(后)8以上的期数归类到实施前(后)的第8期。

行样本的异质性比较,本文根据样本特征将原始数据分类,然后再将变量计算到行业层面。从企业的所有制形式、是否出口、污染水平、成本外部转嫁能力等视角进行了异质性检验,发现清洁生产环境规制主要扩大了内资、内销、重污染、成本外部转嫁能力较弱企业所在行业的企业间工资不平等,详细的检验结果见附录 IV。

五、作用机制检验

(一) 环境治理成本的转嫁效应

本小节使用企业层面的面板数据,计量模型如公式(2)所示。

$$Moa_{it} = \nu + \vartheta \times Clean_f \times Post_t + \sum_{k=1}^8 \zeta_k \times Y_{it}^k + \pi_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

其中, Y 代表企业对应的控制变量,计量模型控制了企业和年份固定效应,标准误聚类到 4 位数行业层面。 Moa 代表被解释变量,该变量在本文中不特指某一指标。

1. 生产要素成本

本文借鉴 Barkai(2020)等文献的做法,将企业的生产要素划分为劳动、资本和净利润三类。劳动成本($twage$)用企业应付工资总额取自然对数衡量。资本成本($capcost$)用资本回报率与资本价值的乘积衡量,将其取自然对数。其中,资本回报率用(营业收入—营业税金及附加—应交所得税)除以(所有者权益+长期负债+流动负债)衡量,资本价值用实收资本衡量。考虑到企业资本投资过程中将增大融资成本($fcost$),本文构建 SA 指数衡量企业的融资成本。^① 净利润($npcost$)用(营业收入—营业成本—管理费用—财务费用—营业费用—营业税金及附加—应交所得税+其他业务利润)衡量,将其取自然对数。将上述指标分别替换 Moa 变量,基于公式(2)的检验结果如表 2 第(1)—(4)列所示。发现清洁生产环境规制降低了企业的劳动成本,提高了资本成本和融资成本,对企业获得净利润的影响不显著。初步表明,企业在升级和改造生产设备过程中,挤占了对劳动要素的支出成本,存在环境治理成本的转嫁动机。

本文进一步观察劳动与资本要素相对价格(kl),借鉴韩晓祎和许雯雯(2023)的做法,用企业的平均员工工资取自然对数与资本回报率取自然对数的比例衡量^②,检验结果如表 2 第(5)列所示。发现清洁生产环境规制降低了企业的劳动与资本要素相对价格,即通过压低劳动要素价格(工资)的方式将环境治理成本转嫁给了劳动者。

2. 生产要素收入份额

本文分别用企业的劳动成本、资本成本和净利润额除以营业收入,从而构建劳动收入份额(lbs)、资本收入份额(zbs)和营业净利润率(nps)指标。将上述指标替换 Moa 变量,基于公式(2)的检验结果如表 2 第(6)—(8)列所示。可见清洁生产环境规制降低了企业的劳动收入份额,对资本收入份额和营业净利润率的影响不显著。可以推断,企业为了维

^① $SA = -0.737 \times iscale + 0.043 \times iscale^2 - 0.040 \times iage$, 企业规模($iscale$)用企业总资产(单位为百万元)取自然对数衡量, $iage$ 代表企业实际存续的年限。

^② 由于资本回报率的量纲过小,本文将其乘以 100 以便于进行比较。

持利润率不受影响,更倾向于将环境治理成本转嫁给劳动者,从而降低了劳动收入份额。

表2 生产要素成本、相对价格和收入份额的变化

	劳动成本	资本成本	融资成本	净利润	劳动与资本要素相对价格	劳动收入份额	资本收入份额	营业净利润率
	<i>twage</i>	<i>capcost</i>	<i>fcost</i>	<i>npcost</i>	<i>kl</i>	<i>lbs</i>	<i>zbs</i>	<i>nps</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Clean</i> × <i>Post</i>	-0.0261**	0.0252*	0.0111***	-0.0093	-0.0106*	-0.0038***	-0.00004	-0.0003
	(0.013)	(0.014)	(0.003)	(0.060)	(0.006)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业	是	是	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1 856 641	1 812 691	1 720 900	1 532 114	1 689 424	1 794 620	1 773 698	1 531 668
R^2	0.871	0.915	0.982	0.601	0.596	0.769	0.565	0.655

