

清洁生产环境规制扩大了企业间工资不平等

胡浩然 施炳展 宋颜群

目录

附录 I 政策背景与典型事实	1
附录 II 控制变量的构建方法与描述性统计	4
附录 III 稳健性与内生性检验	6
附录 IV 异质性检验	10
附录 V 企业就业规模与技能结构变化	12
参考文献	13

附录 I 政策背景与典型事实

（一）政策背景

1. 清洁生产相关法律法规

经济发展的外部性是以牺牲环境为代价换取经济增长，生态文明建设则是将经济发展和污染防治进行结合，通过清洁生产方式促进形成高附加值、低消耗、低排放的产业结构。世界各国特别是发达国家都高度重视环境治理问题，我国也不例外，其中最为有效的措施是出台防治污染法律。2003 年中国正式实施《清洁生产促进法》，生态环境部也开始陆续实施清洁生产行业标准。在此之后，其他环境政策虽然整体上属于污染的末端治理方式，例如，《水污染防治法》（2008）、《大气污染防治行动计划》（2013）、《生态环境损害赔偿制度改革方案》（2018）等，但是大多包含了防治污染和清洁生产的政策条款。总体来看，我国关于清洁生产的法律法规不断完善，并且一直受到国家的高度重视。

2. 清洁生产行业标准

为贯彻实施《清洁生产促进法》，中国生态环境部针对钢铁、制革、煤炭采选、石油炼制等高污染行业出台清洁生产标准，对生产工艺与装备、资源能源利用、产品生产、污染物产生、废物回收利用、环境管理要求等方面提出了详细的技术要求。例如，2008 年 8 月针对钢铁行业实施了《清洁生产标准钢铁行业（炼钢）》（HJ/T428-2008），该标准对钢铁企业生产过程设置了不同的清洁生产技术要求。本文根据清洁生产行业标准的政策含义、行业名称和适用范围定义，识别出清洁生产行业标准对应的 4 位数行业。

（二）典型事实

1. 企业污染密集度变化

本文将中国工业企业数据库和工业企业污染数据库进行匹配，获得企业层面的污染指标。污染指标包括水、能源、废气、烟尘等方面，但有较多指标在研究期间统计不全或者缺失。本文选取工业用水总量、工业废水排放量、二氧化硫排放量、烟尘排放量和化学需氧量排放量 5 个指标衡量企业污染排放强度。并且，借鉴 Cui et al. (2016) 的方法排除企业规模因素的影响，将上述指标除以企业的工业产出值构建相对变量 ($spoin$) 衡量污染排放情况。

为了将上述污染指标的不同单位转变为无量纲形式，本文需要将上述污染指标线性标准化。考虑到污染指标存在 0 值和缺失值，本文将相关样本进行剔除处理，并对相对变量在 1% 或者 99% 水平进行截尾处理，但是依然可能存在离群数值或者异常值。因此，本文采用标准差 (Z -score) 标准化法进行无量纲处理， $zspoin$ 代表标准化后的污染指标。由于企业的每种污染物在全国的排放强度不同，借鉴苏丹妮和盛斌 (2021) 的做法设置调整系数 (V_{mi})，用标准化后的污染指标除以全国所有企业在该污染物的平均水平。最终，本文求出企业的污染密集度 ($Poin$)，具体如下：

$$Poin_{mit} = \frac{\sum(V_{mit} \times zspoin_{mit})}{m} = \frac{1}{m} \sum(V_{mit} \times \frac{spoin_{mit} - \overline{spoin_{mit}}}{\sqrt{\frac{\sum(spoin_{mit} - \overline{spoin_{mit}})^2}{w}}}),$$

其中， i 代表企业， t 代表年份， w 、 m 分别代表企业和污染指标的数量。

本文分别求出历年清洁生产行业与非清洁生产行业企业污染密集度 ($Poin$) 的平均值，绘制在图 11 中的左图。发现清洁生产行业的污染密集度高于非清洁生产行业，这与清洁生产行业标准集中实施在高污染行业有关。这意味着，清洁生产行业实际为相对的高污染行业，非清洁生产行业为相对的低污染行业。为了更直观地观察清洁生产行业的某一变量相较于非清洁生产行业的变化，本文设置“相对变化”指标，用清洁生产行业与非清洁生产行业的变量平均值的差值衡量。清洁生产行业和非清洁生产行业数值对应左侧坐标轴，“相对变化”数值对应右侧坐标轴。可见 2003 年之前两类行业污染密集度的变化趋势差异不大，随着时间的延长，清洁生产行业的污染密集度相比非清洁生产行业显著下降。说明清洁生产环境规制降低了企业的污染密集度，具有防治污染的作用。

