

# 环境成本上升如何影响企业 就业增长？ ——基于排污费修订政策的实证研究



王 勇 谢婷婷 郝翠红\*

**摘 要：**环境成本上升是否会影响企业的就业增长？这是评估环境规制政策成本的一个重要层面。本文基于2003年排污费修订的准实验，利用1998—2007年中国工业企业的微观数据，采用基于倾向匹配的双重差分方法考察了排污费修订对企业就业增长的影响。研究表明，环境成本上升降低了企业就业增长，缴纳排污费的企业就业创造率下降，就业损失率上升，企业吸纳潜在就业的能力减弱。但是通过计算发现，这种就业影响在样本整体就业规模中的比重很小。从动态趋势来看，在污染治理投资的挤占效应和需求效应的叠加影响下，环境成本上升对就业增长的抑制作用呈现先上升后下降的倒U型趋势。就企业要素密集度而言，劳动密集型企业的就业损失更为明显，环境成本对生产性劳动力的挤出效应更强。从企业规模的角度来说，环境成本上升对大规模企业的就业扩张产生了更强的抑制作用，小规模企业则面临着更强的就业损失效应。此外，企业创新能够弥补治污可能引致的就业挤出，进而减缓排污费修订带来的负向就业增长。

**关键词：**环境成本；就业增长；排污费修订；双重差分

## 一、引 言

中国的环境规制政策日趋严格导致企业所需承担的环境成本不断上升，这正逐渐成为影响企业投资等方面决策的重要因素。环境政策的有效实施能够改善人们的生活环境，但是环境成本上升也可能会减弱企业吸纳就业的能力。对于正处经济发展关键阶段的中国来说，保持就业与劳动力市场的稳定依然是政策制定的重要目标，同时就业效应也是评估环境政策对社会福利影响的一个重要层面。因此，对于环境成本上升与企业就业增长的研究具有重要的现实意义。

环境成本高低与环境规制政策强度密切相关，从宏观层面来看，环境规制在损失

\* 王 勇，生态环境部环境与经济政策研究中心(邮编：100029)，E-mail: wangyong\_1228@163.com；谢婷婷，北京大学经济学院(邮编：100871)，E-mail: mica\_ting@163.com；郝翠红(通讯作者)，山西财经大学统计学院(邮编：030006)，E-mail: joddy199001@163.com。本研究得到国家社会科学基金青年项目“环境规制下企业动态调整的动态路径、生产率效应及对策研究”(19CJY029)的资助。

“棕色”就业的同时,也创造了“绿色”就业的机会(陆旸,2012),主要表现为污染减排与控制活动的劳动力需求和新兴绿色行业的就业创造。从理论上来说,环境规制引致的总就业效应取决于这些效应的叠加。Goodstein(1996)通过对美国一些文献的梳理发现,只有少量的经验结果说明环境规制显著地减少了企业就业数量。Rolf 和 Arvid(1997)针对挪威三个高污染行业的研究、Berman 和 Bui(2001)基于洛杉矶盆地空气质量管制的研究均得出了环境规制并没有显著影响劳动力需求的结论。Mogenson 等(2002)的研究表明每一百万美元污染治理支出在造纸、塑料、石油和钢铁行业的边际就业效应并不明显。Gray 等(2014)发现 2001 年针对美国造纸业的管制条例没有显著减少就业。与上述研究结果截然相反,一些文献认为环境成本上升对就业会产生显著的负向影响。Greenstone(2002)基于《美国清洁空气法案》的自然实验发现,在法案实施后的15年里,环境规制导致了59万个就业岗位的增加。Deschenes(2010)基于2009年《美国清洁能源与安全法案》的估计表明,短期内电价上升4%会带来加总就业减少0.6%,约46万个就业岗位。Walker(2011)基于三重差分的方法,发现《美国清洁空气法案》导致污染部门的就业规模在十年间下降了15%。

中国的环境规制处于快速提升阶段,在劳动分工和产业结构上与发达国家存在很大的差异。陆旸(2011)、陈媛媛(2011)等的研究均认为在当前的条件下还难以收获环境与就业的双重红利。闫文娟等(2012)认为,地区环境规制与就业存在门限关系,并且依赖于地区的产业结构。上述的研究主要集中于就业总量层面,均没有深入地研究环境规制引致的环境成本上升对就业增长的影响路径。这直接关系到环境规制是否会产生失业风险以及带来怎样的福利效应。如果环境成本上升的确影响了就业增长,哪些行业、何种企业的就业更容易受到不利冲击?这种影响是如何产生的?对于这些问题的明确有助于未雨绸缪,完善现有的环境规制政策和降低环境规制的实施成本。导致环境成本上升的环境政策有多种,而最容易为企业所感知的就是排污费(于世伟和袁劼,2015)。排污费征收制度是中国环境规制政策体系中的一个重要环节,自1982年开始实施以来,在节能减排的过程中发挥着不可替代的作用,同时也是唯一具有“准税”性质的环境规制手段。从现有的研究来看,排污收费取得了良好的制度绩效,对减少污染排放起到了显著的作用(李永友和沈坤荣,2008)。因此,本文基于2003年排污费修订这一独特的视角来评估排污费征收标准提升所产生的企业就业动态效应。

本文主要从以下几个方面对现有研究进行了丰富和深化:第一,目前关于中国环境成本上升影响就业的研究文献大都基于地区和行业的宏观加总数据,本文基于中国工业企业微观数据,采用双重差分方法识别环境成本上升影响企业就业增长的因果关系;第二,本文分析了企业就业创造和就业损失两条路径。从理论上讲,就业增长来源于就业创造和就业损失的加总,这有助于判断环境成本上升所产生的不同福利效应;第三,本文进一步识别了哪些行业、何种类型企业的就业更容易受到环境成本上升的不利冲击,这也是现有研究所欠缺的。

## 二、影响机制与制度背景

### (一) 环境成本上升对就业的影响机制

Berman 和 Bui (2001) 引入关于生产的偏静态均衡模型, 把环境规制政策引致的污染减排资本投资及其相关的劳动力和服务等环境成本看作是准固定的, 而劳动、原材料和生产性的资本投入则视为可变要素。企业要素投入为  $\mathbf{x} = (\mathbf{x}_v, \mathbf{x}_f)$ 。其中,  $\mathbf{x}_v$  是可变要素投入,  $\mathbf{x}_f$  是准固定要素投入, 相应的要素价格分别是  $\mathbf{w}_v$  和  $\mathbf{w}_f$  (变量加粗表示向量, 下同)。企业的利润最大化问题即:

$$\begin{aligned} & \max [py - \mathbf{w}_v \mathbf{x}_v - \mathbf{w}_f \mathbf{x}_f] \\ & \text{s.t. } y \leq f(\mathbf{x}) \quad \mathbf{x} \geq 0 \end{aligned} \quad (1)$$

假设生产函数严格单调递增, 厂商实现在  $y = f(\mathbf{x})$  上生产的一阶必要条件是:

$$p \frac{\partial f(\mathbf{x}_v^*, \mathbf{x}_f)}{\partial x_{vi}} - w_{vi} = 0 \quad (2)$$

根据一阶条件, 最优可变要素投入  $\mathbf{x}_v^*$  与其市场价格  $\mathbf{w}_v$ 、产品价格  $p$  和准固定要素投入  $\mathbf{x}_f$  有关, 最优可变要素投入是这三者的函数, 即  $\mathbf{x}_v(p, \mathbf{w}_v, \mathbf{x}_f)$ 。根据 Hotelling 引理, 短期的劳动需求函数可表示为:

$$L = - \frac{\partial \pi(p, \mathbf{w}, \mathbf{x}_f)}{\partial w_L} \quad (3)$$

即劳动需求是由企业产出价格  $p$ 、可变要素投入价格  $\mathbf{w}$  和准固定要素投入  $\mathbf{x}_f$  决定的。劳动需求函数可写为如下简单的线性形式:

$$L = L(p, \mathbf{w}, \mathbf{x}_f) = \delta + \alpha p + \beta \mathbf{x}_f + \gamma \mathbf{w} \quad (4)$$

通过对线性方程求导, 环境成本上升对劳动力需求的影响为:

$$\frac{dL}{dR} = \alpha \frac{dp}{dR} + \beta \frac{d\mathbf{x}_f}{dR} + \gamma \frac{d\mathbf{w}}{dR} \quad (5)$$

其中  $R$  表示企业所承担的环境成本。如果产品市场是完全竞争的, 那么产品的市场价格  $p$  就是固定的, 即  $dp/dR = 0$ 。而产品市场通常具有垄断竞争特征, 厂商面临的是向下倾斜的需求曲线, 假设需求曲线为简单的线性形式, 式 (5) 即可变换为:

$$\frac{dL}{dR} = -b\alpha \frac{dy}{dR} + \beta \frac{d\mathbf{x}_f}{dR} + \gamma \frac{d\mathbf{w}}{dR} = \rho \frac{dy}{dR} + \beta \frac{d\mathbf{x}_f}{dR} + \gamma \frac{d\mathbf{w}}{dR} \quad (6)$$

其中  $\rho = -b\alpha$ 。从上式可以看出, 环境成本上升对劳动力需求的影响主要表现为以下路径: 一是产出效应, 即  $dy/dR$ 。由于产出价格上涨通常会导致需求下降, 进而减少劳动力需求, 因此  $\alpha < 0, \rho > 0$ 。但是关于环境成本对企业产出的影响, 理论上存在长短期两种截然相反的观点。短期内, 环境成本上升会对企业产出带来负向的影响, 体现

