

生产过程绿色化能促进就业吗

——来自清洁生产标准的证据*

张彩云 王 勇 李雅楠

内容提要:促进企业清洁生产又不减少甚至增加就业是经济绿色化过程需要关注的问题。本文基于 2003 年清洁生产标准的准自然实验,采用倍差法(DID)研究以生产过程绿色化为代表的环境规制对企业层面就业的影响。基准回归发现,生产过程绿色化显著促进就业,与对照组相比,处理组受规制后就业上升约 30.8%。在控制地区时间趋势,并进行倾向得分匹配(PSM)筛选样本后,这种影响依然高达 21.7%。从时间效应来看,规制当年可能存在短暂的负效应,之后的各年份呈现正向影响;从对不同类型企业的影响来看,对中等规模企业、中等生产率企业、私营及其他类型企业的正向促进作用最大。研究结果表明,生产过程绿色化可实现就业红利。

关键词:生产过程绿色化 就业 准自然实验 倍差法

作者简介:张彩云,南开大学经济学院国际经济研究所、中国特色社会主义经济建设协同创新中心、跨国公司研究中心,助理研究员、博士,300071;

王 勇,环境保护部环境与经济政策研究中心助理研究员、博士,100029;

李雅楠,中国社会科学院人口与劳动经济研究所博士后,100028。

中图分类号:F205 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2017)03-0131-16

一、引 言

绿色经济是我国未来发展的方向,而就业事关民生且是各界高度关注的问题。2016 年《政府工作报告》设定减排、就业的硬性指标:二氧化硫、氮氧化物排放量分别下降 3%,城镇新增就业 1000 万人以上。以上目标涉及一个关键问题:如何在降低排放的同时拉动就业?两项任务并非一蹴而就,因为某些绿色政策可能对就业产生不利影响。然而,“双重红利假说”认为绿色政策能实现减排,还可实现就业等经济红利(Goulder,1995)。本文将结合环境和就业两大目标,验证以清洁生产标准为代表的环境规制政策对就业的影响,并从微观角度验证影响的异质性。从学术意义

* 基金项目:中国博士后科学基金第 59 批面上项目“全球价值链下环境规制促进制造业升级的机理和路径研究”(2016M591371);全国统计科学研究重点项目“新常态下环境规制政策对资源配置影响的测算及评价”(2016LZ19)。本文得到了中国特色社会主义经济建设协同创新中心的资助。感谢匿名审稿人对本文提出的宝贵意见。当然,文责自负。

上看,第一,现有研究主要集中在末端治理对就业的影响,而本文则针对生产过程绿色化进行分析;第二,我国相关研究多采用污染物去除率、污染治理支出等作为环境规制指标,无法解决内生性问题,本文依据清洁生产标准进行准自然实验,用倍差法可解决此问题;第三,现有研究缺乏对环境政策时间效应和对微观企业就业影响异质性的讨论,本文对此做出研究,全面分析生产过程绿色化对就业的影响。从政策意义上讲,针对微观企业研究更能准确评估环境政策效果,为生产过程绿色化政策的制定和实施提供科学依据。

发达国家关于环境规制能否实现就业增加的研究成果比较丰富。主要观点分为三种:促进就业、削减就业及影响不显著。Berman 和 Bui(2001)研究发现,洛杉矶的环境规制对劳动力需求有微弱的促进作用。Greenstone(2002)研究《美国清洁空气法案》的影响,发现环境规制对就业有削减作用,Gray,Shadbegian,Wang 和 Meral(2013)对造纸业规制影响的研究,也得到了相同结论。Morgenstern,Pizer 和 Shih(2002)发现环境规制对就业影响并不显著。具体来说,这些研究有如下特点:(1)关于环境规制指标,相当一部分学者选择了污染物去除率、污染治理成本等,这些指标存在内生性问题。Greenstone(2002)依据《美国清洁空气法案》进行了一次准自然实验,采用倍差法考察其对就业的影响,解决了主要解释变量的内生性;Gray 等(2013)则具体到针对行业的规制。(2)部分学者研究了环境规制影响的异质性问题。Walker(2011)认为环境规制使污染行业就业减少,清洁行业就业增加;Tsuyuhara(2015)证明针对能源的规制使劳动力从污染部门流向清洁部门,且流向高生产率的清洁部门;Kahn 和 Mansur(2013)考察了环境规制对不同地区污染行业就业的影响。与国外研究相比,我国的相关研究较少,且不详细。陈媛媛(2011)采用行业层面数据研究环境规制对就业的影响,发现其对就业有拉动作用;陆旸(2011)则认为我国绿色政策在短期内很难实现就业红利。除此之外,王勇等(2013)研究了环境规制对不同劳动密集型行业就业的影响;赵连阁等(2014)将视角扩展到不同环境规制方式的影响;李梦洁和杜威剑(2014)、李珊珊(2015)则研究了环境规制对不同地区、不同收入水平群体的影响。

总结以往研究,环境规制从三个方面影响就业:(1)产出效应。加强环境规制意味着企业生产单位产品边际成本上升,这使利润最大化企业降低产量,减少劳动力需求。(2)要素间的替代或互补关系。治污投入与生产活动中要素投入可能形成替代关系,使劳动力需求降低,例如,购进治污设备等可能减少劳动力支出;另外,治污设备购买、治污活动开展都需要劳动力,环境规制也使某些企业倾向于采用劳动力代替能源等造成污染的要素,这使治污与劳动力需求形成互补关系。(3)创新补偿效应(Poter, 1991;Porter 和 Linde,1995)。恰当的环境规制可以引发企业通过产品或流程创新来弥补“遵循成本”,最终获得创新补偿。这能降低边际成本,提高产出,并拉动就业,这可以解释为什么产出效应可能为正。^①

以上研究尽管十分完善,但依然存在可扩展和深入研究的地方:(1)我国大部分相关法律法规没有明确规定受规制企业的标准,这使得处理组和对照组划分较为模糊。近年来,李树、陈刚(2013)与韩超、胡浩然(2015)采用倍差法研究了环境规制对污染排放、生产率等的影响,但这些研究存在两点问题:第一,第一篇文献的法律法规未明确规定哪些企业是被规制群体;第二,第二篇文献将清洁生产标准涉及的四位数行业扩展到两位数,回归结果可能存在误差。(2)与环境规制间接相关的一些法律法规对就业也有影响,这些可能对环境规制的影响形成干扰。(3)时间效应问题。在以往的大部分实证研究中,计量回归基本上认为随着环境规制强度的增加会使就业受到影响。然

^① Berman 和 Bui(2001)在其研究中说产出效应为负,实际上还是基于静态角度,其研究中也说明,环境规制可能增加减排设施投资,从而降低边际成本,对产出产生正影响,进而促进就业。