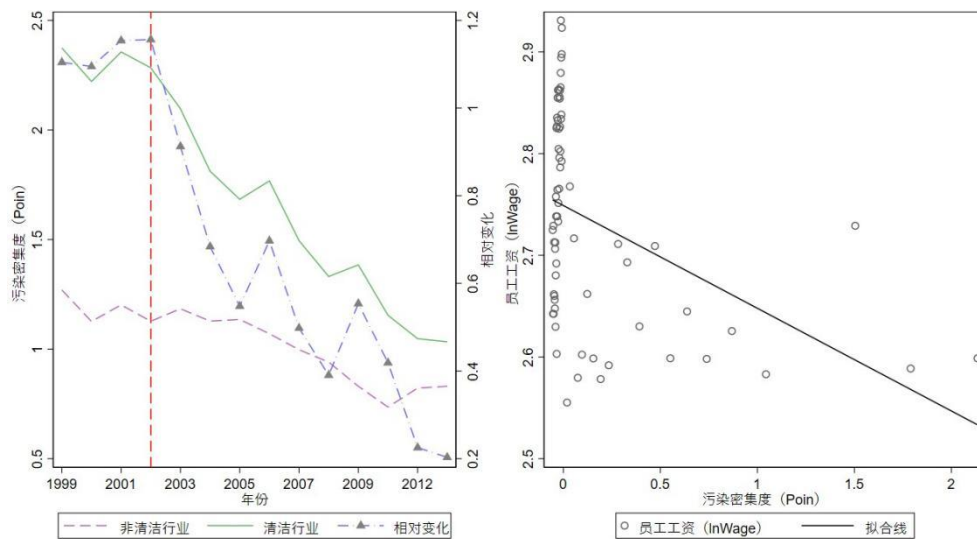


图 11 企业污染密集度变化及其与员工工资相关性

2. 企业污染密集度与员工工资

本文需要关注企业污染密集度与员工工资的统计关系，如果高污染企业属于高工资企业，其工资下降将缩小企业间工资不平等，反之将扩大工资不平等。本文随机抽取 2007 年进行观察，根据企业污染密集度以及按照分位数将样本分为 100 份，并且求出污染密集度和员工工资的平均值。为了排除异常值的影响，本文保留 10%~90%分位数点之间的数据，绘制污染密集度 ($Poin$) 与员工工资 ($\ln Wage$) 的散点图和拟合线，如图 11 右图所示。可见拟合线向右下方倾斜，这意味着企业污染密集度越高，其员工工资越低。可以推断，清洁生产环境规制带来的环境治理成本转嫁效应对高污染企业的影响更大，其员工工资可能受到更大的负面影响，从而扩大企业间工资不平等。

3. 企业间工资不平等变化

本文分别使用泰尔指数法和方差法测算行业内企业间工资不平等 ($Theil$ 、 $Wagesd$) 指标，分别求出历年清洁生产行业和非清洁生产行业企业间工资不平等的平均值，将其绘制

在图 I2 中。可以看出，2003 年以前两类行业的企业间工资不平等的变化趋势基本相同，随着清洁生产标准的实施，“相对变化”指标的数值不断增大。初步判断，清洁生产环境规制在平均效应上扩大了行业内企业间的工资不平等。原因在于，清洁生产行业中高污染企业可能承担了更大的环境治理成本，促使高污染企业员工工资相对下降，从而导致行业内高低污染企业间工资水平的差异化变动。