3. 高低污染企业转嫁压力差异

本文引入企业污染异质性视角,使用中国工业企业数据库与工业企业污染数据库的匹配数据,检验高低污染企业承担环境治理成本转嫁压力的差异。考虑到两个数据库对企业的选择口径存在较大不同,从而导致匹配数据可能失去抽样的随机性。因此,本文采取 Heckman 两步法(Heckman, 2013),借助 Probit 模型估计每个工业企业进入中国工业企业污染数据库的概率变量(Pe)^①,计算出每个企业用于修正样本选择偏差的逆米尔斯比率(imr),具体如下:

$$\Pr\{Pe_{it}=1\}=\nu+\vartheta\times Clean_f\times Post_t+\sum_{k=1}^8\zeta_k\times Y_{it}^k+\zeta_f+\varphi_c+\lambda_t+\varepsilon_{if},$$

其中,计量模型控制了2位数行业、城市和年份固定效应,回归标准误在4位数行业层面进行聚类调整, c 代表城市。

本文根据历年企业污染密集度($Poin$)进行中位数分组^②,设置污染虚拟变量($Pdum$),将污染密集度大于中位数的企业作为高污染企业并设置为1,将小于中位数的企业作为低污染企业并设置为0。借鉴施炳展和熊治(2023)的做法,在公式(2)基础上引入污染虚拟变量($Pdum$),通过观察交乘项 $Clean\times Post\times Pdum$ 估计系数的显著性和方向来判断样本组间差异性,并将逆米尔斯比率(imr)加入其中,如公式(3)所示。

$$\begin{aligned} Moa_{it}=\nu+\vartheta_1\times Clean_f\times Post_t\times Pdum_{it}+\vartheta_2\times Clean_f\times Post_t+\vartheta_3\times Clean_f\times Pdum_{it} \\ +\vartheta_4\times Post_t\times Pdum_{it}+\vartheta_5\times Clean_f+\vartheta_6\times Post_t+\vartheta_7\times Pdum_{it} \\ +\sum_{k=1}^8\zeta_k\times Y_{it}^k+imr_{it}+\pi_i+\lambda_t+\varepsilon_{if}. \end{aligned} \quad (3)$$

环境治理成本的转嫁效应可以体现企业的劳动与资本要素相对价格(kl)的变化(韩

① 本文将中国工业企业数据库中匹配进入工业企业污染数据库的企业设置为1,未能匹配上的企业设置为0。

② 企业污染密集度($Poin$)指标的测算方法见附录1。

晓祎和许雯雯,2023)。本文将 kl 指标替换 Moa 变量,基于公式(3)的检验结果表明,清洁生产环境规制主要降低了高污染企业的劳动与资本要素相对价格,说明高污染企业承担了更大的环境治理成本转嫁压力。

(二) 员工工资的异质性变化

本文将 Moa 变量替换为企业的员工工资($\ln Wage$)指标。基于公式(2)的检验结果如表 3 第(2)列所示,可见 $Clean \times Post$ 的估计系数为负但不显著。鉴于此,本文首先基于企业污染异质性进行样本分组检验,第(3)、(4)列分别为低(高)污染企业样本组,发现清洁生产环境规制显著降低了高污染企业的员工工资,对低污染企业的影响不显著。其次,基于公式(3)的污染异质性检验结果如表 3 第(5)列所示,可见清洁生产环境规制主要降低了清洁生产行业高污染企业的员工工资。可以推断,由于高低污染企业受到清洁生产环境规制的影响存在差异,进而导致员工工资的变化方向不一致。表 2 和表 3 的实证检验结果支持命题 1。