而这种影响一方面与环境规制强度增加有关,另一方面,环境规制的中介效应发挥作用是一个动态过程,还需要检验时间效应。如张成等(2011)认为从时间上看,环境规制与创新之间呈现“U”型关系,童健等(2016)发现环境规制政策对技术水平的影响呈现“J”型特征。(4)对微观企业影响的异质性问题。相关研究未深入到企业,实际上因企业规模、生产率、所有制不同,环境规制的影响存在异质性。

二、理论模型

本部分借鉴 Sanz 和 Schwartz(2013)的研究成果,通过数理模型,分析环境规制对就业的影响。假设不完全竞争市场有 N 个企业, i 企业面对的需求函数为: $Y_i = (Y/N)(P_i/P)^{-\varphi}$ 。其中, Y 代表总产出, P_i 是企业 i 面对的价格, P 是所有产品的平均价格, $\varphi > 1$ 指产品之间替代弹性大于 1。企业生产函数为 Cobb-Douglas 形式: $Y_i = z_i L_i^\alpha K_i^\beta$ 。其中, L_i 和 K_i 分别代表劳动力和资本投入。污染作为产出的“附属品”,与产出水平呈现函数关系,假设污染水平与产出水平正相关,与治污创新负相关,则具体函数形式为: $E_i = d z_i^\sigma Y_i = d z_i^{\sigma+1} L_i^\alpha K_i^\beta$ 。其中, E_i 代表污染排放量。 d 是治污技术创新, d 越小越利于减排,因此 $0 < d < 1$ 。 z_i 代表企业生产技术,若不考虑环境规制,在利润最大化目标驱动下,企业只注重生产技术提升,不考虑减排问题。因此才有以下假设条件:当 $z_i = 1$ 时,表明企业只致力于生产,采用“污染(Dirty)”的生产技术。与 $z_i = 1$ 相比, $z_i < 1$ 代表企业更注重减排,生产技术自然无法得到更快提升。 σ 代表生产技术 z_i 的排放效率,当 $z_i < 1, \sigma > 1$ 时,表明清洁的生产技术产生的污染物较少。^①

结合生产函数和排放函数,生产函数变为: $Y_i = d^{-\frac{1}{\sigma}} L_i^{\frac{\alpha}{\sigma}} K_i^{\frac{\beta}{\sigma}} E_i^{\frac{1}{\sigma}}$ 。由此可见, E 可以计入生产函数。若无环境规制,企业不会主动将污染造成的负外部性纳入利润函数,环境规制给企业污染物排放设定了一定的目标。若采用规制方式,规定所有企业污染排放不得超过 \bar{E} ,^②则所有企业污染排放总和为: $\bar{E} = \sum_{i=1}^N E_i$;若超出规定的污染排放量,则面临两种选择:减排或受到处罚。这意味着企业需要为单位污染物付出 Q_i/P 的成本,即污染治理成本。结合以上公式,企业 i 利润函数为:

$$\pi_i/P = (P_i/P)Y_i - (W_i/P)L_i - (R_i/P)K_i - (Q/P)(E_i - \bar{E}_i)$$

其中, (W_i/P) 代表一单位劳动力价格,即实际工资, R_i/P 是资本实际价格。企业采用生产技术为利润最大化技术,即 $\partial(\pi_i/P)/\partial z_i = 0$,最优劳动力和资本需求要满足以下条件:

$$\partial(\pi_i/P)/\partial L_i = 0, \partial(\pi_i/P)/\partial K_i = 0$$

由此得到劳动力和资本需求分别为:

$$\begin{aligned} \ln L_i &= \frac{-\varphi(1+\sigma)}{\theta_1} \ln m + \frac{1+\sigma}{\theta_1} \ln(Y/N) + \frac{1-\varphi}{\theta_1} \ln d \\ &\quad + \frac{1-\varphi}{\theta_1} \ln(Q_i/P) + \frac{\beta(\varphi-1)\sigma}{\theta_1} \ln K_i - \frac{(1+\varphi\sigma)}{\theta_1} \ln(W_i/P) \\ \ln K_i &= \frac{-\varphi(1+\sigma)}{\theta_2} \ln m + \frac{1+\sigma}{\theta_2} \ln(Y/N) + \frac{1-\varphi}{\theta_2} \ln d \\ &\quad + \frac{1-\varphi}{\theta_2} \ln(Q_i/P) + \frac{\alpha(\varphi-1)\sigma}{\theta_2} \ln L_i - \frac{(1+\varphi\sigma)}{\theta_2} \ln(R_i/P) \end{aligned}$$

① 当生产技术和治污技术都得到提升时, d 变小, z_i 变大。

② 清洁生产标准对生产工艺与装备、资源利用、污染物排放量都有技术要求,根据研究内容,采用本公式比较合理。

其中, $m = \varphi/(\varphi - 1)$ 代表成本加成, 反映企业垄断程度, $\theta_1 = 1 + [\varphi - \alpha(\varphi - 1)]\sigma > 0$, $\theta_2 = 1 + [\varphi - \beta(\varphi - 1)]\sigma > 0$ 。

$$\text{设: } \nu_1 = \frac{-\varphi(1+\sigma)}{\theta_1} \ln m + \frac{1+\sigma}{\theta_1} \ln(Y/N) + \frac{1-\varphi}{\theta_1} \ln d + \frac{1-\varphi}{\theta_1} \ln(Q_i/P) - \frac{(1+\varphi\sigma)}{\theta_1} \ln(W_i/P)$$

$$\nu_2 = \frac{-\varphi(1+\sigma)}{\theta_2} \ln m + \frac{1+\sigma}{\theta_2} \ln(Y/N) + \frac{1-\varphi}{\theta_2} \ln d + \frac{1-\varphi}{\theta_2} \ln(Q_i/P) - \frac{(1+\varphi\sigma)}{\theta_2} \ln(R_i/P)$$

$$\text{经推导得: } \ln L_i = \eta_0 \ln m + \eta_1 \ln(Y/N) + \eta_2 \ln d + \eta_3 \ln(Q_i/P) - \eta_4 \ln(W_i/P) - \eta_5 \ln(R_i/P)$$

$$\theta_1 \theta_2 - \alpha \beta (\varphi - 1)^2 \sigma^2 > 0, \eta_2 = \eta_3 = (1 - \varphi)(1 + \varphi\sigma)/\theta_1 \theta_2 - \alpha \beta (\varphi - 1)^2 \sigma^2 < 0$$