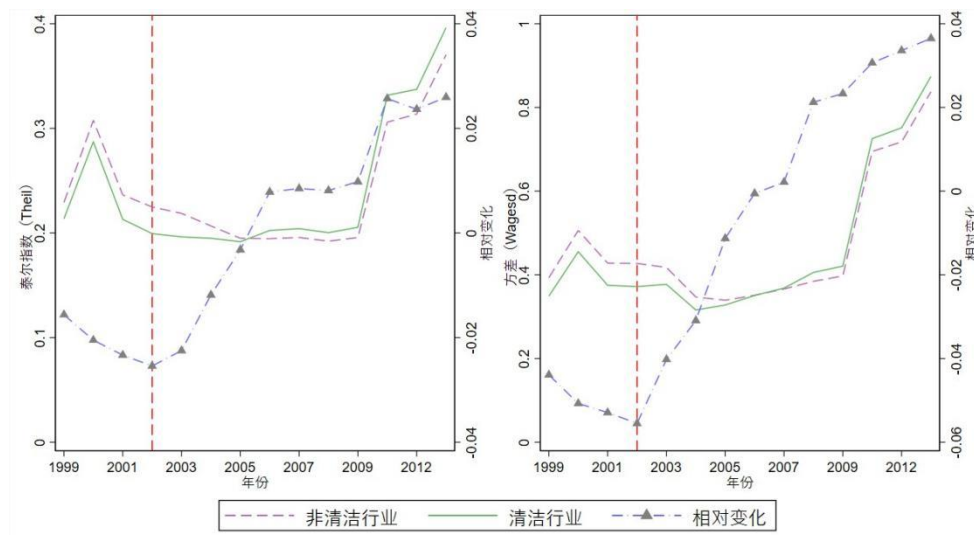


图 I2 行业内企业间工资不平等变化

附录 II 控制变量的构建方法与描述性统计

(一) 行业层面控制变量

本文基于现有关于环境规制和工资不平等的文献进行控制变量的选取。行业层面的控制变量 X 的度量指标如下：(1) 行业规模 $scale$ ，用行业中所有企业资产加总后除以不变基期固定资产投资价格指数，然后取自然对数衡量。(2) 行业集中度 HHI ，采用赫芬达尔指数衡量，用行业中各企业营业收入占行业总营业收入百分比的平方和表示。(3) 行业中企业的平均年龄 age ，用行业内企业平均实际存续年限取自然对数衡量。(4) 行业平均成本 $cost$ ，用行业固定成本总额除以总产出值来衡量，固定成本包括营业费用、管理费用、财务费用。(5) 行业国有资本比重 soe ，用行业中国有资本和集体资本之和除以实收资本来衡量。(6) 行业外商资本比重 foe ，用行业中外资资本和港澳台资本之和除以实收资本来衡量。(7) 行业资产负债率 $debt$ ，用行业中总负债除以总资产来衡量。(8) 行业出口比例 $exportlv$ ，用行业出口总额除以总产出值来衡量。行业层面主要变量的描述性统计如表 III 所示。

表 III 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$Theil$	5 727	0.2393	0.0920	0.0111	0.8684
$scale$	5 729	16.8783	1.4967	12.227	22.118
HHI	5 729	0.0398	0.0320	0.0014	0.1608
age	5 729	2.1624	0.2889	1.2733	3.4290
$cost$	5 729	0.1313	0.0676	0.0247	0.4881
soe	5 729	0.3765	0.2346	0.0000	1.0000
foe	5 729	0.2465	0.1741	0.0000	0.9487
$debt$	5 729	0.5716	0.0901	0.1979	0.9497
$exportlv$	5 729	0.0908	0.1000	0.0000	0.6724

(二) 企业层面控制变量

正文公式 (2) 中的控制变量 Y 包括了企业层面变量和 HHI 变量，除 HHI 变量外，企业层面变量如下：(1) 企业规模 $j scale$ ，用企业总资产除以不变基期固定资产投资价格指数，然后取自然对数衡量。(2) 企业年龄 $j age$ ，用企业实际存续年限取自然对数衡量。(3) 企业成本 $j cost$ ，用企业固定成本总额除以总产出值来衡量，固定成本包括营业费用、管理费用、财务费用。(4) 将国家和集体资本归类为国有资本，将港澳台和外资资本归类为外资资本，将法人和个人资本归类为民营资本，分别计算出上述三类资本占总资本的比例，并根据比例大小进行排序，以比例最大的资本识别企业所有制性质，将全部企业划分为国有、外资和民营企业。设置国有企业虚拟变量 $j soe$ ，将国有企业设置为 1，其他企业设置为 0。设置外资企业虚拟变量 $j foe$ ，将外资企业设置为 1，其他企业设置为 0。(5) 企业资产负债率 $j debt$ ，用企业总负债除以总资产来衡量。(6) 企业出口比例 $j exportlv$ ，用企业出口总额除以总产出值来衡量。企业层面主要变量的描述性统计如表 II2 所示。

表 II2 企业层面变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
----	-----	----	-----	-----	-----

<i>jscale</i>	2 256 146	10.3855	1.3544	6.9754	14.6034
<i>jage</i>	2 278 985	2.1263	0.7885	0.0000	3.9703
<i>jcst</i>	2 302 806	0.3544	0.4783	0.0000	1.0000
<i>jsoe</i>	2 302 806	0.2605	0.4389	0.0000	1.0000
<i>jfoe</i>	2 255 270	0.5572	0.2745	0.0120	1.6885
<i>jdebt</i>	2 178 680	0.0926	0.1034	0.0012	0.8827
<i>jexportlv</i>	2 200 491	0.0767	0.2528	0.0000	1.5422