表 3 高低污染企业劳动与资本要素相对价格和员工工资的异质性

	劳动与资本要素 相对价格(kl)		员工工资($\ln Wage$)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Clean \times Post \times Pdum$	-0.1054*** (0.027)				-0.0361*** (0.013)
$Clean \times Post$		-0.0076 (0.009)	0.0325 (0.022)	-0.0459** (0.020)	
控制变量	是	是	是	是	是
企业	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是
观测值	156 615	1 825 090	81 028	74 722	170 726
R^2	0.617	0.692	0.784	0.809	0.781

注:表格中展示了每列核心解释变量的回归结果,其他非核心解释变量的回归结果不再列出,下文同。

(三) 劳动者技能影响渠道

1. 劳动者技能变化

本文关注劳动者的技能水平和技能工资结构两个维度。借鉴毛其淋和王玥清(2023)的做法,用企业大专及其以上学历员工数量占员工总数的比例衡量企业的平均劳动者技能水平(Lss)。借鉴 Egger and Krickemeier(2009)的公平工资模型构建技能溢价(Lsp)指标来衡量企业内高低技能劳动者的工资差距,具体如下:

$$Lsp_{it} = \frac{\ln Wage_{it} - \ln Wage_{it}^u}{Lss_{it}},$$

其中, $Wage_{it}$ 表示企业的员工工资, u 表示低技能劳动者, $Wage_{it}^u$ 表示企业内低技能劳动者工资, 本文用该企业所在4位数行业-城市中最低的企业平均工资进行替代。

由于中国工业企业数据库仅在2004年统计了员工学历组成数据, 因此本小节使用截面数据进行检验。在计量模型中控制了2位数行业和城市固定效应, 并且将标准误差聚类到4位数行业层面, 如公式(4)所示。

$$Moa_{it} = \nu + \vartheta \times Clean_f + \sum_{k=1}^8 \zeta_k \times Y_i^k + \zeta_f + \phi_c + \epsilon_{if}. \quad (4)$$

本文将劳动者技能水平(Lss)、技能溢价(Lsp)指标替换 Moa 变量, 基于公式(4)的检验结果如表4第(1)、(2)列所示。发现清洁生产环境规制降低了企业平均劳动者技能水平和增大了企业内高低技能劳动者之间的工资不平等。此外, 本文还发现清洁生产环境规制主要降低了受规制企业高学历从业人员的数量, 检验结果见附录V。总结来看, 高低技能劳动者面对企业降薪行为的反应存在差异, 高技能劳动者倾向于调换工作, 低技能劳动者因为流动性较弱进而承担了更大的工资降幅。

2. 污染异质性视角下的劳动者技能变化

本文使用泰尔指数法计算出行业内企业间的劳动者技能水平差距($Theil_Lss$)和技能溢价差距($Theil_Lsp$)。由于截面数据失去了年份特征, 计量模型控制了2位数行业固定效应, 如公式(5)所示。将上述指标替换 Moa 变量, 基于公式(5)的检验结果如表4第(3)、(4)列所示。发现清洁生产环境规制增大了行业内企业间的劳动者技能水平差距, 但是对技能溢价差距的影响不显著。可以推断, 尽管低污染企业受到环境治理成本的转嫁压力相对较小, 其低技能劳动者的工资也面临一定程度的下降。

$$Moa_{if} = \nu + \vartheta \times Clean_f + \sum_{k=1}^8 \zeta_k \times X_f^k + \mu_f + \epsilon_{if}. \quad (5)$$

本文进一步检验清洁生产环境规制对高低污染企业劳动者技能水平和技能溢价影响的异质性, 计量模型如公式(6)所示。将劳动者技能水平(Lss)和技能溢价(Lsp)指标替换 Moa 变量, 基于公式(6)的检验结果如表4第(5)、(6)列所示。发现清洁生产环境规制降低了高污染企业的劳动者技能水平, 并且提高了高污染企业的技能溢价, 检验结果符合命题2的结论。可以推断, 随着企业间的劳动者技能差距增大, 工资不平等也将进一步扩大。

$$Moa_{it} = \nu + \vartheta_1 \times Clean_f \times P dum_i + \vartheta_2 \times Clean_f + \vartheta_3 \times P dum_i + \sum_{k=1}^8 \zeta_k \times Y_i^k + imr_i + \zeta_f + \phi_c + \epsilon_{if}. \quad (6)$$