清洁生产标准规制 CAC 无法量化, 因此无法直接进入方程, 假设 $\ln L = \mu CAC + Z$ 。Z 代表与环境规制无关的其他影响因素。假设规制前后就业变化为 ΔL 。在利润函数中, 产出效应、要素间替代关系、“创新补偿”效应等都可以通过 $\ln d$ 、 $\ln(Q/P)$ 对劳动力需求产生影响。其公式为:

$$\Delta L/(L \times \Delta CAC) = \mu = \eta_2 \times \Delta d/(d \times \Delta CAC) + \eta_3 \times \Delta(Q/P)/[(Q/P) \times \Delta CAC]$$

其中, 第一项 $\eta_2 \times \Delta d/(d \times \Delta CAC)$ 代表“创新补偿”使成本降低, 进而扩大规模, 促进就业。第二项 $\eta_3 \times \Delta(Q/P)/[(Q/P) \times \Delta CAC]$ 包括内容比较多, 不仅表示产出效应造成的损失, 还包括要素间替代或互补对就业的影响。另外, “创新补偿” $\Delta d/\Delta CAC < 0$, 产出效应和要素间替代或互补关系为 $\Delta(Q/P)/[(Q/P) \times \Delta CAC] > 0$, 两者结合会使环境规制对就业的影响方向以及大小存在不确定性。

三、准自然实验: 清洁生产标准

(一) 数据处理

本研究使用的数据主要来源于中国工业企业数据库, 因初始年份收集到的数据样本中企业数目较少, 2008 年之后的数据缺少增加值、中间投入、工资等重要指标, 因此本文的样本区间是 1998—2007 年。中国工业企业数据库存在指标缺失、指标异常等问题, 如果对原始数据不加处理, 得到的估计结果可能不稳健, 甚至很有可能是错误的。参考 Brandt, Biesebroeck 和 Zhang(2009)的做法, 对原始的粗糙数据进行一系列的处理, 处理步骤如下: (1) 数据合并。由于工业企业数据库提供历年横截面数据, 我们依次使用法人代码、企业名称、法人代表姓名、“电话号码+地区编码”、“开业年份+地区编码+主要产品名称+行业代码”等多个指标对历年数据进行匹配整理。(2) 行业调整。国家统计局在 2002 年 5 月对行业分类进行了重新修订, 为保证行业代码前后统一, 文中使用 2002 年的《新国民经济分类》对 1998—2002 年四位数行业代码进行调整。(3) 缺失值和异常值处理。文中主要对企业数据中的缺失值和异常值进行如下处理: 第一, 去除遗漏变量的样本, 如删除了工业总产值、工业增加值、固定资产和中间投入等主要变量样本值为缺漏值、零值或负值的样本; 第二, 为了保证企业年龄变量的有效性, 删除了 1949 年之前成立的企业样本, 同时删除了企业年龄小于 0 的企业样本^①; 第三, 删除了从业人员数量小于 10 的企业样本; 第四, 保留行业代码为 25 和 19 的样本。

① 由于中国工企企业数据库可能存在着对企业成立年份统计有误的情况, 导致企业年龄小于 0。

(二)处理组和对照组的识别

运用倍差法需要合理识别处理组和对照组。本文将中国工业企业数据库中四位数行业与清洁生产标准对应行业进行匹配。《中华人民共和国清洁生产促进法》和清洁生产标准目录从 2003 年起实施,之后不断修订或补充。因数据所限,本文研究期间为 1998—2007 年,在此期间,2003 年对 3 个行业实施清洁生产标准,2006 年有 10 个,2007 年有 8 个。清洁生产标准对个别行业进行了数次修订,本文以第一次实施标准为准,将处理组涉及的行业总结如表 1 所示。

表 1
 处理组涉及的四位数行业

2003 年	2006 年	2007 年
原油加工及石油制品制造	黑色金属冶炼及压延加工业	金属表面处理及热处理加工
炼焦	食用植物油加工	纤维板制造
皮革鞣制加工	棉、化纤印染精加工	液体乳及乳制品制造
	制糖	纸浆制造
	铝冶炼	镍钴矿采选
	氮肥制造	氨纶纤维制造
	啤酒制造	电子真空器件制造
	有机化学原料制造	平板玻璃制造
	汽车制造	
	铁矿采选	

注:处理组为作者根据历年《清洁生产标准》涉及行业整理。资料为作者整理,下同。

为保证倍差法估计系数准确性,需要考虑 3 方面问题:(1)对照组不能受其他相关政策影响。为贯彻执行《中华人民共和国环境保护法》等法律,针对部分行业推出水污染排放标准、大气固定源污染物排放标准,如果样本中包含这些行业,那么即使进行差分也无法解决估计偏差。因此我们进一步将处理组范围缩小,去除了味精工业、啤酒工业、煤炭工业、电镀工业、制糖工业、纸浆造纸工业、无机碱制造工业、合成革与人造革工业。(2)若以 2006 年和 2007 年清洁生产标准所涉及行业作为处理组,则可观测政策冲击的时间太短,故本文以 2003 年作为政策冲击,结论可信度较高。(3)处理组与对照组行业特征差异太大也影响政策实施效果。某些差异无法量化,为减少这方面因素的影响,本文将样本范围缩小至 2003 年清洁生产标准涉及的两位数行业。即选取石油加工、炼焦及核燃料加工业(25),皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业(19)作为样本。处理组为原油加工及石油制品制造(2511)、炼焦(2520)、皮革鞣制加工行业(1910),对照组是其他四位数行业。

(三)典型事实描述

建立计量模型前,我们观察了清洁生产标准实施前后处理组和对照组企业就业人数均值的变化情况。如图 1 所示,清洁生产标准实施前后,对照组企业就业人数一直比较平稳,稍微有所下降;然而,处理组则不同,2003 年后有十分明显的下降趋势。另外,本文选择企业年龄、资本密集度、企业市场份额、所有制、出口比重识别企业特征并使用 PSM 进行处理。图 2 显示了匹配后的结果,2003 年后两组样本之间的就业差距明显缩小。由此可初步断定:清洁生产标准实施后,处理组企业层面就业变化明显大于对照组;两种划分对照组的方式还表明,处理组就业的规模小于对照组。典型事实描述能够反映出一些问题,但就此断定清洁生产标准影响就业还为时尚早。就业是由实际工资、市场份额等诸多因素影响的结果,要准确评估清洁生产标准对就业的作用,还须排除其他可能干扰因素的影响。后文中我们将采用倍差法,控制一系列相关因素,便于准确识别清洁生产标准实施的实际效果。