附录 III 稳健性与内生性检验

(一) 稳健性检验

1. 政策的预期效应

在清洁生产政策实施之前，通常会有媒体报道或者政府会议等信息流出，高污染行业可能会对该政策形成一定的预期，进而对污染预防做出准备。为了检验是否存在明显的政策预期效应，本文设置政策实施前（1999–2002 年）的年份虚拟变量（ $Year_t$ ），例如， $Year_{2000}$ 将 2000 年设置为 1，其他年份设置为 0，将年份虚拟变量（ $Year_t$ ）与行业分组变量（ $Clean_f$ ）的乘积加入到正文公式（1）中重新进行估计，检验结果如表 III1 第（1）列所示。可以发现，新交乘项 $Clean \times Year_{1999}$ 、 $Clean \times Year_{2000}$ 、 $Clean \times Year_{2001}$ 和 $Clean \times Year_{2002}$ 的估计系数没有通过显著性检验，说明清洁生产环境规制不存在明显的政策预期效应。

2. 安慰剂检验

（1）假设政策事件发生在 2003 年之前。本文借鉴 Topalova（2010）的做法，假设真实有效的政策发生在 2002 年以前（2001 年和 2000 年），保留 1999–2002 年数据，然后重新进行虚拟实验，检验结果如表 III1 第（2）、（3）列所示。容易发现，新交乘项 $Clean \times Year_{2001}$ 和 $Clean \times Year_{2000}$ 的估计系数没有通过显著性检验，表明虚拟实验政策对行业内企业间工资不平等影响不显著，本文基准回归结果可信。

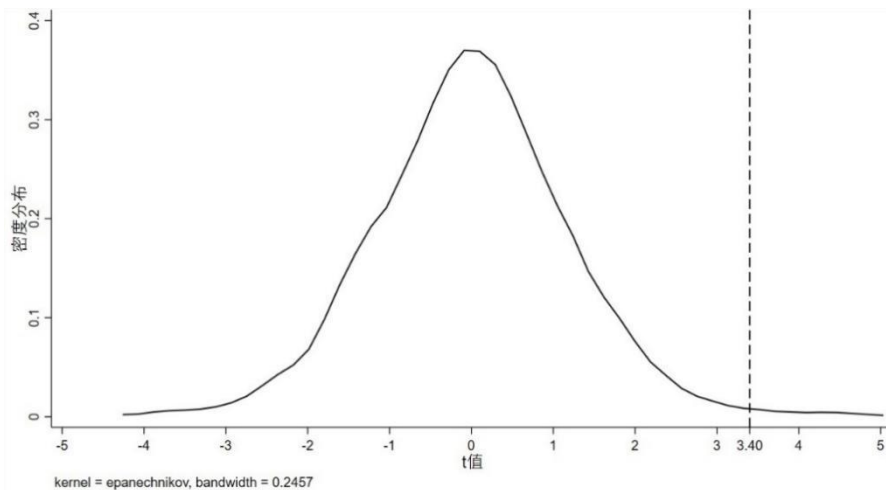


图 III1 1000 次随机抽样回归结果中 t 值的统计分布

（2）随机抽样实验。准自然实验的基础条件是准确识别实验组和对照组的行业，为了排除模型设定出现系统性偏差，借鉴 Li et al.（2016）的研究思路，设置 1000 次随机抽样实验进行安慰剂检验。由于清洁生产行业标准实施于不同年份，本文首先随机抓取该年份对应的行业标准数量，设置新的行业分组变量（ $Clean$ ），以及分别设置对应行业标准的政策冲击变量（ $Post$ ）。其次，将新的行业分组变量（ $Clean$ ）和新的政策冲击变量（ $Post$ ）相乘构造出新的交乘项重新进行检验。最后，分别得出每次随机抽样实验中 $Clean \times Post$ 估计系数的系数值（ $\hat{\beta}$ ）和标准误的数值（ std ），然后计算出 t 值， t 值 = $\hat{\beta}/std$ 。如果本文对行