表4 劳动者技能影响渠道

劳动者技能水平	技能溢价	技能水平差距	技能溢价差距	劳动者技能水平	技能溢价
Lss	Lsp	$Theil_Lss$	$Theil_Lsp$	Lss	Lsp
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Clean \times P dum$				-0.0124***	0.6075*
				(0.005)	(0.364)

(续表)

	劳动者技能 水平	技能溢价	技能水平差距	技能溢价差距	劳动者技能 水平	技能溢价
	<i>Lss</i>	<i>Lsp</i>	<i>Theil_Lss</i>	<i>Theil_Lsp</i>	<i>Lss</i>	<i>Lsp</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Clean</i>	-0.0198*** (0.007)	0.8802* (0.461)	0.1249* (0.075)	1.5890 (1.486)		
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	否	否	是	是
观测值	125 483	125 401	422	422	18 994	18 973
R^2	0.244	0.082	0.622	0.313	0.291	0.087

(四) 生产率影响渠道

本文使用 Levinsohn and Petrin(2003)的方法测算企业全要素生产率(*TFP*)。鉴于2008年以后中国工业企业数据库的统计指标不全,本文借鉴余森杰等(2018)的做法估算出2011—2013年中间投入指标,并测算出1999—2007年以及2011—2013年的企业全要素生产率。使用泰尔指数法测算出行业内企业间生产率差距(*Theil_TFP*),并替换公式(1)中的被解释变量(*Theil*),回归结果如表5第(1)列所示,发现清洁生产环境规制扩大了行业内企业间生产率差距。同时,本文将全要素生产率(*TFP*)指标替换 *Moa* 变量,分别基于公式(2)和公式(3)的检验结果如表5第(2)、(3)列所示。可见清洁生产环境规制在平均效应上降低了企业的全要素生产率,并且对重污染企业生产率的负向影响更大,从而造成了高低污染企业间生产率差距的扩大,与命题3的结论相符合。

(五) 技术创新影响渠道

本文借鉴 Aghion et al.(2005)的做法使用企业申请专利数量体现企业技术创新,专利数据来源于中国工业企业专利数据库。考虑到企业规模差异,企业技术创新(*Inno*)用(1+专利数量)除以企业从业人数,然后取自然对数衡量。使用泰尔指数法构建行业内企业间技术创新差距(*Theil_inno*)指标,将其替换公式(1)中的被解释变量(*Theil*),检验结果如表5第(4)列所示,发现清洁生产环境规制扩大了行业内企业间技术创新差距。同时,本文将技术创新(*Inno*)指标替换 *Moa* 变量,分别基于公式(2)和公式(3)进行检验。发现清洁生产环境规制在平均效应上抑制了企业的技术创新,并且主要抑制了高污染企业技术创新,从而扩大了高低污染企业间技术创新差距,支持命题3的结论。

因此,结合前文理论模型推断,随着企业间生产率差距和技术创新差距的增大,工资不平等也将持续扩大。

表5 生产率和技术创新影响渠道

	生产率差距	生产率	生产率	技术创新差距	技术创新	技术创新
	<i>Theil_TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>Theil_Inno</i>	<i>Inno</i>	<i>Inno</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Clean</i> × <i>Post</i> × <i>Pdum</i>			-0.0238*			-0.0001**
			(0.013)			(0.000)
<i>Clean</i> × <i>Post</i>	0.0011***	-0.0136**		0.0015***	-0.0001**	
	(0.000)	(0.006)		(0.000)	(0.000)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业	否	是	是	否	是	是
行业	是	否	否	是	否	否
年份	是	是	是	是	是	是
观测值	4 857	1 449 732	152 896	5 716	1 845 028	172 728
R^2	0.840	0.558	0.603	0.753	0.355	0.413