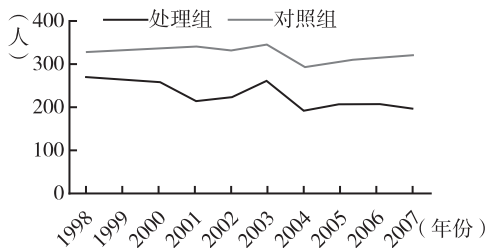


图 1 匹配前处理组和对照组的就业变化情况

资料来源:作者根据中国工业企业数据库整理得到。

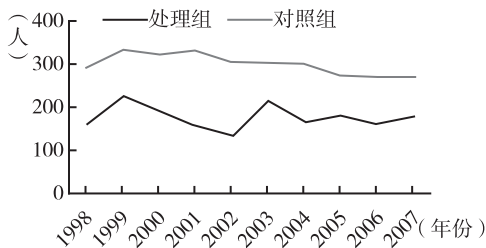


图 2 匹配后处理组和对照组的就业变化情况

资料来源:同图 1。

四、计量模型和变量描述统计

(一)计量模型设定

倍差法将样本分为处理组与对照组来验证政策的净影响,模型如下:

$$\ln L_{srit} = \alpha_0 + \alpha_1 t_{srit} + \alpha_2 A_{srit} + \alpha_3 A_{srit} \times t_{srit} + Z_{srit} + d_s + d_r + d_t + \epsilon_{srit} \tag{1}$$

在模型(1)中,本文的被解释变量为企业就业人数的对数;下标 s, r, i 和 t 分别代表行业、地区、企业和时期, ϵ_{srit} 为随机误差项。 A_{srit} 是虚拟变量,如果企业受清洁生产标准规制,为处理组, $A_{srit} = 1$;如果未实施清洁生产标准,是对照组, $A_{srit} = 0$ 。 t_{srit} 为时间虚拟变量,政策实施年份及之后年份为 1,政策未涉及年份为 0。借鉴以往学者的做法,加入控制变量 Z_{srit} 控制企业层面的一些变量,最大程度减少结果偏误,包括数理模型中涉及的:资本价格(r)、实际工资($wage$)、企业市场势力(m)。^①另外,固定效应还包括对地区 d_r 、行业 d_s 、年份 d_t 的固定。为检验环境规制影响的时间效应,在模型(1)的基础上,待估模型(2)为:

$$\ln L_{srit} = \alpha_0 + \alpha_1 t_{srit} + \alpha_2 A_{srit} + \sum_{j=2003}^{2007} \beta_j t_{srit} A_{srit} yr_j + Z_{srit} + d_s + d_r + d_t + \epsilon_{srit} \tag{2}$$

为分析环境规制对不同规模企业影响的差异,我们引入分位数回归方法:

$$\ln L_{srit} = \alpha_0^q + \alpha_1^q t_{srit} + \alpha_2^q A_{srit} + \alpha_3^q t_{srit} A_{srit} + Z_{srit}^q + d_s^q + d_r^q + d_t^q + \epsilon_{srit}^q \tag{3}$$

其中,上标 q 表示被解释变量跨企业分布的第 q 分位数。在模型(3)的框架下,解释变量对被解释变量的边际效应可以随被解释变量分布位置 q 发生变化,因此可以识别环境规制对不同规模企业影响的差异。

(二)变量选择

被解释变量:使用企业就业人数的对数代表,企业规模也采用这个指标。控制变量:(1)实际工资($wage$)。采用人均实际工资额的对数代表,用 1998 年为基期的消费者价格指数进行平减。(2)资本价格(uc)。本文借鉴徐明东、陈学彬(2012)的研究成果,用资本成本^②代表。资本成本定

^① $\frac{-\varphi(1+\sigma)}{\theta} \ln m, \frac{1+\sigma}{\theta} \ln \left(\frac{Y}{N} \right)$ 分别表示企业垄断程度和面对的市场需求。事实上,在实证研究中,两者具有严重的线性相关,因此将两者合并,用企业市场势力表示。
^② 也就是资本边际成本、资本使用成本,等于资本边际收益。

义为： $uc_{it} = (r_{it}^c - (1 - \delta_{it})(\Delta P_{s,t+1}^I / P_{st}^I) + \delta_{it}) \times P_{st}^I / P_{st} / (1 - \tau)$ 。 P_{st}^I 和 P_{st} 分别代表第 t 期 s 行业的投资品和最终品价格指数，分别用各行业的工业品出厂价格指数和各地区的固定资产投资价格指数代表； τ 表示企业所得税税率，取值 33%； δ_{it} 表示企业固定资产的经济折旧率，用当期折旧费用除以期初固定资产净值计算得到的会计折旧率替代； r_{it}^c 表示企业加权融资成本，即 $r_{it}^c = r_{it}^D D_{it} (1 - \tau) / (D_{it} + E_{it}) + r_{it}^E E_{it} / (D_{it} + E_{it})$ 。其中， D_{it} 和 E_{it} 分别为企业的债务融资额和股权融资额，债务融资成本 r_{it}^D 用年度利息总额除以总负债计算得到，股权融资的机会成本 r_{it}^E 用上海证券交易所当年挂牌交易的 8~10 年期国债到期年收益率的平均值代表。(3) 企业市场势力(m)。采用企业的销售额与行业总销售额之比表示。

除此之外，本文还加入如下控制变量：(1) 企业所有制(own)。国有企业为 1，外资企业为 2，其他企业为 0。对于企业的所有制特征，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，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，剩余的划分为其他类型企业。(2) 企业年龄(age)。为了避免过多 0 值的存在，本文采取用当年年份减去成立年份加 1 的方法衡量。(3) 企业出口比重(ex)。用企业出口额占工业增加值比重代表。另外，异质性分析涉及生产率指标(tfp)。现有文献多使用 LP 方法(Levinsohn 和 Petrin, 2003)和 OP 方法(Olley 和 Pakes, 1996)。OP 方法虽然可以提供对企业层面全要素生产率的一致估计，但选择使用企业的当期投资作为衡量不可观测生产率冲击的代理变量，这意味着企业投资额为零的样本并不能进入函数估计中去，这不仅损失部分样本数据，还违反一致性假设条件，使企业当期投资代理变量不能很好地反映生产率冲击。LP 方法有效地解决了这一问题，但忽视了样本自选择性问题。考虑到工业企业数据库中的企业进入和退出比较频繁，文中选择使用 OP 方法估计企业生产率。

(三) 主要变量描述统计

在计量回归前对主要变量进行描述统计，观察这些变量在清洁生产标准实施前后发生的变化，为计量回归提供一定的基础(见表 2)。处理组与对照组有某些共同特点：实施后，观测值增加、企业平均就业人数下降、工资大幅度提升、平均市场份额下降、资本成本标准差下降。也有一些差异。例如，政策实施后，处理组样本数增加幅度远远大于对照组，工资上涨幅度小于对照组，市场份额标准差大于对照组。结合数理模型的结果，处理组与对照组就业下降极有可能与工资、企业市场份额有关。仅仅通过变量描述统计推测标准实施前后就业发生变化的原因是不足的，还需要进行计量回归。