为污染排放约束下企业产出的受限和污染治理投资对生产性投资的挤占。但是“波特假说”则从长期的角度认为这能够激励创新，最终对产出带来正向的影响。二是成本效应，表现为准固定的污染减排支出对企业劳动力需求的影响，即  $dx_f/dR > 0$ 。 $\beta$  则取决于污染控制活动与生产性活动对劳动力需求的差别，因为污染控制活动会挤占原本用于生产性活动的投资，并且污染控制活动本身也需要一定的劳动力投入。如果一定的污染治理支出用于生产性活动带来的劳动力需求大于污染治理的劳动力需求，那么  $\beta < 0$ ，反之， $\beta > 0$ 。三是要素需求效应，即  $dw/dR$ ，环境成本通过影响其他要素投入的价格，进而对企业的劳动力需求产生影响。但是要素市场通常具有竞争性的特征，环境成本不会对要素的价格产生太大的影响，Berman 和 Bui(2001)认为此项可以忽略。整体而言，环境成本上升对企业就业增长的影响主要由产出效应和成本效应加总决定。

## (二) 排污收费制度

1982年《征收排污费暂行办法》的发布，标志着中国排污收费制度的正式建立和实施。2000年修订的《中华人民共和国大气污染防治法》从法律层面确定了按“排放污染物的种类和数量征收排污费”的总量收费制度。2003年国务院《排污费征收使用管理条例》的颁布，是排污收费政策的重大变革和完善。其主要表现为：(1)实现了由超标收费向排污即收费、超标加倍收费的转变，由单一浓度收费向浓度与总量相结合收费、单因子收费向多因子收费的转变。如未超标的污水收费标准为0.7元/当量，超标排放污水的加倍征收超排污费；废气排污费收费标准为0.6元/当量等。(2)征收的排污费一律上缴财政，纳入财政预算，列入环境保护专项资金进行管理，全部用于污染治理。排污收费是中国为数不多的纳入财政预算内的行政收费，因而具有一种“准税”的性质。新修订的排污收费制度于2003年7月1日起实施。自此到2007年间，排污收费制度并没有发生大的变化。直到2008年，新修订的《中华人民共和国水污染防治法》规定，进入城镇下水管网的污水不再征收污水排污费。2014年，国家发改委、财政部和生态环境部联合印发《关于调整排污费征收标准等有关问题的通知》，提高污水、废气主要污染物排污费征收标准以及实行差别化排污收费政策。从图1可以看出，

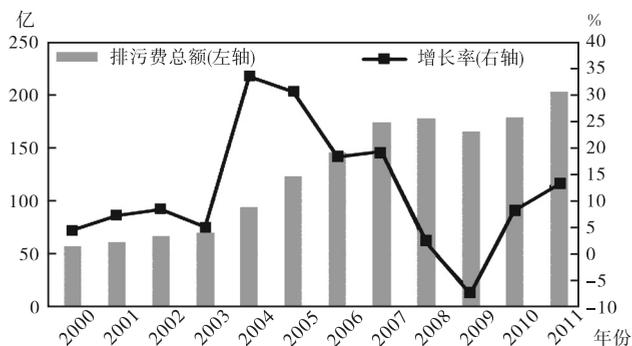


图1 排污费征收总额的变化

2003 年后，排污收费总额快速增长，其中 2004 年的增长率达到 33.23%，排污收费总额由 2003 年的 70.9 亿元迅速上升到 2007 年的 173.6 亿元，之后呈缓慢增长态势。

### （三）对照组与处理组的确定

2003 年的排污费修订相对于之前征收更加严格，并且单位污染物的收费标准大幅提升，这构成了一次比较好的“准实验”，且排污费是对企业强制征收，最容易为企业所感知。对照组与处理组的确定是基于双重差分考察环境成本对企业就业增长影响的关键。中国工业企业数据库在 2004 年经济普查时在管理费用项目中统计了企业排污费的缴纳情况，这是本文划分对照组和控制组的重要依据。我们将缴纳排污费的企业确定为处理组，未缴纳排污费的企业确定为对照组。将 2004 年企业排污费缴纳的情况与 2004 年之前和之后的企业样本进行合并与匹配，并且剔除了未能匹配的企业，这么处理的目的是保证排污费修订前的企业与排污费修订后的企业具有可比性。一方面，2004 年前退出的企业不会受到排污费修订的影响；另一方面，尽管 2004 年及之后新进入的企业会受到排污收费的影响，但是其在 2004 年之前不存在，缺乏可做比较的对象，故将这些企业剔除。也就是说，实际考察的样本企业是在 2004 年前后都存在的企业。

表 1 缴纳排污费的工业企业占排污申报企业总数的比重

年份	工业企业缴纳排污费的数量(个)	已办排污申报的企业数(个)	比重(%)
2003	—	519962	—
2004	79676	517474	15.4
2005	70333	507659	13.9
2006	65366	523472	12.5
2007	60795	—	—

注：表中工业企业缴纳排污费单位数是根据 2004 年排污费情况匹配的工业企业数目，不包含 2004 年后新进入或退出并缴纳排污费的企业。已办排污申报的企业数来源于《中国环境年鉴》，但是 2007 年该数据在环境统计中没有汇报。

这么划分的一个重要问题是处理组和对照组的稳定性，即 2004 年确定的缴纳排污费的企业在排污费修订前或排污费修订后是否存在较大的变动。首先，在排污费修订之前，如果企业已经是排污费的缴纳者了，那么其在 2004 年一定是缴纳排污费的企业。因为 2004 年是经济普查年，并且是排污费修订之后的第一年，排污企业缴纳排污费的核查是最严格的，调查的准确性也应该是最高。图 1 中排污费征收总额的大幅上升明显反映出了这一特征。另外一部分企业在排污费修订前不用缴纳排污费，而在 2004 年缴纳了排污费。这两类缴纳排污费的企业<sup>①</sup>构成了处理组企业样本。除了这两类企业之外，剩余的企业在 2004 年及之前均不用缴纳排污费，即是对照组企业。其次，这种划分的不稳定性还可能表现在排污费修订后的样本，存在两种情况：一是

① 严格来说，排污费修订前没有缴纳排污费的企业作为处理组会更好，但是由于缺乏相应的分类依据，我们只能将这两类企业放在一起构成处理组，由于排污费修订前的收费标准很低，所以两类企业的差别并不是特别明显。

2004年缴纳排污费的企业在2004年之后可能不缴排污费了；二是2004年不缴纳排污费的企业，可能通过核查之后被要求缴纳。第一种情况发生的可能性较小<sup>①</sup>，因为新修订的排污费遵循排污即缴费的原则，如果这些企业在2004年之后不再缴费了，很大程度上是因为退出市场或进入未经营状态；第二种情况虽然存在，但是这部分企业比例较少，不会对总体结果产生太大影响。根据排污费的征收流程，首先由排污者向环保部门申报排放污染物情况，而后由环境监察机构依据排污者的申报内容进行审核，下达排污缴纳通知。因此，核查主要影响的是企业排污费缴纳的数额，而对企业排污费缴纳与否的影响较小。工业企业数据库没有提供2004年之外企业排污费的征收状况，但是我们可以通过与《中国环境年鉴》的数据进行对比判断。从表1可以看出，2004年后留存的缴纳排污费的企业数目占排污费缴纳单位总数的比重变化不大，如果剔除进入企业和退出企业的影响，由于核查问题而增加的排污费缴纳企业很少。因此，根据是否缴纳排污费确定的处理组和对照组还是比较稳定的，这不会对估计结果产生很大的影响。此外，由于行业污染特征不同，重污染行业的企业被核查缴纳的可能性更大，在后文的研究中我们也通过剔除重污染行业和采用平衡面板数据估计等方法来进一步规避这一问题，进而验证估计结果的可靠性和稳健性。

### 三、研究方法、数据与变量定义

#### （一）研究方法

将缴纳排污费的企业确定为处理组，没有缴纳排污费的企业确定为对照组，构建一个二元虚拟变量  $du_i$ ，设  $du_i = 1$  表示处理组企业， $du_i = 0$  表示对照组企业。同时构造另一个虚拟变量  $dt$  来表示政策变化的时间，将2004年及其以后各年取为1，2004年之前各年取为0。排污费修订对企业就业增长的影响即可以通过以下方程估计得出：

$$g_{it} = \alpha + \delta_1 dt + \delta_2 du_i + \beta du_i \times dt + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式中  $g_{it}$  是企业  $i$  在  $t$  期的就业增长， $\varepsilon_{it}$  是扰动项。处理效应即为方程交叉项的估计系数，如果  $\beta < 0$  就意味着排污费修订导致缴纳排污费的企业在  $dt = 0$  和  $dt = 1$  间的就业增长相对低于未缴纳排污费的企业，也就是说排污费征收抑制了企业的就业增长。双重差分的方法能够去除不可观测的固定特征效应，同时我们也通过加入可观测的企业特征变量进行控制，来保证这一条件的满足，计量方程扩展为：

$$g_{it} = \alpha + \delta_1 dt + \delta_2 du_i + \beta du_i \times dt + \gamma z_{it} + u_{it} \quad (8)$$

控制变量包括企业的生产率、年龄、资本密集度、工资水平、规模和所有制特征，

<sup>①</sup> 缴纳排污费的企业是被在线监测的，而排污费遵循排污即缴费的原则，这些被监测的企业每年所缴纳的排污费可能会根据监测的排污量而发生变化，但是不会影响企业缴纳排污费的属性。