业的设置不存在系统性偏差，那么随机抽样回归结果中 *Clean×Post* 估计系数的方向和显著性与基准回归结果将明显不同，反之则说明本文初始设置的识别框架是无效的。图 III1 统计描述了 1000 次随机抽样实验得出的 *t* 值分布（如实线部分所示），虚线部分为正文表 1 第（5）列基准回归结果的 *t* 值（3.40）。容易发现，*t* 值在 1000 次随机抽样的回归结果与基准回归结果存在明显差异，绝大部分随机抽样实验的 *t* 值小于基准回归结果，并围绕在 0 值附近，说明对应的 *Clean×Post* 估计系数的方向不同且大多没有通过显著性检验，仅有 8 次大于基准回归结果的 *t* 值。图 III1 的统计结果再次表明，本文模型设定没有出现系统性偏差，本文结论是有效可信的。

3.调整聚类标准误

由于聚类层级的选择会对样本回归结果的显著性产生直接影响，聚类层级口径越粗，回归结果的显著性越低。本文将基准回归的聚类层级从 4 位数行业替换为 2 位数行业，回归结果如表 III1 第（4）列所示。可以发现，*Clean×Post* 的估计系数显著为正，说明更为严格的聚类标准不会影响本文结论，回归结果仍然稳健。

4.排除行业发展趋势的影响

考虑到外部经济政策每年都可能导致行业间产生差异性变化，因此本文控制 2 位数行业与年份的双向固定效应，从而刻画 4 位数行业所在 2 位数行业的时变宏观环境，并可以将实验组和对照组的样本限定在 2 位数行业内部进行对比，同时控制相同行业的发展趋势。控制行业-年份双向固定效应的检验结果如表 III1 第（5）列所示，可见 *Clean×Post* 的估计系数依然显著为正，说明与本文基准回归结果稳健。

表 III1 稳健性检验 I

	<i>Theil</i>				
	政策预期	虚拟实验I	虚拟实验II	调整聚类	控制行业-年份效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Clean×Post</i>	0.0220*** (0.007)			0.0250*** (0.008)	0.0205** (0.009)
<i>Clean×Year</i> ₂₀₀₂	-0.0111 (0.008)				
<i>Clean×Year</i> ₂₀₀₁	-0.0121 (0.009)	-0.0078 (0.008)			
<i>Clean×Year</i> ₂₀₀₀	-0.0004 (0.012)		0.0057 (0.011)		
<i>Clean×Year</i> ₁₉₉₉	-0.0013 (0.010)				
控制变量	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是
行业-年份	否	否	否	否	是
观测值	5 714	1 492	1 492	5 714	5 658
<i>R</i> ²	0.613	0.597	0.596	0.613	0.672

注：计量模型中加入了控制变量，回归结果不再汇报，下文同。

5.控制金融危机的影响

2008年9月起国际金融危机席卷全球，为了避免经济硬着陆和扩大内需，我国在2008年11月到2010年计划投资4万亿元。鉴于国际金融危机及其应对措施对工资不平等可能存在的潜在影响，本文在计量模型中对该事件进行控制。借鉴Cui et al. (2018)的做法，设置国

际金融危机影响时期的虚拟变量 (*Shock*), 考虑到国际金融危机和“四万亿计划”之后还存在一定时期的影响, 将2008-2012年设置为1, 其他年份设置为0。同时, 构建行业分组变量 (*Clean*) 与国际金融危机影响时期变量 (*Shock*) 的交乘项 (*Clean×Shock*), 用以度量国际金融危机的影响, 将其加入正文公式 (1) 的回归结果如表III2第 (1) 列所示。可见 *Clean×Post* 的估计系数显著为正, 说明在控制国际金融危机及其后续影响后本文结论不变。

6. 排除企业动态的影响

企业动态可能是决定企业间工资不平等的关键原因, 需要进一步排除企业动态的影响。本文借鉴李蕾蕾和盛丹 (2018) 的做法, 将当期在市场且在前一期不存在市场的企业作为新进入企业, 将当期在市场且在后一期不存在市场的企业作为退出企业, 并将这两类企业做删除处理。使用在位企业计算出行业层面变量, 并基于正文公式 (1) 重新进行检验, 结果如表III2第 (2) 列所示。可见 *Clean×Post* 的估计系数同样显著为正, 与基准回归结果一致, 说明排除企业动态影响后, 本文结论未发生实质变化。

7. 省级地区-行业层面检验

为了考虑地区因素影响和获取地区信息, 本文进一步扩大样本量, 将样本计算到省级地区-4 位数行业层面, 控制省级地区-4 位数行业和年份固定效应, 回归标准误在 4 位数行业层面进行调整, 检验结果如表 III2 第 (3) 列所示。可以发现, *Clean×Post* 的估计系数依然显著为正, 与本文结论一致。