表 2
 主要变量描述统计

符号	变量名称	处理组				对照组			
		政策实施前		政策实施后		政策实施前		政策实施后	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
L	企业就业人数	245.85	503.67	208.33	412.12	333.67	646.6	312.84	683.51
$wage$	工资	2134.6	6195.23	2836.60	7298.94	2793.83	7596.75	4078.07	10199.04
uc	资本成本	3.52	57.84	2.68	8.77	2.37	5.028	2.77	2.26
m	市场份额	0.13	0.36	0.094	0.38	0.058	0.149	0.034	0.066
	观测值	2684		6214		11159		12329	

五、环境规制对企业就业的影响

(一)基准回归

因变量间可能存在高度相关从而导致伪回归,我们对解释变量进行相关性检验,^①变量相关系数的绝对值都处于 0.4 以下。基准回归结果见表 3。在逐步加入控制变量后, $A \times t$ 的系数为正,意味着清洁生产标准实施对就业产生显著正影响。这进一步说明生产过程绿色化不仅未损害到就业,反而能够增加就业,与对照组相比,生产过程绿色化使处理组就业上升约 30.8%。

关于控制变量,实际工资的负向影响在表 3 所有结果中都十分显著,这意味着工资上涨是企业劳动力需求减少的因素之一;资本成本对就业影响不显著,而企业市场份额增加能够扩大就业;企业年龄和出口占比对就业有正向影响。另外,历年地方性的政策可能对就业产生影响,为解决这个问题,本文在控制年份、行业和地区后,清洁生产标准的正向影响显著且增大,说明若不考虑行业特征、地区特点、年份变化,容易低估对就业的正向作用。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
t	-0.624***(-8.71)	-0.424***(-6.37)	-0.411***(-6.31)	-0.610***(-7.09)	-0.880***(-8.41)
$A \times t$	0.0101(0.19)	0.119*(2.35)	0.143**(2.90)	0.308*** (4.94)	0.233*** (3.73)
A	0.122*** (3.68)	0.113*** (4.03)	0.110*** (4.00)	0.0330(0.96)	-0.230(-0.59)
$\ln wage$	-0.144***(-5.42)	-0.170***(-6.44)	-0.207***(-7.92)	-0.118***(-4.18)	-0.123***(-4.25)
uc	0.000049(0.20)	0.00014(0.75)	-0.000053(-0.22)	-0.00012(-0.47)	-0.00013(-0.51)
m	1.549*(2.35)	1.485*(2.34)	1.470*(2.25)	1.442*(2.25)	1.425*(2.23)
age		0.0219*** (8.91)	0.0237*** (10.09)	0.0232*** (9.76)	0.0230*** (9.90)
ex		0.00699*** (27.66)	0.00550*** (21.65)	0.00488*** (20.68)	0.00490*** (20.65)
$own2$			0.450*** (11.53)	0.277*** (6.89)	0.263*** (6.58)
$own3$			0.0334(0.96)	-0.0774*(-2.26)	-0.0967**(-2.82)
年份	否	否	否	是	是
行业	否	否	否	是	是
地区	否	否	否	是	是
地区×年份	否	否	否	否	是
常数项	6.249*** (30.67)	5.995*** (27.35)	6.210*** (29.25)	5.385*** (22.74)	5.757*** (18.84)
观测值	27356	27356	27295	27295	27295
R^2	0.1397	0.2291	0.2511	0.3510	0.3659

注:(1)*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著不为 0;(2)括号内为 t 统计量。下同。

(二)稳健性检验

(1)地区的时间趋势。我国各地区针对本地发展需求,在各年份可能实施不同政策,加之其他

① 因篇幅限制,四位数行业代码调整未在文中显示,感兴趣的读者可向作者索取。

地区和时间特征等因素的影响,不同地区存在不同的时间趋势。本文通过引入地区与年份交叉项来控制区域时间趋势的影响,回归结果见表 3 中第(5)列,发现清洁生产标准对就业的正向作用已变小(23.3%),说明区域时间趋势使样本存在偏差,这样环境规制的影响容易被高估。即使如此,依然能够证明清洁生产标准对企业就业影响为正。(2)企业特征匹配。样本基于倾向得分匹配的方法进行稳健性估计,为实施清洁生产标准企业挑选特征相似的参照组。在预测企业实施清洁生产标准的倾向评分值时,选用资本密集度($zbmj$)、企业年龄、市场份额、出口、所有制作为解释变量。平衡检验结果表明,匹配之后,处理组 and 对照组企业特征的差别大幅缩小,差异不再显著,说明匹配结果较好。^① 表 4 是通过倾向得分匹配法筛选样本后的结果,清洁生产标准的系数依然显著但有轻微下降(由 23.3%下降至 21.7%)。这说明样本选择基本未影响回归结果的显著性,清洁生产标准实施对就业是正向作用。(3)平行趋势检验。若不存在清洁生产标准,处理组 and 对照组应该具有相同的时间趋势,然而环境规制已成为既定事实,无法观察。借鉴以往学者的研究成果,通过观测环境规制之前的时间趋势来考察标准实施前处理组和对照组是否有明显的趋势差异,具体而言:加入 2000 年、2001 年、2002 年与 $A \times t$ 的交叉项(见表 5)。3 年的系数都不显著,一方面说明处理组和对照组在政策实施前具有相同的时间趋势;另一方面,再次说明生产过程绿色化能够增加就业。

表 4
 进行倾向得分匹配后的结果

	(1)	(2)	(3)
t	0.199*** (5.26)	0.152* (2.52)	0.0580(0.06)
$A \times t$	0.0914(1.62)	0.237*** (3.82)	0.217*** (3.44)
A	-0.355*** (-7.62)	0.0830(0.93)	0.114(1.23)
年份	否	是	是
行业	否	是	是
地区	否	是	是
地区 \times 年份	否	否	是

注:因篇幅问题,此处仅列出环境规制的系数,其他控制变量未列出,如有需要可以向作者索取。下同。

表 5
 平行趋势检验

	基准样本(1)	PSM 样本(2)
$A \times t \times 2000$	-0.0128(-0.24)	-0.00170(-0.02)
$A \times t \times 2001$	-0.0997(-1.62)	-0.00352(-0.04)
$A \times t \times 2002$	-0.0918(-1.42)	-0.0372(-0.44)
$A \times t$	0.190*** (2.69)	0.216*** (2.90)

(四)时间效应和中介效应

为找出生产过程绿色化对就业影响的变化趋势,我们针对模型(2)展开时间效应分析,结果如表 6 所示,第(1)和(2)列分别为全样本回归和 PSM 后的样本。在所有年份,清洁生产标准的影响