具体的变量定义将在下文介绍。

双重差分估计的前提是，处理组和对照组的确定是随机分配的，才能避免由于扰动项和交叉项之间的相关性带来的自选择效应。虽然排污费征收标准由国家统一规定实施，但是也存在着一个由企业特征决定的自选择过程。在征收的过程中，首先由排污者向当地环保部门进行申报登记，环境监察机构再对排污者的实际排污情况进行调查与核定，然后计算确定排污费和下达排污费缴纳通知单。对于拒报或谎报的行为将处以罚款，同时责令限期补报。尽管如此，排污收费的征收面并不全，主要对象是大中型工业企业，一些小规模企业并未得到有效征收（白宇飞和王冠群，2011）。因此，在某种程度上，缴纳排污费也会受到企业特征和行为的影响。为此，我们采用倾向匹配得分的方法来构造反事实，即假设在企业其他因素保持不变的情况下，仅仅发生排污费缴纳行为后，企业的就业增长情况。具体方法是：首先，采用二元选择模型估计各企业缴纳排污费行为发生的概率，即测算每个企业缴纳排污费的倾向得分值。其次，基于估计的企业排污费缴纳倾向的得分值，为处理组挑选概率值最为接近的参照组。倾向匹配的方法能够在很大程度上解决可观测的偏差问题，但是其无法控制未观测到的因素对企业是否缴纳排污费产生系统的影响，即简单采用倾向匹配得到的处理效应依然是有偏的。DID 恰好能够弥补倾向匹配在这一点上的不足，控制不可观测因素的影响。为此，本研究采用倾向得分与双重差分结合的研究方法，即：

$$\Delta = E_{P(X_i)|D_i=1} \{E(g_{i1} - g_{i0} | P(X_i), du_i = 1) - E(g_{i1} - g_{i0} | P(X_i), du_i = 0)\} \quad (9)$$

其中  $P(X_i) = P(du_i = 1|X_i)$  为倾向得分函数，即给定“一组可观测的特征  $X$ ”情况下个体  $i$  缴纳排污费的概率。通常企业缴纳排污费与否主要取决于两个方面：一是自身承担环境成本的能力；二是如果不缴纳而被处罚或者审查出来重新缴纳的概率。根据现有研究，主要选择企业规模、所有制特征、所处行业污染程度、资本劳动比和企业生产率作为解释变量。通常大规模的企业、国有企业更容易被重点监管，重污染行业的企业也更容易成为监管对象，且重污染行业一般具有高资本密集型的特征。高生产率企业一般具备更好的抵御成本冲击的能力，更愿意主动申报缴纳。通过 logit 模型估计每个个体的倾向分值，据此对样本进行匹配。除了上述变量之外，logit 估计也控制了年份、行业和地区固定效应。基于估算的倾向分值，采用一阶最邻近匹配方法进行匹配。对于 PSM 方法所需满足的“共同支持假设”，我们在附录<sup>①</sup>中进行了相应的检验，同时提供了 logit 估计的结果<sup>②</sup>。

## （二）数据处理

本文所采用的数据是由国家统计局统计的 1998—2007 年间的全部国有及规模以上（主营业务收入超过 500 万元）非国有工业企业的年度数据。马弘等（2013）计算出

① 限于篇幅未在文中列出，如有需要可扫描本文二维码后点击“附录”获取。

② 在倾向得分匹配的过程中，分别基于年均就业增长率和三年移动平均就业增长率两个结果变量，确定两个匹配数据样本。

1998—2007年间中国工业企业数据库中统计的制造业企业从业人员数占制造业总就业人数的比例在50%~70%之间,年均比重为57%,能够在一定程度上反映制造业部门就业市场的变动。由于2004年是经济普查年,所以提供了比较详细的排污费缴纳数据。我们以2004年存在的企业为基础,根据企业的法人代码将其与2004年前的样本企业与2004年后的样本企业进行合并匹配,然后保留在2004年前后(包括2004年)均存在的企业,这样的目的是为了保证2004年前后的样本具有可比性。按照Brandt等(2009)和聂辉华等(2012)的方法,先根据企业法人代码进行识别,再参照企业名称进行适当调整。接下来,删除就业人数、主营业务收入和企业年龄小于等于零等存在明显错误和缺失的样本。需要说明的是,有一些企业由于统计的原因没有连续存在,比如企业在2001年存在,在2004年存在,中间的年份缺失,为此,我们将其就业增长率定义为2001—2004年的平均就业增长率。最后,确定的1998—2007年的匹配样本总数为1037682个企业。

### (三) 变量定义

1. 就业增长。参照Davis和Haltiwanger(1992)的研究,采用以下方法来测度企业的就业增长:

$$g_{it}(d) = \frac{e_{it} - e_{it-d}}{(e_{it} + e_{it-d})/2} \quad (10)$$

其中, $g_{it}$ 是企业*i*在*t*期就业增长率, $e_{it}$ 是企业*i*在*t*期的就业人数, $e_{it-d}$ 是企业*i*在*t-d*期的就业人数。当 $d=1$ , $g_{it}(1)$ 反映的是年均就业变化,但是年度就业增长测度的就业波动较大;为了平滑这种波动,同时采用三年移动平均的方法重新计算处理组和对照组的就业增长率 $g_{it}(3)$ ,即 $d=3$ ,这种方法计算要求样本企业的存在年限至少在4年或4年以上。

就业增长包括就业创造和就业损失。就业创造(*JC*)被用来衡量企业的就业上升的情形,就业损失(*JD*)被用来衡量企业的就业下降的情形。具体定义如下:

$$JC_{it}(d) = \begin{cases} g_{it} & \text{if } \Delta E_{it} > 0 \\ 0 & \text{if } \Delta E_{it} \leq 0 \end{cases} \quad (11)$$

$$JD_{it}(d) = \begin{cases} 0 & \text{if } \Delta E_{it} > 0 \\ |g_{it}| & \text{if } \Delta E_{it} \leq 0 \end{cases} \quad (12)$$

其中 $\Delta E_{it} = e_{it} - e_{it-d}$ ,为便于理解就业损失,对其取绝对值。

这两个指标也可以同时用来表示就业的流动,就业创造表示就业的流入,就业损失表示就业的流出。对于一个企业来说,就业创造反映的是企业吸纳潜在就业的能力,而就业损失则主要体现为企业内现有就业人员的退休或解聘。如果环境成本上升增加了就业损失,就可能产生直接的失业风险;如果环境成本上升减少了就业创造,就意味着企业吸纳就业的能力减弱,就业规模的扩张被抑制,新的就业创造偏向于未承受环

境成本的企业，这种影响整体上表现为劳动力市场就业结构的调整。如果企业承担的环境成本与其污染程度是一致的，那么就业结构就会呈现出“清洁化”的调整趋势。

2. 企业生产率。本文以 OP 法 (Olley 和 Pakes, 1992) 来衡量企业的生产率。用工业增加值<sup>①</sup>来衡量企业的产出，并以 1998 年为基期的工业品出厂价格指数进行平减。用各企业年均从业人数衡量劳动投入。采用永续盘存法来估算固定资本存量，初始资本存量为企业第一次出现的固定资产净值。固定资产投资额根据企业相邻年份固定资产原值的差额计算。中国工业企业数据库直接报告了企业的折旧额，采用永续盘存法计算在各个年份的实际资本存量  $K_{it}$ ，即  $K_{it} = K_{it-1} + I_{it} - D_{it}$ ， $K$ 、 $I$  和  $D$  分别表示以 1998 年为基期的固定资产投资价格指数进行平减后的实际资本存量、实际投资额和实际折旧额。在实际的估计中，我们控制了行业、地区和时间的固定效应。

3. 其他变量。根据相关研究文献 (Greenstone, 2002)，本文还在估计中加入了其他控制企业特征的变量。(1) 企业规模 ( $\ln l$ )，本文使用企业就业人数的对数来表示。(2) 企业年龄 ( $age$ )，即企业的成立时间。中国工业企业数据库只报告了企业的成立年份，根据企业年龄 = 当年年份 - 企业开业年份 + 1 进行计算。通常在企业较为年轻的时候，基于企业扩张的需要，对劳动力的需求也会比较明显，相应的就业增长率就高。(3) 资本密集度 ( $k/l$ )，用资本存量与就业人数的比率来表示。由于资本与劳动力通常具有一定的替代关系，资本密集度越高，企业的劳动力需求越少。(4) 企业的所有制特征 ( $own$ )。本文根据中国工业企业数据库提供的登记注册类型将国有企业 (110)、国有联营企业 (141)、国有与集体联营企业 (143) 和国有独资公司 (151) 划分为国有企业 ( $own = 1$ )，将港澳台商企业 (210 ~ 259)、中外合资和外资企业 (310 ~ 359) 划分为外资企业 ( $own = 2$ )，剩余的划分为其他类型企业 ( $own = 3$ )。(5) 企业工资水平 ( $wage$ )。中国工业企业数据库提供的企业工资总额计算人均工资水平，并按照《中国统计年鉴》分省的 CPI 价格指数将其调整为 1998 年的价格水平。

## 四、描述性统计与典型事实

### (一) 描述性统计

表 2 汇报了排污费修订前后处理组和对照组被解释变量和企业特征的均值。由于企业年度就业增长率存在较大的波动，在此主要基于三年移动平均的就业增长率进行判断。通过对比可以发现，在政策发生前，处理组的就业增长率低于对照组 1.43 个百分点，而在政策实施后，这一差距扩大，对照组的就业增长率比处理组高 2.49 个百分点。处理组和对照组的就业创造率和就业损失率的差距在政策实施后也呈现出类似的

<sup>①</sup> 在中国工业企业数据库中，2004 年企业的工业增加值缺失，采用以下公式进行估算：工业增加值 = 产品销售额 - 期初存货 + 期末存货 - 工业中间投入 + 增值税 (刘小玄和李双杰，2008)。

扩大特征,而就业损失率则出现轻微的缩小趋势,由 1.01 个百分点下降到 0.76 个百分点。在企业特征方面,处理组企业一般规模相对较大,存在年龄较长,且国有企业和集体企业的比重要高于对照组。这与环境监管范围有关,这些企业更容易被监管和核查。另外,整体来看,处理组企业的生产率 and 资本密集度略高于对照组企业,而处理组企业的平均工资水平略低于对照组企业。