8. 使用工资不平等替代指标

现有文献也使用方差法、基尼系数法、分位数差法测算企业间工资不平等。首先, 借鉴 Hsieh and Klenow (2009) 的做法, 使用方差法测算行业内企业间工资离散度 (*Wagesd*), 具体如下:

$$Wagesd_{ft} = \frac{\sum (Wage_{ft} - \overline{Wage_{ft}})^2}{n},$$

检验结果如表 III2 第 (4) 列所示。可见 *Clean×Post* 的估计系数显著为正, 说明清洁生产环境规制提高了行业内工资离散度, 即扩大了行业内企业间工资不平等。其次, 基尼系数 (*Gini*) 是用于衡量一个国家或地区居民收入差距的常用指标, 如下公式进行测算:

$$Gini_{ft} = \frac{\sum_{i=1, i \in f} \sum_{i=1, i \in f} |Wage_{it} - Wage_{it}|}{\sum_{i=1, i \in f} \sum_{i=1, i \in f} (Wage_{it} + Wage_{it})},$$

检验结果如表 III2 第 (5) 列所示。发现 *Clean×Post* 的估计系数显著为正, 说明清洁生产环境规制扩大了行业内工资不平等的程度。最后, 本文选取历年 4 位数行业 90 分位数点与 10 分位数点企业员工工资的差, 然后取对数, 回归结果如表 III2 第 (6) 列所示。可见 *Clean×Post* 的估计系数显著为正, 说明清洁生产环境规制扩大了行业内企业间的工资分位数差。因此, 本文使用工资不平等的不同测算指标, 再次验证了本文结论的稳健性。

表 III2 稳健性检验 II

	<i>Theil</i>		<i>Wagesd</i>	<i>Gini</i>	<i>Qd</i>
	控制金融危	排除企业动	扩展省份	基尼系数	分位数差
			方差		

	机 (1)	态 (2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Clean</i> × <i>Post</i>	0.0189*** (0.007)	0.0223*** (0.008)	0.0140*** (0.003)	0.0544*** (0.012)	0.0252*** (0.009)	0.0681*** (0.022)
<i>Clean</i> × <i>Shock</i>	0.0103* (0.006)					
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	否	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
省级地区-行业	否	否	是	否	否	否
观测值	5 714	5 658	121 977	5 714	5 714	5 712
<i>R</i> ²	0.613	0.578	0.486	0.819	0.739	0.912

(二) 内生性检验

本文假设清洁生产环境规制与企业间工资不平等存在互为因果的内生性问题，尝试构建合适的工具变量对此进行控制。工具变量的选取规则：一是工具变量与解释变量密切相关，二是工具变量与被解释变量不存在直接相关关系。其中一个关键环节是环境政策影响当前的行业污染治理，并且历史上行业污染特征反向影响环境政策的制定。上述结果也表明行业污染特征是清洁生产行业标准制定的依据，但是历史上行业污染特征与当前企业经济行为关联较小。因此，本文尝试使用历史上行业污染特征构建清洁生产环境规制的工具变量。具体地，本文使用 1999 年行业污染密集度 (*Poin*) 作为行业分组变量 (*Clean*) 的设定依据，使用行业内企业污染密集度算术平均得出。从理论上讲，行业污染密集度越高，这些行业越可能优先制定清洁生产行业标准。

本文采用两阶段最小二乘法 (2SLS) 进行内生性检验，将交乘项 *Poin*×*Post* 作为 *Clean*×*Post* 的工具变量。第一阶段检验结果如表 III3 第 (1) 列所示，发现 *Poin*×*Post* 的估计系数显著为正，说明历史上行业的污染密集度越高，越可能实施清洁生产行业标准。第二阶段检验结果如表 III3 第 (2) 列所示，可见 *Clean*×*Post* 的估计系数显著正，说明在控制内生影响后的回归结果与基准回归结果一致。此外，对工具变量有效性进行检验，可见偏 *R*² 为 0.6785，说明工具变量对内生变量有很强的解释力度。F 统计量为 40.296 大于 10，最小特征值统计量为 2889.27 大于临界值 16.38，表明不存在弱工具变量问题。

表 III3 内生性检验

	<i>Clean</i> × <i>Post</i>	<i>Theil</i>
	第一阶段 (1)	第二阶段 (2)
<i>Poin</i> × <i>Post</i>	0.1867*** (0.030)	
<i>Clean</i> × <i>Post</i>		0.0498*** (0.010)
偏 <i>R</i> ²		0.6785
F 统计量		40.296
最小特征值统计量		2889.27
控制变量	是	是
行业	是	是
年份	是	是
观测值	4 992	4 992
<i>R</i> ²	0.705	0.605