① 因篇幅限制,四位数行业代码调整未在文中显示,感兴趣的读者可向作者索取。

均为正,这种结果意味着,创新补偿效应、要素间互补对就业的拉动大于要素间替代、产出效应对就业的挤出。考虑到变量滞后性,可以采用系统广义矩估计,选择就业滞后一期作为工具变量(见表 6 第(3)列)。还需考虑一种可能性:某些企业退出市场可能影响环境规制效果,为排除这种现象,我们将样本范围缩小。第一,保留连续存在的企业;第二,保留 1998 年以来“经历”环境规制的企业;第三,保留 2003 年新成立以来在市场存在 4 年以上的企业(见表 6 第(4)列)。为此,我们考察了环境规制对连续存在企业就业的影响。2003 年清洁生产标准实施对就业影响为负,其他年份为正,这说明规制初期,其对就业可能造成负向影响。

表 6 时间效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
$A \times t \times 2003$	0.217*** (3.38)	0.155* (2.05)	-26.20*** (-82.82)	-0.722*** (-15.54)
$A \times t \times 2004$	0.270*** (4.11)	0.304*** (4.16)	23.84*** (83.42)	Omitted
$A \times t \times 2005$	0.240*** (3.66)	0.190* (2.53)	89.16*** (81.46)	0.413*** (10.25)
$A \times t \times 2006$	0.209* (2.43)	0.275*** (3.71)	80.52*** (82.63)	0.368*** (7.54)
$A \times t \times 2007$	0.225*** (3.56)	0.178* (2.42)	86.16*** (85.43)	-0.037 (-0.72)

在这一部分中,^①清洁生产标准的创新补偿效应主要采用三重差分(DDD),被解释变量为就业人数的对数,解释变量为创新,采用创新规模(企业新产品产值取对数 $\ln new$,见表 7 第(1)列)和创新密集度(企业新产品产值占比 $rnew$,见表 7 第(2)列)表示,这样可以使研究尽量全面。对要素间关系采用倍差法,被解释变量为资本密集度 $\ln kl$ (见表 7 第(3)列)。对产出影响主要采用中介效应分析方法:第一步,将因变量对基本自变量进行回归(回归结果见表 3 第(5)列);第二步,将中介变量对基本自变量进行回归(见表 7 第(4)列);第三步,同时对自变量和中介变量的因变量进行回归。产出采用总产值取对数 $\ln out$ 表示(见表 7 第(5)列)。

就创新补偿效应而言,无论选择哪个指标,在创新能力强的企业,清洁生产标准都能对就业产生正向影响,这与以往学者对创新补偿效应的研究结果相似,而且创新对就业本身也是正向影响。清洁生产标准是否在当年就发挥了创新补偿效应,结果是不确定的,但是在两年后(2005 年开始),环境规制发挥了明显的正向影响,也就是在“U”型曲线的后半段。由要素间关系的回归结果发现,清洁生产标准对资本—劳动比在第 3 年开始发挥正向作用,清洁生产标准对资本比例的影响为正且边际影响在增加,清洁生产标准可能通过要素替代对劳动力有减少作用。清洁生产标准虽然当期未对产出产生影响,但是第 3 年开始产生正向影响,产出对就业也有正向影响,这与童健等(2016)的研究结论有相似之处。结合表 3 第(5)列可知:清洁生产标准通过产出增加了劳动力需求。

① 从数据角度讲,区分治污技术创新、生产技术创新十分困难,很难从实证角度分析环境规制对创新的影响;另外,尚未有企业层面数据能够十分直观地反映就业变化是源于创新、要素间替代或者产出变化,因此从实证研究角度区分三种效应是十分困难的。本文将从另一个角度对三种效应进行验证:关于创新补偿效应,在创新能力比较强的企业,环境规制对就业的促进作用越大,说明环境规制对就业发挥正向作用需要创新的能力越强,因此可从侧面说明创新补偿效应对就业的促进作用;关于要素间替代关系,如果环境规制使单位劳动力的资本增加,那么就可一定程度上反映环境规制对要素间互补或替代关系的影响;最后,环境规制对就业的影响也反映在产出上,无论是通过创新补偿、要素间的互补或替代还是产出效应,都能通过环境规制对产出产生影响。

表 7
 中介效应分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$A \times t \times 2003 \times \ln new$	0.0419** (2.22)				
$A \times t \times 2004 \times \ln new$	Omitted				
$A \times t \times 2005 \times \ln new$	0.0401*** (3.09)				
$A \times t \times 2006 \times \ln new$	0.0278** (2.02)				
$A \times t \times 2007 \times \ln new$	0.00665 (0.39)				
$A \times t \times 2003 \times r new$		0.339 (1.28)			
$A \times t \times 2004 \times r new$		Omitted			
$A \times t \times 2005 \times r new$		0.676** (2.10)			
$A \times t \times 2006 \times r new$		0.771*** (2.83)			
$A \times t \times 2007 \times r new$		0.322 (1.10)			
$A \times t \times 2003$			-0.0580 (-0.83)	0.0593 (0.77)	0.127*** (3.10)
$A \times t \times 2004$			0.0514 (0.71)	0.108 (1.35)	0.163*** (3.91)
$A \times t \times 2005$			0.143** (1.97)	0.171** (2.16)	0.126*** (2.83)
$A \times t \times 2006$			0.110 (1.43)	0.107 (0.93)	0.121*** (2.69)
$A \times t \times 2007$			0.195*** (2.63)	0.192** (2.54)	0.104** (2.32)
$\ln new$	0.0378*** (7.44)				
$r new$		0.255*** (3.77)			
$\ln out$					0.541*** (73.93)

六、影响的异质性分析

(一)规模的差异

清洁生产标准实施对不同规模企业的影响存在差异,本文对模型(3)进行了分位数回归。表 8 列出了估计结果,我们发现 $A \times t$ 的回归系数随着 q 的变化而变化:从 $q=0.25$ 到 $q=0.5$ 时, $A \times t$ 的系数在增加。这意味着,对于规模较大的企业,就业受环境规制的正向影响较大,这也符合现实

情况:首先,规模较大的企业对劳动合同的执行较为严格,使就业波动较小;其次,就规模较大的企业而言,其充足的资金、较多的研发人员、设备等都领先于规模较小企业,创新能力较充足(见表9),若创新由规制刺激,那么对就业的正向作用就会较大。我们从小企业角度看,研发资金、能力的缺乏使规模小的企业创新能力不足。