表 2 对照组与处理组的企业样本的比较

变量	dt = 0			dt = 1			
	对照组	处理组	t 值	对照组	处理组	t 值	
被解释 变量	<i>g</i> (1)	0.0261	0.0167	9.8025	0.0169	0.0056	10.8869
	<i>g</i> (3)	0.0260	0.0117	11.4599	0.0597	0.0348	17.7388
	<i>JC</i> (1)	0.0946	0.0853	13.3769	0.1136	0.0978	23.3050
	<i>JC</i> (3)	0.0956	0.0915	6.1481	0.1788	0.1615	16.9577
	<i>JD</i> (1)	0.0685	0.0687	- 0.3005	0.0968	0.0922	7.1216
	<i>JD</i> (3)	0.0697	0.0798	- 11.4287	0.1191	0.1267	- 10.6743
企业特征	<i>l</i>	264.7142	581.3620	- 58.5511	264.409	524.5759	- 53.5378
	<i>age</i>	12.2164	14.8016	- 64.0208	12.3925	14.7228	- 68.3170
	<i>own</i>	0.5133	0.4484	27.0621	0.6126	0.5080	40.5454
	<i>ln<sub>tfp</sub></i>	3.5241	3.5428	- 5.8969	3.9923	4.0310	- 11.9760
	<i>ln<sub>kl</sub></i>	12.6844	12.8290	- 33.7012	12.8470	12.9891	- 33.5751
	<i>ln<sub>wage</sub></i>	11.3824	11.3610	9.7565	11.8129	11.7916	12.1892
样本数	N	281366	167023	302376	169801		

注:表中汇报的样本数量和企业特征是基于年均就业增长率的样本(1999—2007年)计算,*g*(3)、*JC*(3)、*JD*(3)分别根据2000年后样本且样本期内存活时间在3年以上的企业计算。*t*值是对照组与处理组差异的*t*检验结果。

## (二) 典型事实

为了观察政策实施前后对照组和处理组就业增长率变化的差别,分别计算对照组和处理组企业就业增长率的均值,如图 2。第一行分别为年度就业增长率和三年移动平均就业增长率的变化趋势,同时为了考察对照组和处理组在政策实施前是否呈现一致的变化趋势,分别绘制了拟合线。可以看出,在政策实施前两者的变化趋势基本一致,而在政策实施后两者的就业增长率差别增大,处理组的就业增长率明显低于对照组。由于年度就业增长率的波动性较大,三年移动平均就业增长率的变动趋势更加显著。拟合线的结果初步说明了本文的双重差分满足经典的时间趋势一致假设。第二行分别绘制了企业三年移动平均就业创造率和就业损失率的变化趋势。在政策实施前,处理组企业和对照组企业就业创造率基本一致,而在政策实施之后,处理组的就业创造率明显慢于对照组的就业创造率。这一特征在就业损失率上并没有得到明显的体现。排污费修订对企业就业增长率的影响主要表现为对企业就业创造率的抑制上,即缴纳排污费企业的就业扩张明显放缓。

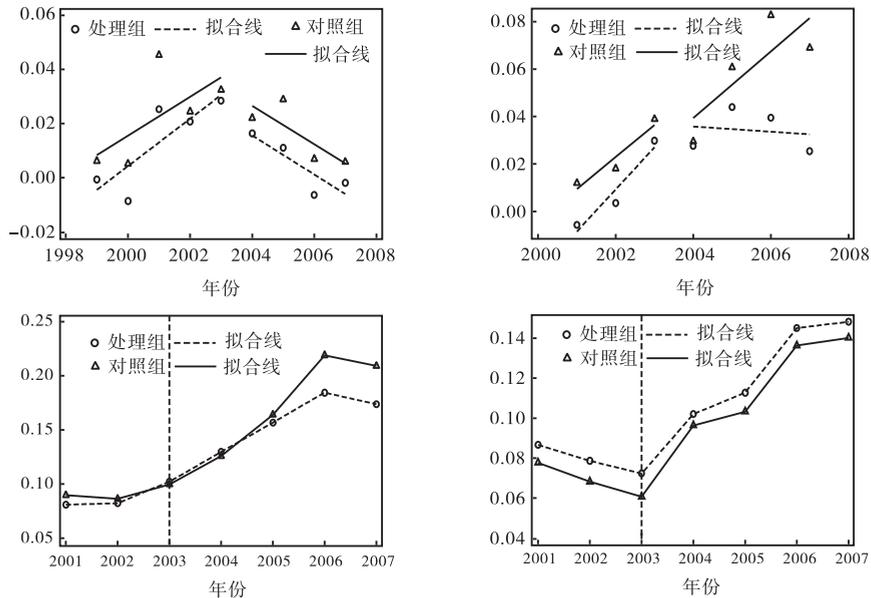


图 2 就业增长的典型事实观察

注：第一行分别为企业年度就业增长率(左)和三年移动平均就业增长率(右)的散点及其拟合；第二行分别为三年移动平均就业创造率(左)和就业损失率(右)的变化趋势。

## 五、实证结果与分析

以就业创造或就业损失<sup>①</sup>作为被解释变量进行估计时，存在明显的归并数据特征，故本文采用归并数据的 Tobit 回归方法。就业增长的估计则直接采用 OLS 方法，并采用 DID 和 PSM-DID 以年均就业增长和三年移动平均的就业增长作为被解释变量进行估计以进行比较。

### (一) 就业增长

表 3 和表 4 分别汇报了基于 DID 方法和 PSM-DID 方法估计的排污费修订对企业年均和三年移动平均就业增长率的影响。表 3 和表 4 中第(1)列和第(4)列分别是不加入企业特征控制变量的回归，第(2)列和第(5)列是加入控制变量的回归，第(3)列和第(6)列则通过加入行业和地区与年份虚拟变量的交叉项来进一步控制地区和行业随时间变化的效应。总体来看，如果没有排污费修订的发生，企业的就业增长率由两部分因素决定，一部分是不随时间变化的个体效应，另一部分是随时间变化的趋势影响，其中宏观变化趋势主要表现在行业和地区两个维度上。这两部分加在一起构成了通常所说

<sup>①</sup> 在具体的回归过程中，为了便于理解，取就业损失的绝对值进行估计。

的不可观察的个体效应。基于 PSM 的双重差分虽然能够通过差分去除不随时间变化的可观测和不可观测的个体效应,但是并不能剔除宏观时间趋势的影响。为此,在方程回归中进一步控制行业和地区随时间变化的趋势项。这样设定方程的好处在于允许处理组和对照组企业所处的行业或地区存在时间趋势上的异质性。

政策哑变量  $du$  的回归系数显著为负,即处理组的就业增长本身就显著低于对照组。加入控制变量的 PSM-DID 回归结果表明处理组的年度就业增长率  $g(1)$  和三年移动平均就业增长  $g(3)$  分别比对照组低 1.7 和 2 个百分点。时间哑变量  $dt$  的系数显著为正,说明 2004 年及之后企业的就业增长明显高于 2004 年之前。政策与时间哑变量交

表 3 排污费与企业就业增长(年均就业增长率)

	DID			PSM-DID		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$du$	-0.00682*** (-7.88)	-0.0262*** (-27.77)	-0.0227*** (-23.68)	-0.0216*** (-16.37)	-0.0174*** (-13.07)	-0.0173*** (-12.99)
$dt$	0.0036* (2.11)	0.0400*** (22.19)	0.0395 (0.01)	0.0164*** (6.32)	0.0411*** (15.67)	0.4080** (2.35)
$du \times dt$	-0.0019 (-1.51)	-0.0005 (-0.41)	-0.0073*** (-5.73)	-0.0217*** (-11.28)	-0.0202*** (-10.73)	-0.0201*** (-10.93)
$\ln age$		-0.0406*** (-89.39)	-0.0397*** (-86.70)		-0.0403*** (-60.69)	-0.0397*** (-59.44)
$\ln tfp$		0.0135*** (33.18)	0.0123*** (30.07)		0.0158*** (26.07)	0.0147*** (24.03)
$ownd2$		-0.0376*** (-29.07)	-0.0404*** (-29.74)		-0.0416*** (-21.32)	-0.0430*** (-21.27)
$ownd3$		0.0133*** (13.53)	0.0156*** (15.44)		0.0110*** (7.48)	0.0131*** (8.71)
$\ln kl$		-0.0165*** (-54.02)	-0.0165*** (-53.59)		-0.0157*** (-34.50)	-0.0156*** (-34.21)
$\ln wage$		-0.0495*** (-58.61)	-0.0506*** (-59.59)		-0.0531*** (-42.39)	-0.0540*** (-42.99)
$\ln l$		0.0606*** (148.30)	0.0610*** (148.73)		0.0600*** (102.92)	0.0603*** (103.09)
cons	0.0214* (2.09)	0.5030*** (38.62)	0.4054 (0.01)	-0.0012 (-0.10)	0.5060*** (26.47)	0.1652 (0.95)
年份	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
地区	是	是	是	是	是	是
行业 × 年份	否	否	是	否	否	是
地区 × 年份	否	否	是	否	否	是
N	920492	894734	894734	409533	409110	409110
R <sup>2</sup>	0.0048	0.0611	0.0696	0.0083	0.0640	0.0736

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著,小括号内为 t 值,下表同。行业固定效应是二位数工业行业,地区固定效应指省份固定效应,本文以下回归与此相同。

表 4 排污费与企业就业增长(三年移动平均就业增长率)