附录 IV 异质性检验

由于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。因此，为了进行样本的异质性比较，本文首先根据样本的企业、地区等特征划分原始数据，然后再将变量计算到行业层面进行异质性检验。

1. 不同所有制形式的差异

清洁生产环境规制对行业内工资不平等的影响可能会因所有制形式的差异而有所不同。本文分别保留各行业中民营、国有和外资企业，并且用泰尔指数方法分别计算出对应的行业内企业间工资不平等以及控制变量，检验结果如表 IV1 第 (1) - (3) 列所示。结果表明，清洁生产环境规制扩大行业内企业间工资不平等的作用主要发生在内资企业。此外，*Clean×Post* 估计系数的显著性和绝对值在第 (2) 列 (0.0244) 大于第 (1) 列 (0.0145)，两列计算出的泰尔指数 (*Theil*) 平均值分别为 0.2104 和 0.2332，可以计算得出 $0.0145/0.2104 \approx 0.069$ 和 $0.0244/0.2332 \approx 0.105$ ，说明清洁生产环境规制扩大企业间工资不平等的作用在国有企业所在行业更大。原因在于，国有企业分布了较多的高污染企业，引入和研发清洁生产技术的激励较弱，相比民营企业承担了更大的环境治理成本，因而导致了更大的企业间工资不平等。

2. 企业是否出口的差异

一般而言，为了满足客户需求，产品需要满足不同市场的消费者偏好和相应的技术标准。欧美等发达国家对产品的质量、清洁生产等要求更高，出口企业为了扩大销售市场，需要满足客户需求和相应的技术标准。因此，清洁生产环境规制对出口企业的影响反而更小，内销企业因清洁生产技术水平相对更低而受到更大的影响。鉴于此，本文分别保留各行业中出口企业和内销企业，同样用泰尔指数方法分别计算出对应的行业内企业间工资不平等以及控制变量，检验结果如表 IV1 第 (4)、(5) 列所示。可以发现，清洁生产环境规制主要导致了内销企业工资水平在行业内的差异化，进而扩大了企业间工资不平等。

3. 企业污染水平的差异

本文使用中国工业企业数据库与工业企业污染排放数据库的匹配数据，根据前文计算的历年企业污染密集度 (*Poin*)，按照年份对匹配数据进行中位数分组，从而划分为低污染企业和高污染企业两个样本组，使用泰尔指数方法分别计算出对应的行业内企业间工资不平等以及控制变量，检验结果如表 IV1 第 (6)、(7) 列所示。可见清洁生产环境规制对高污染企业员工工资的负面作用更大，从而扩大了企业间工资不平等。

表 IV1 异质性检验 I

	<i>Theil</i>						
	民营企业 (1)	国有企业 (2)	外资企业 (3)	内销企业 (4)	出口企业 (5)	轻污染 (6)	重污染 (7)
<i>Clean×Post</i>	0.0145* (0.008)	0.0244*** (0.007)	0.0016 (0.008)	0.0228*** (0.008)	-0.0030 (0.009)	0.0063 (0.009)	0.0282** (0.014)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是	是

年份	是	是	是	是	是	是	是
观测值	5 298	5 064	4 311	5 700	4 178	3 545	3 334
R^2	0.569	0.511	0.634	0.581	0.469	0.379	0.348

4.企业成本外部转嫁能力的差异

面对清洁生产环境规制带来的成本，企业既可以将部分成本转嫁给内部员工，从而降低员工工资，也可以将部分成本转嫁给外部消费者，从而减小向员工转嫁成本的压力。可以推断，企业向外部转嫁成本的能力越强，清洁生产环境规制对企业员工工资的负面作用越小。Chava et al. (2023) 认为，地区的市场竞争程度和人均收入水平是影响企业成本外部转嫁能力的重要因素。一方面，在市场竞争中具有市场势力的企业，其具有较大的产品定价权，这类企业更易于将成本转嫁给消费者。另一方面，地区的人均收入水平越高，当地居民对产品价格的敏感性越低，企业将成本转嫁给当地消费者的难度越小。