另外,我们统计了不同规模企业的就业缩减与扩张情况。^① 如表10所示,企业就业缩减的均值、标准差、最大值随企业规模的增加而降低;与之相反,企业就业扩张的均值、标准差、最大值随企业规模的增大而增加。也就是说。面对外来冲击,企业规模越小,就业越不稳定,越容易出现大幅度缩减的情况,但就业规模扩大却相对困难,这就是规制对规模最小企业就业的正向影响较小的原因。按照这个逻辑,清洁生产标准应该对规模最大的企业就业拉动能力最强,为什么反而是三者之中最弱的? 以上分析基于的假设条件是:面对规制,所有企业都会对此有反应,也就是说企业都有动力去创新,区别是小企业缺乏能力,导致其“力不从心”。然而,规模最大($q=0.75$)的企业并非如此,原因可能有两点:规模非常大的企业创新能力本身已经很强,面对环境规制的刺激,可提升的空间较小;当企业规模大到一定程度时,会十分重视自己的信誉,也较为环保,因而规制对就业增加的作用就较小。^②

表 8 环境规制的就业效应:规模的差异

	(1)	(2)	(3)
解释变量	25 分位	50 分位	75 分位
$A\times t$	0.425*** (10.67)	0.458*** (11.59)	0.333*** (12.30)

表 9 不同规模企业的创新情况

	创新规模			创新密度		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
<25 分位	6932	0.265	1.473	6932	0.014	0.103
25~50 分位	6878	0.282	1.526	6878	0.014	0.103
50~75 分位	7004	0.392	1.848	7004	0.020	0.121
>75 分位	7191	0.591	2.378	7191	0.026	0.136

表 10 不同规模企业的就业缩减与扩大情况

	就业缩减				就业扩大			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
<25 分位	-0.3263	0.23589	-0.9878	-0.0147	0.3468	0.4640	0.0154	5.60
25~50 分位	-0.2529	0.1989	-0.9357	-0.0073	0.4493	0.7688	0.0074	8.10
50~75 分位	-0.1937	0.1681	-0.9032	-0.0035	0.5788	1.2169	0.0035	20.67
>75 分位	-0.1583	0.1506	-0.9334	-0.0004	0.6418	2.0201	0.0005	47.75

① 就业扩张和缩减均用企业就业人数增长率衡量,前者仅统计增长率为正的样本,后者则统计增长率为负的样本。
② 因篇幅限制,关于这部分验证在文中未显示,感兴趣的读者可向作者索取。

(二)企业生产率的异质性

表 11 的回归结果是清洁生产标准实施后对不同生产率企业就业的影响,分为四个部分:生产率 25 分位以下、25 分位到 50 分位、50 分位到 75 分位、75 分位以上。在此基础上,我们分样本对模型进行回归,因为匹配后样本本身数量就很少,加之部分企业生产率缺失,严重影响计量结果,所以本部分仅对匹配前样本展开研究。结果很明显:随着生产率提升,清洁生产标准对就业的影响呈现倒“U”型,影响最大的是生产率处于 50 分位到 75 分位的企业。表 12 显示,随着生产率提升,创新能力呈现倒“U”型,若环境规制通过创新补偿能够对就业产生影响,那么清洁生产标准对就业的影响就有可能呈现倒“U”型。另外,生产率较高企业面对环境规制其成本的增加是较小的,因为生产率高的企业本身的管理能力、生产技术等都处于较高层次,清洁生产不会挤占它们太多成本,这也是小企业所不具备的能力。然而,环境规制对生产率最高的企业影响反而小于次高的企业,原因可能是,当生产率已经非常高^①时,环境规制不一定是重要的影响因素。与上部分证明方法不同,此处我们加入生产率交叉项及其二次项加以证明,结果见表 11 第(5)列。随着生产率水平提升,环境规制对企业就业的边际影响呈现先升后降的趋势。这充分说明:“创新补偿”效应发挥作用是有限的,当生产率到达一定临界值的时候,环境规制的“创新补偿”效应会降低,原因是其对生产率高的企业刺激有限。

表 11 环境规制的就业效应:生产率的差异

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
解释变量	<25 分位	25~50 分位	50~75 分位	>75 分位	
$A \times t$	0.235** (2.99)	0.265** (2.88)	0.291*** (3.48)	0.269*** (3.60)	
$A \times t \times tfp$					0.0799** (3.12)
$(A \times t \times tfp)^2$					-0.0135** (-3.27)

表 12 不同生产率企业的创新情况

	创新规模			创新密度		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
<25 分位	6457	0.293	1.525	6457	0.017	0.113
25~50 分位	6349	0.415	1.860	6349	0.021	0.126
50~75 分位	6414	0.451	2.037	6414	0.021	0.124
>75 分位	8785	0.382	1.921	8785	0.016	0.108

(三)所有制的异质性

除了以上关于异质性分析外,本文还研究了不同所有制企业受到清洁生产标准实施的影响,结果见表 13。国有企业、私营及其他类型企业能通过统计检验,且影响显著为正,这说明一个问题:在国有企业、私营及其他类型企业,清洁生产标准的实施能够使其就业水平得到提升,而外资

① 在本文中是 75 分位以上。

企业所受影响不显著。与其他企业比,国有企业承担了更多的社会责任:第一,要发挥稳定就业的作用,因此劳动力减少所受限制较多;第二,国企本身对环境规制执行比较严格,环境规制的影响可以发挥作用。因此,清洁生产标准可能在国有企业发挥促进就业的作用。根据以往学者的研究成果,因为财政分权下地方政府的环境治理行为存在差异,所以不同地区环境状况是不同的(李香菊、刘浩,2016)。外资流动较为灵活,倾向于选择在规制宽松的地区落户,Cai, Lu, Wu 和 Yu (2016)基于“两控区”政策进行自然实验,结果发现“两控区”之外的地区吸引了更多 FDI。如果提高行业环境规制,那么外资就可以流向环境规制较为宽松的地区,因此环境规制对外资企业的“倒逼”作用可能不太显著。

表 13 环境规制的就业效应:所有制性质的差异

	(1)	(2)	(3)
解释变量	国有企业	外资企业	私营及其他企业
$A \times t$	0.259 *	0.066	0.286***
	(1.87)	(0.82)	(3.89)

七、结论及启示

运用 2003 年公布的清洁生产标准目录进行的准自然实验,本文考察了以生产过程绿色化为代表的环境规制对企业就业的影响。我们发现:第一,生产过程绿色化可以在工资、市场份额等市场因素基础上发挥作用,并且最终可以增加就业(净影响为 21.7%左右),也就是说,生产过程的控制措施不仅不会减少就业,反而对就业有正向促进作用。第二,生产过程绿色化对就业的促进作用需要一段时间,规制当年可能对就业产生负向影响,但之后是显著的促进作用。在接下来的异质性分析中发现,生产过程绿色化对规模小的企业就业正向影响较小,对中间规模企业就业的影响最大,对规模最大(75 分位数以上)的企业就业影响最小;对生产率处于 50~75 分位的企业就业正向促进作用最大,对 50 分位数以下及 75 分位数以上的企业就业影响较小;对国企、私营和其他类型企业就业影响最为显著,对外资企业无显著影响。最后是制定相关的标准,这也是对实证结论的一个扩展。为贯彻实施《清洁生产促进法》,对生产过程中减排或者排污技术制定标准是十分必要的,也就是说,法律法规的制定十分重要,而之后量化实施的环境标准制定也同样重要。