	DID			PSM-DID		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>du</i>	-0.0088*** (-5.09)	-0.0430*** (-24.97)	-0.0387*** (-22.15)	-0.0245*** (-11.12)	-0.0211*** (-9.86)	-0.0203*** (-9.47)
<i>dt</i>	0.0503*** (23.85)	0.0607*** (30.46)	0.0463 (0.00)	0.0834*** (26.90)	0.0807*** (26.32)	-0.6141 (-0.00)
<i>du × dt</i>	-0.0107*** (-4.56)	-0.0082*** (-3.71)	-0.0148*** (-6.52)	-0.0502*** (-16.04)	-0.0448*** (-15.22)	-0.0454*** (-15.48)
<i>lnage</i>		-0.0605*** (-74.70)	-0.0606*** (-74.17)		-0.0603*** (-57.24)	-0.0604*** (-56.94)
<i>ln<sub>tfp</sub></i>		0.0354*** (52.93)	0.0350*** (52.01)		0.0388*** (42.07)	0.0386*** (41.56)
<i>ownd2</i>		-0.0921*** (-37.54)	-0.0939*** (-36.12)		-0.0959*** (-28.94)	-0.0971*** (-28.32)
<i>ownd3</i>		0.0214*** (11.86)	0.0237*** (12.77)		0.0218*** (8.97)	0.0230*** (9.20)
<i>lnkl</i>		-0.0167*** (-31.81)	-0.0163*** (-31.04)		-0.0165*** (-23.24)	-0.0161*** (-22.72)
<i>lnwage</i>		-0.0232*** (-19.52)	-0.0248*** (-20.82)		-0.0232*** (-14.18)	-0.0249*** (-15.10)
<i>lnl</i>		0.0984*** (134.77)	0.0982*** (134.26)		0.0985*** (103.72)	0.0981*** (103.10)
<i>cons</i>	0.0096 (0.55)	0.1700*** (6.21)	0.0430 (0.00)	0.1320 (0.00)	-0.0347 (-1.13)	1.054 (0.01)
年份	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
地区	是	是	是	是	是	是
行业 × 年份	否	否	是	否	否	是
地区 × 年份	否	否	是	否	否	是
N	783266	762462	762462	348548	348261	348261
R <sup>2</sup>	0.0128	0.0979	0.1043	0.0199	0.1048	0.1110

又项的系数显著为负,表明在排污费修订后,处理组与对照组企业就业增长率的差距被进一步拉大,即相对于未缴纳排污费的企业,排污费的修订导致缴纳排污费企业的就业增长率显著降低。排污费修订后,处理组的年度就业增长率和三年移动平均就业增长率分别下降了 2 个百分点和 4.5 个百分点。根据表 2 中处理组在政策实施前后的平均规模,这意味着平均每个缴纳排污费企业的年度就业损失约为 8.3 个就业岗位。

另外,在控制变量中,企业存续时间越长,就业增长率越低。这是因为年龄较大的企业,规模相对稳定,对劳动力需求的波动就小。生产率越高的企业,就业增长率越快。高生产率企业通常具有明显的竞争优势和较好的成长力,企业规模更容易进行扩张,吸纳就业的能力也比较强。在各种所有制企业中,外资企业的就业增长率最小,国

有企业次之,其他类型的企业就业增长率最高。这是因为私营企业发展迅速,成长较快,具有较强的就业吸纳能力。企业的资本密集度越高,就业增长越慢。在某种程度上,国有企业充当着稳定就业器的作用(方明月等,2010)。国企的劳动合同时间相对更长,在经济衰退时期的裁员力度更弱,而私营企业调整的弹性更大。资本与劳动力要素通常具有一定的替代关系,资本密集度高的企业劳动力需求较小。企业的工资水平越高,就业增长率越慢,这是因为较高的工资水平会降低企业的劳动力需求。企业规模越大,就业增长率越高。通常规模较大的企业对于风险的抗击能力较强,且具有较强的竞争优势。

## (二) 就业创造还是就业损失?

就业增长体现为就业创造和就业损失变化的净效应,低水平的净就业增长既可能体现为同时存在较高的就业创造和就业损失效应,也同样可能体现为同时存在较低的就业创造和就业损失效应。然而,两者本身蕴含着截然不同的经济学福利含义。就业创造增长缓慢意味着潜在就业机会没有得到较好的开发,企业吸纳就业的能力减弱,但并不会对现有的劳动力市场稳定带来显著的负面冲击,相应的经济福利损失是潜在的;而较高的就业损失则意味着很多劳动力需要脱离现有的就业岗位,重新接受培训和寻找合适的工作机会,同时需要付出昂贵的沉淀成本和再次匹配的代价,经济福利损失直接且巨大(毛日昇,2014)。为此,分别以就业创造和就业损失为被解释变量进行 DID 和 PSM-DID 估计,回归结果见表 5。

表 5 排污费与企业就业创造和就业损失(边际效应)

	DID		PSM-DID		DID		PSM-DID	
	JC(1)	JC(3)	JC(1)	JC(3)	JD(1)	JD(3)	JD(1)	JD(3)
<i>du</i>	-0.0088*** (-16.22)	-0.0124*** (-92.97)	-0.0092*** (-117.31)	-0.0113*** (-69.94)	0.0103*** (21.47)	0.0209*** (21.55)	0.0057*** (9.09)	0.0108*** (9.10)
<i>dt</i>	0.0419*** (4.71)	0.1075*** (81.53)	0.0590*** (76.08)	0.0913*** (59.52)	0.0017 (0.22)	0.0215** (2.11)	-0.0019 (-0.17)	0.0202 (1.41)
<i>du × dt</i>	-0.0076*** (-11.17)	-0.0135*** (-78.53)	-0.0084*** (-62.35)	-0.0150*** (-80.54)	-0.0037*** (-6.13)	-0.0063*** (-5.76)	0.0046*** (5.63)	0.0092*** (6.58)
N	894734	762462	409110	348261	894734	762462	409110	348261
R <sup>2</sup>	0.0560	0.1011	0.0590	0.1031	0.0600	0.1153	0.0625	0.1178

注:变量的估计系数是基于 Tobit 估计结果计算的边际效应。控制变量包括企业特征、年份、地区、行业以及行业×年份和地区×年份的固定效应。下表同。

从 PSM-DID 的回归结果来看,处理组企业的就业创造率 *JC(1)* 和 *JC(3)* 分别比对照组企业低 0.92 和 1.13 个百分点;而就业损失率 *JD(1)* 和 *JD(3)* 则分别比对照组高 0.57 和 1.08 个百分点。从时间哑变量 *dt* 来看,排污费修订之后,企业的就业创造率和就业损失率明显高于 2004 年之前,这也说明了 2004 年之后工业部门内的就业再配置频率明显提高,劳动力流动明显增强。基于 DID 和 PSM-DID 的回归结果均显示,交叉项 *du × dt* 对于就业创造率的回归系数显著为负,这说明排污费修订之后,缴纳排污费

企业的就业创造率显著低于未缴纳排污费的企业。但是，对于就业损失的 DID 和 PSM-DID 估计的交叉项系数截然相反，这可能是处理组和对照组的异质性所致。由于倾向匹配能够在一定程度上规避这种异质性，因此主要以 PSM-DID 的估计结果为准，这也说明了对处理组和对照组进行倾向匹配的必要性<sup>①</sup>。估计结果表明，排污费的修订显著增加了企业的就业损失率。综合上述结果，环境成本的上升显著地抑制了企业的就业创造，同时也增加了企业的就业损失。这意味着环境成本上升抑制了企业吸纳就业的能力，同时提升了企业解雇劳动力的概率和产生的直接失业风险。

环境成本上升为什么会减少就业创造而增加就业损失呢？在排污费上升的约束下，企业有两种应对方式：缴纳排污费和进行污染治理。根据第二部分的理论分析，其对企业就业增长的影响主要通过以下路径：一是环境成本会挤占企业原本用于生产性投资的资本，进而抑制企业的产出扩张，减少企业的潜在劳动力需求。更重要的是，这会抑制企业的扩张速度，导致企业劳动力需求的放缓。二是治污活动的劳动力投入与其挤占的生产性劳动力投入具有一定的替代关系，如果是一比一的替代关系，那么其对劳动力需求不会产生影响，环境成本上升对劳动力需求的影响仅体现在产出效应上。但是我国目前仍处于减排的初期阶段，企业也多采用末端治理方式，一方面污染治理设施的投资较大，挤占的生产性投资较高，同时治污活动更多使用的是设备，对劳动力的需求较弱，这种效应对企业的就业扩张影响会比较大。此外，根据 2004 年排污费的数据计算，在一些重污染行业，如造纸、电力、化学制品，排污费会挤压企业利润空间 4~5 个百分点，这也会影响企业的就业扩张和雇佣决定。

那么，排污费引致的就业损失究竟有多大呢？根据就业创造和就业损失的定义，就业创造率下降的影响是潜在的，体现为企业吸纳劳动力的能力减弱；而就业损失的影响则是直接的，体现为企业要解雇的人数。为此，根据表 5 中对就业损失  $JD(3)$  的估计结果，排污费修订之后企业就业损失增加了 0.92 个百分点。样本中匹配后处理组企业的平均规模为 352 人，据此计算，三年中每个企业的平均就业损失人数为 3.2 人。按照 2004 年样本，处理组企业的年均就业损失为 52468 人，仅占 2004 年样本就业人数的 0.12%。这说明排污费引致的直接就业损失并不大。

### （三）动态影响

我们采用如下计量模型来考察排污费修订对企业就业增长的动态影响：

$$g_{it} = \alpha + \delta_1 dt + \delta_2 du_i + \sum_{j=2004}^{2007} \lambda_j du_i \times dt \times year^j + \gamma z_{it} + u_{it} \quad (13)$$

其中， $year^j$  是年份虚拟变量，即第  $j$  年赋值为 1，其他年份为 0。 $\lambda_j$  表示排污费修订在第  $j$  年的边际影响。

表 6 基于 PSM-DID 的回归结果表明，环境成本上升对企业年均就业增长的动态

<sup>①</sup> 在后文的回归中均采用 PSM-DID 方法进行估计。

影响呈现倒U型,排污费对就业增长、就业创造和就业损失的冲击均在该政策实施后的第二年,即2005年达到最大,随后开始衰退。针对三年移动平均就业增长率的估计结果表明,环境成本对就业增长的边际影响随着时间的变化递增。这主要是移动平均产生的平滑作用,样本时间段的局限使我们不能观察到三年移动平均就业增长在更长时间段内的表现,但是年度就业增长的变化为我们提供了大致的判断。这是因为排污费修订之后,为了达到污染排放标准,企业会通过密集地安装污染减排装置来降低污染排放,因而前期污染治理投资的挤占效应较大,对就业创造和就业损失的影响也就较大。当污染治理设施安装之后,企业只需支付日常的运行费用,同时污染治理设施的日常运行管理也需要一定的劳动力,最终表现为其对就业创造和就业损失的影响减弱。