六、总 结

高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务,既需要建立绿色低碳循环发展经济体系,又需要解决工资不平等问题。现阶段,清洁生产环境规制是实现绿色低碳转型的重要手段。本文发现,高污染企业承担了更大的环境治理成本,成本转嫁效应更突出,其低技能劳动者承担了更大的工资降幅,导致高低污染企业间的工资不平等扩大。本文认为,环境规制应当重视企业污染异质性,避免环境治理成本对高污染企业和低技能劳动者带来过大的转嫁效应,尽量缓解由此产生的工资不平等问题。本文研究有重要的政策启示:第一,应当通过政策与市场的叠加作用促进高低污染企业有效竞争,实现高污染企业主动减排和升级绿色生产工艺。第二,政府在环境规制过程中应当嵌入创新激励机制,引导企业主动减少对落后产能和高污染产业的重复投资,增大对技术含量高、环境效益好的新兴产业投资。第三,政府需要加强社会保障制度与环境规制的功能配套,维护劳动者的工资、工作条件等合法权益,在推进绿色低碳转型过程中兼顾收入分配公平。

参 考 文 献

- [1] Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith, and P. Howitt, "Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship", *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(2), 701-728.
- [2] Barkai, S., "Declining Labor and Capital Shares", *The Journal of Finance*, 2020, 75(5), 2421-2463.
- [3] Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States", *The Journal of Finance*, 2010, 65(5), 1637-1667.

- [4] Bøler, E. A., A. Moxnes, and K. H. Ulltveit-Moe, “R&D, International Sourcing, and the Joint Impact on Firm Performance”, *American Economic Review*, 2015, 105(12), 3704-3739.
- [5] Brandt, L., J. van Biesebroeck, and Y. Zhang, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2), 339-351.
- [6] Clark, J. B., *The Distribution of Wealth: A Theory of Wages, Interest and Profits*. Macmillan, 1908.
- [7] Constant, K., “Environmental Policy and Human Capital Inequality: A Matter of Life and Death”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2019, 97, 134-157.
- [8] Copeland, B. R., and M. S. Taylor, “Trade, Growth, and the Environment”, *Journal of Economic Literature*, 2004, 42(1), 7-71.
- [9] Curtis, E. M., “Who Loses Under Cap-and-Trade Programs? The Labor Market Effects of the Nox Budget Trading Program”, *Review of Economics and Statistics*, 2018, 100(1), 151-166.
- [10] 陈梦根、侯园园, “中国行业劳动投入和劳动生产率:2000—2018”, 《经济研究》, 2021 年第 5 期, 第 109—126 页。
- [11] Egger, H., and U. Kreickemeier, “Firm Heterogeneity and the Labor Market Effects of Trade Liberalization”, *International Economic Review*, 2009, 50(1), 187-216.
- [12] Heckman, J., “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Applied Econometrics*, 2013, 31(3), 129-137.
- [13] Helpman, E., O. Itskhoki, M. A. Muendler, and S. J. Redding, “Trade and Inequality: From Theory to Estimation”, *The Review of Economic Studies*, 2016, 84(1), 357-405.
- [14] 韩超、孙晓琳、李静, “环境规制垂直管理改革的减排效应——来自地级市环保系统改革的证据”, 《经济学》(季刊), 2021 年第 1 期, 第 335—360 页。
- [15] 韩晓祎、许雯雯, “市场型环境规制的要素收入分配效应:谁承担了环境治理的成本”, 《财贸经济》, 2023 年第 5 期, 第 126—143 页。
- [16] Joshi, S., R. Krishnan, and L. Lave, “Estimating the Hidden Costs of Environmental Regulation”, *The Accounting Review*, 2001, 76(2), 171-198.
- [17] Kuo, K. H., S. F. Wu, and C. T. Lee, “The Impact of Environmental Policy on Wage Inequality”, *International Journal of Economic Theory*, 2022, 18(4), 472-485.
- [18] Levinsohn, J., and A. Petrin, “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), 317-341.
- [19] Liu, M., R. Tan, and B. Zhang, “The Costs of ‘Blue Sky’: Environmental Regulation, Technology Upgrading, and Labor Demand in China”, *Journal of Development Economics*, 2021, 150, 102610.
- [20] 刘悦、周默涵, “环境规制是否会妨碍企业竞争力:基于异质性企业的理论分析”, 《世界经济》, 2018 年第 4 期, 第 150—167 页。
- [21] Melitz, M. J., “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 2003, 71(6), 1695-1725.
- [22] Melitz, M. J., and G. I. Ottaviano, “Market Size, Trade, and Productivity”, *The Review of Economic Studies*, 2008, 75(1), 295-316.
- [23] 毛其淋、王玥清, “ESG 的就业效应研究:来自中国上市公司的证据”, 《经济研究》, 2023 年第 7 期, 第 86—103 页。
- [24] Ouyang, X., Q. Li, and K. Du, “How Does Environmental Regulation Promote Technological Innovations in the Industrial Sector? Evidence from Chinese Provincial Panel Data”, *Energy Policy*, 2020, 139, 111310.
- [25] Pan, L., and Y. Zhou, “International Factor Mobility, Environmental Pollution and Skilled-Unskilled Wage Inequality in Developing Countries”, *Economic Modelling*, 2013, 33, 826-831.
- [26] Pelinescu, E., “The Impact of Human Capital on Economic Growth”, *Procedia Economics and Finance*, 2015, 22, 184-190.
- [27] Porter, M. E., and C. van der Linde, “Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relation-