首先，本文依据企业营业收入占其所在年份-行业层面营业收入总额的比例衡量其市场势力，然后根据历年企业市场势力的中位数划分为低市场势力和高市场势力两个样本组，使用泰尔指数方法分别计算出对应的行业内企业间工资不平等以及控制变量，检验结果如表 IV2 第 (1)、(2) 列所示。可以发现， $Clean \times Post$ 的估计系数在两列中均显著为正，计算出的泰尔指数 (*Theil*) 平均值分别为 0.2013 和 0.2342，可以计算得出 $0.0205/0.2013 \approx 0.102$ 和 $0.0160/0.2342 \approx 0.068$ ，说明清洁生产环境规制主要扩大了低市场势力企业间的工资不平等。原因在于，低市场势力企业较难将成本向外转嫁给消费者，反而将成本更大程度地转嫁给了内部员工。

其次，考虑我国东、中、西部地区的人均收入水平存在巨大差异，并且呈现明显的阶梯变化。本文分别保留东、中、西部地区的企业，用泰尔指数方法分别计算出各地区的行业内企业间工资不平等以及控制变量，检验结果如表 IV2 第 (3) - (5) 列所示。可见 $Clean \times Post$ 的估计系数在三列中均显著为正，三列计算出的泰尔指数 (*Theil*) 平均值分别为 0.2269、0.2282 和 0.2143，可以计算得出 $0.0160/0.2269 \approx 0.071$ 、 $0.0162/0.2282 \approx 0.071$ 和 $0.0313/0.2143 \approx 0.146$ ，说明清洁生产环境规制主要增大了西部地区的企业间工资不平等。原因在于，西部地区的居民人均收入水平一般更低，对产品价格的敏感性更高，因此西部地区企业的成本外部转嫁能力更弱。

表 IV2 异质性检验 II

	<i>Theil</i>				
	低市场势力	高市场势力	东部地区	中部地区	西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Clean \times Post$	0.0205***	0.0160**	0.0160**	0.0162*	0.0313***
	(0.006)	(0.008)	(0.007)	(0.009)	(0.012)
控制变量	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是
观测值	5 713	5 712	5 609	4 696	4 556
R^2	0.540	0.477	0.580	0.413	0.465

附录 V 企业就业规模与技能结构变化

本文需要观察企业的就业规模变化，判断高低技能劳动者的流动性差异。本文以企业的从业人数取自然对数衡量就业规模 (*empo*)，然后分别求出不同学历从业人数的就业规模 (*Lempo_m*、*Lempo_h*、*Hempo_c*、*Hempo_u*、*Hempo_g*)。由于根据学历将企业从业人员细分后存在 0 值现象，本文用根据学历细分的从业人员数量加 1 取自然对数衡量。基于正文公式 (2) 进行检验，回归结果如表 V1 所示。可见 *Clean* 的估计系数在第 (3) - (6) 列显著为负，在其他列不显著。说明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，导致了高技能劳动者流失。

表 V1 企业就业规模与技能结构变化

	<i>empo</i>	<i>Lempo_m</i>	<i>Lempo_h</i>	<i>Hempo_c</i>	<i>Hempo_u</i>	<i>Hempo_g</i>
	就业规模	初中及其以上	高中	大专	大学	研究生及其以上
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Clean</i>	-0.0264 (0.046)	0.0064 (0.075)	-0.0166 (0.047)	-0.1342*** (0.040)	-0.1732*** (0.044)	-0.0502*** (0.015)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
观测值	123 846	125 749	125 962	126 090	126 114	125 874
<i>R</i> ²	0.498	0.242	0.400	0.503	0.477	0.200

参考文献

- [1] Chava, S., Oettl, A., and Singh, M., “Does a One-Size-Fits-All Minimum Wage Cause Financial Stress for Small Businesses?”, *Management Science*, 2023, 69(11), 7095-7117.
- [2] Cui, C., John, K., Pang, J., and Wu, H., “Employment Protection and Corporate Cash Holdings: Evidence from China's Labor Contract Law”, *Journal of Banking and Finance*, 2018, 92, 182-194.
- [3] Cui, J., Lapan, H., and Moschini, G., “Productivity, Export, and Environmental Performance: Air Pollutants in the United States”, *American Journal of Agricultural Economics*, 2016, 98(2), 447-467.
- [4] Hsieh, C. T., and Klenow, P. J., “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4), 1403-1448.
- [5] Li, P., Lu, Y., and Wang, J., “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18-37.
- [6] 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”, 《中国工业经济》, 2018 年第 7 期, 第 136-154 页。
- [7] 苏丹妮、盛斌, “产业集聚、集聚外部性与企业减排——来自中国的微观新证据”, 《经济学(季刊)》, 2021 年第 5 期, 第 1793-1816 页。
- [8] Topalova, P., “Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence on Poverty from India”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(4), 1-41.

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。