表6 排污费对企业就业增长的动态影响

解释变量	$g(1)$	$JC(1)$	$JD(1)$	$g(3)$	$JC(3)$	$JD(3)$
$du$	-0.0173*** (-12.99)	-0.0092*** (-117.14)	0.0057*** (9.09)	-0.0203*** (-9.47)	-0.0113*** (-69.92)	0.0108*** (9.10)
$dt$	0.4080* (2.35)	0.0576*** (75.49)	-0.0020 (-0.18)	-0.6380 (-0.00)	0.0964*** (60.29)	0.0191 (1.34)
$du \times dt \times 2004$	-0.0173*** (-5.20)	-0.0077*** (-28.74)	0.0082 (0.66)	-0.0094* (-2.57)	0.0002 (0.48)	0.0050*** (2.79)
$du \times dt \times 2005$	-0.0319*** (-10.32)	-0.0119*** (-45.20)	0.0074*** (6.00)	-0.0332*** (-8.28)	-0.0090*** (-23.52)	0.0095*** (5.19)
$du \times dt \times 2006$	-0.0192*** (-6.55)	-0.0079*** (-28.72)	0.0059*** (4.72)	-0.0716*** (-15.80)	-0.0250*** (-73.38)	0.0107*** (5.86)
$du \times dt \times 2007$	-0.0125*** (-4.17)	-0.0055*** (-47.97)	0.0049*** (3.77)	-0.0751*** (-16.22)	-0.0260*** (-124.20)	0.0114*** (6.20)
$R^2/\text{Pseudo } R^2$	0.0736	0.0590	0.0625	0.1116	0.1034	0.1178
N	409110	409110	409110	348261	348261	348261

#### (四) 稳健性分析

首先,平行趋势检验。为了更严格地检验对照组和处理组就业增长的共同趋势,我们对处理组和对照组进行平行趋势检验(表7)。从估计结果来看,不管是针对年度就业增长变化,还是三年移动平均的就业增长变化,在该政策发生之前的回归结果均不显著,这表明在排污费政策修订之前,处理组和对照组的变化趋势是一致的,不存在显著的差异。因此,本文采用的样本通过了双重差分法估计所需的平行趋势检验。

其次,反事实检验。双重差分的前提条件是在政策冲击之前企业的就业增长没有呈现较大的差异,仅保留排污费修订发生之前的1999—2003年的观测值,假设排污费修订发生在2002年<sup>①</sup>,即对于2003年的观测值, $du=1$ ,2002及其之前的观测值,

<sup>①</sup> 由于三年移动平均就业增长率的样本年份仅包含2001—2003年,且三年移动平均的就业增长率趋势变化更为稳定,故选择2002年作为排污费修订的发生年。

$du = 0$ ，其他变量不变，然后重复上述模型进行估计<sup>①</sup>。如果  $du \times dt$  的回归系数不显著，则说明假设成立，即满足共同趋势假设。表 8 的结果表明，假设检验的回归结果不显著，说明满足共同趋势假设。

表 7 平行趋势检验

交叉项	$g(1)$	$JC(1)$	$JD(1)$	$g(3)$	$JC(3)$	$JD(3)$
$du \times 2000$	-0.0045 (-0.83)	-0.0005 (-0.13)	0.0040 (1.18)			
$du \times 2001$	-0.0072 (-1.43)	-0.0079* (-2.16)	-0.0008 (-0.28)			
$du \times 2002$	0.0047 (1.03)	0.0028 (0.85)	-0.0019 (-0.68)	-0.0044 (-1.12)	-0.0003 (-0.10)	0.0041 (1.72)
$du \times 2003$	-0.0017 (-0.38)	-0.0004 (-0.14)	0.0012 (0.46)	0.0009 (0.22)	0.0043 (1.41)	0.0034 (1.42)
$du \times 2004$	-0.0187*** (-3.89)	-0.0158*** (-4.77)	0.0029 (0.97)	-0.0104* (-2.25)	-0.0013 (-0.39)	0.0091*** (3.29)
$du \times 2005$	-0.0333*** (-7.14)	-0.0217*** (-6.66)	0.0116*** (4.02)	-0.0342*** (-7.16)	-0.0175*** (-5.07)	0.0167*** (5.90)
$du \times 2006$	-0.0206*** (-4.52)	-0.0103** (-3.28)	0.0104*** (3.57)	-0.0726*** (-13.98)	-0.0472*** (-12.97)	0.0254*** (8.32)
$du \times 2007$	-0.0139** (-3.03)	-0.0050 (-1.56)	0.0090** (3.10)	-0.0762*** (-14.34)	-0.0475*** (-12.85)	0.0287*** (9.25)
$R^2$	0.0736	0.0594	0.0553	0.1116	0.1038	0.0933
N	409110	409110	409110	348261	348261	348261

表 8 反事实检验结果

解释变量	$g(1)$	$g(3)$	$JC(1)$	$JC(3)$	$JD(1)$	$JD(3)$
$dt$	-0.0179*** (-11.17)	-0.0233*** (-9.16)	-0.0099*** (-11.56)	-0.0134*** (-8.18)	0.0039*** (5.65)	0.0072 (5.71)
$du$	-0.0416*** (14.57)	0.0279*** (9.48)	0.0044*** (3.43)	0.0177*** (9.79)	-0.0085*** (-7.78)	0.0019 (1.31)
$du \times dt$	-0.0002 (-0.08)	0.0026 (0.78)	0.0009 (0.58)	0.0030 (1.42)	0.0031** (2.47)	0.0026 (1.56)
$R^2$ /Pseudo $R^2$	0.0648	0.0742	0.0422	0.0793	0.0725	0.1544
N	200514	143519	200514	143519	200514	143519

再次，剔除其他相关政策的影响。缴纳排污费的工业企业中，采矿业和公用事业企业容易受到政府其他规制政策的影响，如针对煤炭等行业实施的安全规制政策、针对电力行业的各种规制政策等，同时这两个部门与制造业部门也存在很大的异质性。此外，在多种环境规制政策中，同一时间段也实施了清洁生产标准政策，2003 年针对实

① 鉴于审稿人对仅假设 2002 年为政策发生年的疑问，这里同时假设 2001 年为政策发生年(即对于 2002 年和 2003 年的观测值， $du=1$ ；2001 年及其之前的观测值， $du=0$ )重新进行估计。除了  $JC(1)$  之外，假设检验的回归结果均不显著，说明满足共同趋势假设。由于篇幅原因，在此仅汇报 2002 年的结果。

施的行业包括皮革鞣制加工、精炼石油产品制造和炼焦行业,2006—2007年针对实施的行业包括铝冶炼、食物油加工、黑色金属冶炼等行业(韩超和胡浩然,2015)。为了剔除这些政策的可能影响,将这些行业的样本删除,重新进行估计,结果见表9。相对于排污费修订之前,缴纳排污费的企业就业增长率显著低于未缴纳排污费的企业,即排污费修订带来了负向的就业增长效应。环境成本上升抑制了企业创造就业的能力,同时产生了直接的就业损失。

表9 剔除其他规制政策影响的估计结果

解释变量	$g(1)$	$JC(1)$	$JD(1)$	$g(3)$	$JC(3)$	$JD(3)$
$du$	-0.0177*** (-12.50)	-0.0091*** (-11.75)	0.0058*** (8.71)	-0.0202*** (-8.96)	-0.0112*** (-6.97)	0.0410*** (8.45)
$dt$	-0.0900 (-0.00)	0.0660* (1.81)	0.0339 (0.97)	0.0289 (0.00)	0.0918 (1.59)	0.2962 (1.61)
$du \times dt$	-0.0219*** (-10.82)	-0.0094*** (-9.24)	0.0048*** (5.44)	-0.0476*** (-15.16)	-0.0154*** (-8.20)	0.0379*** (6.59)
$R^2/\text{Pseudo } R^2$	0.0768	0.0619	0.0643	0.1178	0.1088	0.1238
N	361268	361268	361268	306163	306163	306163

除了上述政策之外,同一时期国家还在贸易和产业结构调整方面出台了一些政策<sup>①</sup>,这些都可能影响到本文的估计结果。为此,本文首先在样本中剔除存在出口的企业来进行回归,以规避贸易政策可能对企业就业产生的影响。另外,剔除《产业结构调整指导目录》规定的抑制类和淘汰类企业涉及的相关行业,以检验其对本文估计结果可能产生的影响。从表10的结果来看,在剔除相关政策影响样本之后,估计系数依然稳健。

表10 剔除相关贸易和产业政策影响的估计结果

	$g(1)$	$g(3)$	$JC(1)$	$JC(3)$	$JD(1)$	$JD(3)$
剔除贸易政策的影响						
$du \times dt$	-0.0243*** (0.0023)	-0.0140*** (0.0017)	0.0103*** (0.0015)	-0.0500*** (0.0035)	-0.0300*** (0.0024)	0.0200*** (0.0021)
N	260979	260979	260979	222110	222110	222110
$R^2$	0.0743	0.0608	0.0590	0.1011	0.0965	0.0926
剔除产业结构调整政策的影响						
$du \times dt$	-0.0214*** (0.0026)	-0.0153*** (0.0019)	0.0061*** (0.0016)	-0.0454*** (0.0040)	-0.0306*** (0.0030)	0.0148*** (0.0022)
N	229166	229166	229166	194723	194723	194723
$R^2$	0.0780	0.0609	0.0583	0.1227	0.1120	0.0998

① 例如,2003年《财政部、国家税务总局关于调整出口货物退税率的公告》正式出台,规定自2004年1月1日起,调低或取消国家限制性出口产品和部分资源性产品的出口退税率。2005年国务院颁布《关于发布实施〈促进产业结构调整暂行规定〉的决定》等。