- ship”, *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4), 97-118.
- [28] Qin, M., L. F. Fan, J. Li, and Y. F. Li, “The Income Distribution Effects of Environmental Regulation in China: The Case of Binding SO₂ Reduction Targets”, *Journal of Asian Economics*, 2021, 73, 101272.
- [29] Schuler, R. S., and I. C. MacMillan, “Gaining Competitive Advantage through Human Resource Management Practices”, *Human Resource Management*, 1984, 23(3), 241-255.
- [30] 宋颜群、李坤望、胡浩然, “中国反垄断规制的收入分配效应研究”, 《世界经济》, 2023年第4期, 第83—110页。
- [31] 盛丹、张国峰, “两控区环境管制与企业全要素生产率增长”, 《管理世界》, 2019年第2期, 第24—42页。
- [32] 施炳展、熊治, “人员跨境流动、‘软信息’与国际贸易”, 《世界经济》, 2023年第2期, 第56—84页。
- [33] 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”, 《中国工业经济》, 2014年第3期, 第44—56页。
- [34] 余森杰、金洋、张睿, “工业企业产能利用率衡量与生产率估算”, 《经济研究》, 2018年第5期, 第56—71页。

The Implementation of Cleaner Production Industry Standards Has Expanded Wage Inequality among Enterprises

HU Haoran

(Shandong University)

SHI Bingzhan*

(Nankai University)

SONG Yanqun

(Shandong University of Finance and Economics)

Abstract: Taking the implementation of cleaner production industry standards in China as an example, this research finds that the environmental regulation of cleaner production has expanded the wage inequality among enterprises within the industry. The mechanism of action indicates that the environmental regulation of cleaner production has brought about a cost transfer effect, where enterprises transfer the cost of environmental governance to workers by reducing wages. Moreover, the cost transfer effect of highly polluting enterprises is more prominent, leading to the widening of wage inequality between high- and low-polluting enterprises. In addition, under the continuous influence of the cost transfer effect, the environmental regulation of cleaner production also mainly reduces the labor skills, productivity, and technological innovation of high-polluting enterprises, further exacerbating wage inequality between high- and low-polluting enterprises.

Keywords: cleaner production; wage inequality; pollution heterogeneity

JEL Classification: L52, P28, J31

* Corresponding Author; SHI Bingzhan, Center for Transnationals' Studies of Nankai University, Digital Economy Interdisciplinary Science Center, Economic Behavior and Policy Simulation Laboratory, Nankai University, No. 94 Weijin Road, Nankai District, Tianjin 300071, China; Tel: 86-22-23508291; E-mail: stonenk@163.com.