又次,以 2004 年企业为基准的处理组和对照组划分中,一个潜在不稳定影响就是 2004 年及其以后新进入企业或 2004 年未缴纳排污费企业被核查重新缴纳对估计结果的影响。为了排除这种可能性,剔除主要的重污染行业重新进行回归估计,因为重污染行业的企业更容易被重点监管、核查或要求重新申报<sup>①</sup>。表 11 中的回归结果表明估计是稳健的。

最后,采用平衡面板估计。环境成本上升对企业就业增长率的影响综合体现为企业进入退出和在位企业就业规模的变化。基于 2004 年企业匹配存在企业逐渐退出的情形,这可能造成对就业损失效应的高估。为此,基于 1998—2007 年持续存在的企业,采用平衡面板来估计环境成本上升对企业就业增长的影响。估计结果表明,排污费修订对企业就业增长的边际影响减弱,但是交叉项的估计系数依然显著且符号并没有发生变化,这也验证了结果的稳健性。

表 11 剔除重污染行业的估计结果

解释变量	<i>g</i> (1)	<i>JC</i> (1)	<i>JD</i> (1)	<i>g</i> (3)	<i>JC</i> (3)	<i>JD</i> (3)
<i>du</i>	-0.0182*** (-10.17)	-0.0089*** (-9.14)	0.0069*** (23.84)	-0.0223*** (-7.78)	-0.0115*** (-5.60)	0.0125*** (21.40)
<i>dt</i>	0.0231 (0.00)	0.0839** (2.16)	0.0415 (50.72)	-0.8720 (0.00)	0.0989 (1.57)	0.0830 (41.67)
<i>du</i> × <i>dt</i>	-0.0214*** (-8.36)	-0.0097*** (-7.59)	0.0033** (11.89)	-0.0471*** (-11.83)	-0.0155*** (-6.49)	0.0073*** (14.04)
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.0792	0.0639	0.0683	0.1259	0.1109	0.1295
N	233060	233060	233060	196680	196680	196680

表 12 基于平衡面板的估计结果

解释变量	<i>g</i> (1)	<i>JC</i> (1)	<i>JD</i> (1)	<i>g</i> (3)	<i>JC</i> (3)	<i>JD</i> (3)
<i>du</i>	-0.0206*** (-9.18)	-0.0106*** (-120.77)	0.0062*** (17.4)	-0.0502*** (-9.72)	-0.0246*** (-220.71)	0.0137*** (16.82)
<i>dt</i>	-0.1389 (-0.93)	0.0139*** (22.64)	-0.0264*** (-92.17)	0.1791 (0.00)	0.0142*** (13.48)	0.1055 (-50.28)
<i>du</i> × <i>dt</i>	-0.0074** (-2.30)	-0.0035*** (-11.77)	0.0042*** (11.27)	-0.0105 (-1.64)	-0.0054*** (-10.01)	0.0045* (6.87)
N	125127	125127	125127	96330	96330	96330
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.0890	0.0815	0.0659	0.1515	0.1108	0.0991

① 剔除的重污染行业包括：采矿业、黑色金属采矿业、有色金属采矿业、纺织业、造纸及纸制品业、石油加工、炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、化学纤维制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、电力、热力的生产和供应业。

## 六、企业异质性与环境成本上升的就业效应

除了环境成本上升的就业效应之外,我们还关心的一个问题是哪些企业更容易受到环境成本的不利冲击,并且不同特征企业对于环境成本上升的敏感度也各不相同。为此,本文进一步考察环境成本上升对企业就业增长影响的异质性。

### (一) 要素密集度的异质性

在前文的理论分析中,环境成本上升对企业就业增长的影响主要通过产出效应和替代效应两个方面。产出效应在某种程度上能够反映在对企业就业创造率的影响上,环境成本上升抑制了企业的就业创造,这就表明环境成本上升在一定程度上抑制了企业规模的扩张,进而对就业增长带来了不利的影响。在治污技术一定的条件下,污染治理活动的劳动力需求是稳定的,环境成本上升产生的替代效应主要体现为环境成本支出对生产性投资的挤出效应,这种效应的大小,取决于企业生产活动的劳动密集程度。采用资本—劳动比的对数  $\ln kl$  来衡量企业的资本密集度,根据其分布将样本分为 25 分位以下、25~50 分位、50~75 分位、75 分位以上共四组,分别依据式(9)的估计方程进行回归,结果见表 13。

表 13 资本密集度与环境成本上升的就业效应

样本	$g(1)$	$JC(1)$	$JD(1)$	$g(3)$	$JC(3)$	$JD(3)$
25 分位以下	-0.0151*** (-3.69)	-0.0107** (-3.24)	0.0044* (2.13)	-0.0441*** (-7.56)	-0.0311*** (-6.83)	0.0130*** (4.52)
25~50 分位	-0.0241*** (-6.34)	-0.0170*** (-6.06)	0.0070*** (3.30)	-0.0428*** (-7.88)	-0.0266*** (-6.53)	0.0162*** (5.62)
50~75 分位	-0.0197*** (-5.27)	-0.0153*** (-5.86)	0.0044* (1.91)	-0.0390*** (-7.07)	-0.0236*** (-5.98)	0.0154*** (4.84)
75 分位以上	-0.0200*** (-5.27)	-0.0146*** (-5.86)	0.0049*** (3.92)	-0.0424*** (-12.82)	-0.0281*** (-11.34)	0.0143*** (8.11)
$R^2$	0.0756	0.0608	0.0647	0.1158	0.1056	0.1215
样本数	409110	409110	409110	348261	348261	348261

从以上结果可以看出,环境成本上升对企业就业增长的抑制作用在 25~50 分位的样本更为明显。从三年移动平均就业增长率的角度来看,资本密集度越低,即劳动密集度越高,环境成本上升对企业长期就业增长率的负向影响越大,这与理论的预期是一致的。环境成本上升对 75 分位以上的高资本密集度企业也产生了明显的负向就业冲击,可能的原因在于,高污染企业通常具有高资本密集的特征,这些企业承担的环境成本相对较高,且更容易被监管,污染减排对企业生产性投资的挤出效应可能较大。从影响路径来看,环境成本上升产生的负向就业效应主要源于对企业就业扩张的抑制,

并且这种抑制作用在劳动密集型企业表现得更为显著。

## （二）企业规模的异质性

由于规模经济的存在，环境规制带来的减排成本，尤其是固定成本，会根据企业规模（如销售额的增加）而被分摊，使得较大规模企业所承受的单位减排成本较小。因此，在环境规制的约束下，进入壁垒的提升以及平均成本效应的存在，使得大规模企业的优势地位进一步增强，小企业会受到更多不利的影响（Helland 和 Matsuno, 2003）。正是这种对环境成本承担的不一致性，环境成本上升的就业效应在不同规模企业中的表现也会各不相同。为了检验这种效应，将双重差分的估计方程扩展为三重差分，加入企业规模的变量来估计环境成本上升引致的就业效应在不同规模企业的异质性。本文以企业销售额为依据，分别以 25、50 和 75 分位的就业人数界限将样本企业划分为大规模企业 ( $size = 1$ ) 和小规模企业 ( $size = 0$ )。估计方程如下：

$$g_{it} = \alpha + \delta_1 dt + \delta_2 du_i + \delta_3 size_i + \beta_1 du_i \times dt + \beta_2 size_i \times dt + \beta_3 size_i \times du_i + \lambda du_i \times dt \times size_i + \gamma z_{it} + u_{it} \quad (14)$$

其中  $size$  是企业规模的虚拟变量，表 14 中  $size1$ 、 $size2$  和  $size3$  分别表示以 25、50 和 75 分位的就业人数为标准划分大小规模的企业，由于篇幅的原因，该表仅汇报三次交叉项的估计结果。

表 14 企业规模与环境成本上升的就业效应

交叉项	$g(1)$	$JC(1)$	$JD(1)$	$g(3)$	$JC(3)$	$JD(3)$
$du \times dt \times size1$	0.0037 (0.77)	-0.0008 (-0.31)	-0.0032 (-1.57)	0.0041 (0.61)	-0.0043*** (-11.21)	-0.0091*** (-2.81)
$du \times dt \times size2$	-0.0006 (-0.14)	0.0008 (0.38)	-0.0008 (-0.45)	-0.0044 (-0.76)	-0.0027*** (-6.40)	-0.0058** (-2.12)
$du \times dt \times size3$	0.0075* (1.68)	0.0067*** (3.15)	-0.0027 (-1.43)	-0.0076 (-1.06)	-0.0007 (-1.28)	-0.0041 (-1.31)
$R^2/Pseudo R^2$	0.0759	0.0523	0.0647	0.1155	0.1074	0.1210
样本数	409110	409110	409110	348261	348261	348261

注： $R^2/Pseudo R^2$  汇报的是  $size1$  的回归结果。

可以看出，在排污费修订之后，大规模企业的就业损失明显小于小规模企业，且主要体现在 50 分位以上大规模企业与 50 分位以下企业的区别。回归结果表明，50 分位以上大规模企业的就业损失率比 50 分位以下企业低 0.58 个百分点，25 分位以上大规模企业的就业损失率比 25 分位以下企业低 0.91 个百分点。这说明，环境成本上升带来的就业损失主要集中于规模相对较小的企业。但是，排污费修订后，50 分位以上大规模企业的就业创造率比 50 分位以下企业低 0.27 个百分点，这说明环境成本上升对规模较大企业的就业影响主要表现为对企业就业创造的抑制。可能的原因包括以下两个方面：一是大中型企业的排污量比较容易受到监测与核查，与其排污量相对应的污染

治理支出也相对较高,环境成本产生的就业挤出更加明显。但是,很多大型企业都是资本密集型企业或具有国有性质,本身劳动力的需求弹性相对较小,就业保护程度也相对较高。因此,环境成本上升虽然产生的直接就业损失较小,但是对企业的就业扩张影响较大;二是相对于大中型企业来说,小规模企业排污的监测与核查更为困难,很多小企业的排污成本相对较低,且小规模企业相对灵活,对劳动力的需求弹性也比较大,更容易通过解雇等方式转移其成本压力。

### (三) 企业创新的异质性

企业创新是排污费影响企业就业增长的一个间接机制,创新既可能体现为污染治理技术创新,也可能体现为生产技术创新,而这种创新效应也可能与要素替代和产出效应混合在一起。通过企业异质性分析的方式来进行间接验证,即在创新能力比较强的企业,环境规制对企业就业增长的影响可能较小,因为创新可能能够弥补治污带来的就业挤出效应,也从侧面说明了创新有助于激发环境规制的正面就业效应。本研究采取企业是否进行新产品研发来度量企业创新能力,通过构建三重差分来估计排污费修订对不同创新企业的异质影响。

表 15 企业创新与环境成本上升的就业效应

交叉项	$g(1)$	$JC(1)$	$JD(1)$	$g(3)$	$JC(3)$	$JD(3)$
$du \times dt \times innovate$	0.0118** (0.0057)	0.0019 (0.0042)	-0.0099*** (0.0033)	0.0498*** (0.0087)	0.0335*** (0.0064)	-0.0164*** (0.0049)
N	411326	411326	411326	348952	348952	348952
R <sup>2</sup>	0.0739	0.0596	0.0553	0.1119	0.1039	0.0936

通过上述估计可以发现,交叉项的回归结果大都显著。其中针对企业就业增长和就业创造的回归结果显著为正,而针对就业损失的回归结果显著为负。这说明,企业创新能力越强,排污费修订对企业就业增长的负向影响越小。具体而言,高创新能力企业面对排污费修订而产生相对更小的就业损失以及较小的负面就业创造效应。这与理论的分析是一致的,即创新能够弥补治污可能带来的就业挤出。

## 七、结论与政策启示

本文利用 2003 年排污费修订这样一个准实验,基于 1998—2007 年中国工业企业数据的样本,采用基于倾向匹配的双重差分法系统评估了排污费修订对工业企业就业增长的影响。主要得出以下结论:(1)排污费修订之后,相对于未缴纳排污费的企业,缴纳排污费企业的就业增长率显著降低,即环境成本提升显著降低了企业的就业增长。本文进一步检验了环境成本上升对就业增长影响的两条路径:就业创造和就业损失。结果表明,排污费修订抑制了企业的就业创造,即企业吸纳潜在就业的能力减弱。同

时，排污费修订增加了企业的就业损失，产生了直接的失业风险。但是，通过计算发现，这种失业风险的影响并不大，年均就业损失人数仅占样本就业人数的 0.12%。(2) 从动态的角度来说，环境成本上升对就业增长的抑制作用存在明显的先上升后下降的趋势，这主要是源于污染治理投资的挤占效应和污染治理劳动需求效应的叠加影响。(3) 劳动密集度越高，环境成本上升对企业长期就业增长率的负向影响越大。环境成本上升对不同规模企业的就业增长影响存在差异，排污费修订对小规模企业的就业损失冲击更加突出，但是排污费修订对企业就业增长的负向冲击在大规模企业更加显著，这主要源于环境成本对大规模企业就业创造的抑制作用。企业创新能够弥补治污可能的就业挤出，减缓排污费修订带来的负向就业增长。

本文的研究结论具有明显的政策启示。一方面，排污费的修订抑制了企业的就业创造效应，这说明高污染企业吸纳就业的能力受到明显的抑制，这些企业的就业扩张空间被压缩，这意味着排污费修订会引致就业的结构调整，即就业需求逐渐偏离高污染企业。从这个层面来说，排污费修订能够实现较好的预期效果。但是，这些被抑制的就业吸纳能力，也会给社会带来更大的就业负担，这就需要其他企业能够很好地吸纳从高污染企业中转移出来的潜在就业需求，而对于绿色新兴行业以及环保类企业的发展提供更好的政策支持是吸纳转移就业的必然要求。另一方面，排污费的修订也产生了直接的就业损失效应，且小规模企业的就业损失是排污费修订产生失业风险的主要来源。因此，在加强小企业排污监管的同时，应该为其提供更多的技术等方面的帮扶与支持。

### 参考文献

- [1] 白宇飞，王冠群. 我国排污收费制度的变迁历程及改革完善措施[J]. 学术交流，2011(11): 79-82.
- [2] 陈媛媛. 行业环境管制对就业影响的经验研究：基于 25 个工业行业的实证分析[J]. 当代经济科学，2011(3): 67-73.
- [3] 方明月，聂辉华，江 艇，谭松涛. 中国工业企业就业弹性估计[J]. 世界经济，2010(8): 3-16.
- [4] 韩 超，胡浩然. 清洁生产标准规制如何动态影响全要素生产率——剔除其他政策干扰的准自然实验分析[J]. 中国工业经济，2015(5): 70-82.
- [5] 李永友，沈坤荣. 我国污染控制政策的减排效果——基于省际工业污染数据的实证分析[J]. 管理世界，2008(7): 7-17.
- [6] 陆 旸. 从开放宏观的视角看环境污染问题：一个综述[J]. 经济研究，2012(2): 146-158.
- [7] 陆 旸. 中国的绿色政策与就业：存在双重红利吗？[J]. 经济研究，2011(7): 42-54.
- [8] 马 弘，乔 雪，徐 媛. 中国制造业的就业创造与就业消失[J]. 经济研究，2013(12): 68-80.

- [ 9 ] 毛日昇. 就业创造、就业损失与就业市场再配置效应的估算——基于中国工业企业数据的分析[J]. 经济与管理评论, 2014(4): 30-37.
- [ 10 ] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012(5): 142-158.
- [ 11 ] 闫文娟, 郭树龙, 史亚东. 环境规制、产业结构升级与就业效应: 线性还是非线性?[J]. 经济科学, 2012(6): 23-32.
- [ 12 ] 于世伟, 袁劫. 企业环境成本可能上升多少?[J]. 环境经济, 2015(1): 29.
- [ 13 ] Berman E., Bui L. Environmental Regulation and Labor Demand: Evidence from the South Coast Basin[J]. Journal of Public Economics, 2001, 79(2): 265-95.
- [ 14 ] Brandt L., Biesebroeck J. V., Zhang Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2009, 97(2): 339-51.
- [ 15 ] Cole M. A., Elliott R. J. R. Determining the Trade-Environment Composition Effect: The Role of Capital, Labor and Environmental Regulations[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003, 46(3): 363-83.
- [ 16 ] Davis S. J., Haltiwanger J. Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation[J]. Quarterly Journal of Economics, 1992, 107(3): 819-63.
- [ 17 ] Deschenes O. Climate Policy and Labor Markets[R]. NBER Working Paper, No. 16111, 2010.
- [ 18 ] Goodstein E. Job and the Environment: An Overview[J]. Environmental Management, 1996, 20(3): 313-21.
- [ 19 ] Gray W., Shadbegian R. J., Wang C. B., Meral M. Do EPA Regulations Affect Labor Demand? Evidence from the Pulp and Paper Industry[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2014, 68(1): 188-202.
- [ 20 ] Greenstone M. The Impacts of Environmental Regulations on Industrial Activity: Evidence from the 1970 & 1977 Clean Air Act Amendments and the Census of Manufactures[J]. Journal of Political Economy, 2002, 110(6): 1175-219.
- [ 21 ] Helland E., Matsuno M. Pollution Abatement as a Barrier to Entry[J]. Journal of Regulatory Economics, 2003, 24(2): 243-59.
- [ 22 ] Morgenstern R. D., Pizer W. A., Shih J. S. Jobs versus the Environment: An Industry-Level Perspective[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2002, 43(3): 412-36.
- [ 23 ] Olley G. S., Pakes A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[R]. NBER Working Paper, No. w3977, 1992.
- [ 24 ] Reed Walker W. Environmental Regulation and Labor Reallocation: Evidence from the Clean Air Act [J]. American Economic Review, 2011, 101(3): 442-47.
- [ 25 ] Rolf G., Arvid R. Do Environmental Standards Harm Manufacturing Employment[J]. Scandina-

vian Journal of Economics, 1997, 99(1): 29-44.

## How Do Rising Environmental Costs Affect Employment Growth: An Empirical Study Based on the Revision Policy of Pollution Discharge Fees

Wang Yong<sup>1</sup>, Xie Tingting<sup>2</sup> and Hao Cuihong<sup>3</sup>

(1. Policy Research Center for Environment and Economy, Ministry of Ecology and Environment, Beijing 100029, China; 2. College of Economics, Peking University, Beijing 100871, China; 3. School of Statistics, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China)

**Abstract:** Whether the rising environmental costs will affect employment growth of plants is an important dimension to assess the efficiency of environmental policies. Based on the revision of pollution discharge fees in 2003 and Chinese manufacturing data from 1998-2007, the paper uses PSM-DID method to investigate the effect of revised fees on plants' employment growth. The results show that the rising environmental costs reduce employment growth significantly, which are mainly reflected as the decreased job creation rate and increased job destruction rate of plants that have paid the pollution fees. It means that, under the rising environmental costs, the plant's employment expanding are limited. However, it is found that the average annual employment loss only accounts for 0.12% of the sample. Under the cumulated influence of crowding-out effect from pollution investment and labor demand effect from pollution treatment, the inhibitory effect of rising environmental costs on employment growth shows obvious inverted "U" trend of rising first and then decreasing. In terms of factor intensity, it is obvious that the environmental costs bring more adverse impact on labor intensive plants, because of the crowding-out effect on productive employment opportunities. From the perspective of firm size, the rising environmental costs cause significant adverse effect on large scale plants' employment expanding. But small-scale enterprises are faced with more job losses. In addition, business innovation helps to alleviate the adverse employment impact caused by the rising environmental costs.

**Keywords:** Environmental Costs; Employment Growth; Revision of Pollution Discharge Fees; Difference in Difference

**JEL Classification:** K32 J62 J40