这些结论具有一定的启示,“十三五”规划纲要明确指出,发展方式粗放,不平衡、不协调、不可持续问题仍然突出。对此,绿色生产的必要性可见一斑。在利润最大化的目标下,企业很难自觉地实施清洁生产,必须依靠外部激励。激励方式无非两点,消费者对清洁产品的高度需求和政府规制,前者的约束条件是收入,后者的作用十分关键。清洁生产规制不仅要求企业减少污染排放,还激励企业通过创新提升竞争力,扩大规模,进而拉动就业,达到“一箭双雕”的效果。根据我们的研究结论,提出相关建议如下:

1. 生产过程绿色化是十分必要且必不可少的,应该从生产过程入手为企业制定相应标准。在清洁生产标准基础上,丰富生产过程绿色化的标准。现在生产过程绿色化标准依然比较笼统,可对不同行业减排、能耗等分别出台相应的法律法规,并进一步细化排污标准。例如,根据行业性

质,划分多级别排污标准。这样企业在进行清洁生产时具有了目标,与笼统的减排指标相比,更具操作性。不仅如此,生产过程绿色化对就业的正向影响,使之具有了“一箭双雕”的作用。

2. 对环境规制影响的评价应从长远角度看。与末端治理规制不同,生产过程绿色化直接涉及生产过程中的治污技术和生产技术创新,可能导致企业要素结构的调整,因此发挥作用需要较长时间。即使规制实施初期对就业产生了负向影响,也不能否定环境规制对就业的正向作用,应该分析是否因产出效应发挥的作用过大;另外,要考察环境规制影响的时间趋势,在什么时候正向作用最大。在此基础上,从长期角度全面分析环境规制对就业的影响。

3. 考虑到企业受环境规制影响差异较大,在制定和实施环境政策时,应对异质性加以考虑。首先,让企业发挥优胜劣汰作用至关重要,这样竞争力强的企业能够存活,且成为拉动就业的重要力量,例如,规模较大、生产率较高的企业;其次,在政策制定时不能“一刀切”,前期对规模较小、生产率较低的企业应给予一定优惠,逐步加强规制,防止因规制执行过于严格导致其竞争力迅速下滑,因为这样可能淘汰一部分处于上升期的企业;最后,对国企、私营及其他类型企业而言,应继续鼓励它们在生产过程绿色化活动中发挥的促进就业的作用。

参考文献:

1. 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》,《当代经济科学》2011 年第 3 期。
2. 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》,《中国工业经济》2015 年第 5 期。
3. 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》,《经济科学》2014 年第 4 期。
4. 李珊珊:《环境规制对异质性劳动力就业的影响——基于省级动态面板数据的分析》,《中国人口·资源与环境》2015 年第 8 期。
5. 李树、陈刚:《环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例》,《经济研究》2013 年第 1 期。
6. 李香菊、刘浩:《区域差异视角下财政分权与地方环境污染治理的困境研究——基于污染物外溢性属性分析》,《财贸经济》2016 年第 2 期。
7. 陆扬:《中国的绿色政策与就业:存在双重红利吗?》,《经济研究》2011 年第 7 期。
8. 童健、刘伟、薛景:《环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级》,《经济研究》2016 年第 7 期。
9. 王勇、施美程、李建民:《环境规制对就业的影响——基于中国工业行业面板数据的分析》,《中国人口科学》2013 年第 3 期。
10. 徐明东、陈学彬:《中国工业企业投资的资本成本敏感性分析》,《经济研究》2012 年第 3 期。
11. 张成、陆扬、郭路、于同申:《环境规制强度和生产技术进步》,《经济研究》2011 年第 2 期。
12. 赵连阁、钟搏、王学渊:《工业污染治理投资的地区就业效应研究》,《中国工业经济》2014 年第 5 期。
13. Berman, E., & Bui, L. T. M., Environmental Regulation and Labor Demand: Evidence from the South Coast Air Basin. *Journal of Public Economics*, Vol. 79, No. 2, 2001, pp. 265—295.
14. Brandt, L., Biesebroeck, J. V., & Zhang, Y., Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing. *Journal of Development Economics*, Vol. 97, No. 2, 2009, pp. 339—351.
15. Cai, X., Lu, Y., Wu, M., & Yu, L. H., Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China. *Journal of Development Economics*, Vol. 123, 2016, pp. 73—85.
16. Goulder, L. H., Effects of Carbon Taxes in an Economy with Prior Tax Distortions: An Intertemporal General Equilibrium Analysis. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 29, No. 3, 1995, pp. 271—297.
17. Gray, W. B., Shadbegian, R. J., Wang, C., & Meral, M., Do EPA Regulations Affect Labor Demand? Evidence from the Pulp and Paper Industry. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 68, No. 1, 2013, pp. 188—202.
18. Greenstone, M., The Impacts of Environmental Regulations on Industrial Activity: Evidence from the 1970 and 1977 Clean Air Act Amendments and the Census of Manufactures. *Journal of Political Economy*, Vol. 110, No. 6, 2002, pp. 1175—1219.

19. Kahn, M. E. , & Mansur, E. T. , Do Local Energy Prices and Regulation Affect the Geographic Concentration of Employment? . *Journal of Public Economics* , Vol. 101, No. 1, 2013, pp. 105—114.
20. Levinsohn, J. , & Petrin, A. , Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *The Review of Economic Studies* , Vol. 70, No. 2, 2003, pp. 317—341.
21. Morgenstern, R. D. , Pizer, W. A. , & Shih, J. S. , Jobs versus The Environment: An Industry-Level Perspective. *Journal of Environmental Economics and Management* , Vol. 43, No. 3, 2002, pp. 412—436.
22. Olley, S. , & Pakes, A. , The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica* , Vol. 64, 1996, pp. 1263—1297.
23. Poter, M. E. , America's Green Strategy. *Scientific American* , Vol. 264, No. 4, 1991, p. 96.
24. Porter, M. E. , & Linde, C. V. D. , Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship. *Journal of Economic Perspectives* , Vol. 9, No. 4, 1995, pp. 97—118.
25. Sanz, N. , & Schwartz, S. , Are Pollution Permit Markets Harmful for Employment? . *Economic Modelling* , Vol. 35, No. 5, 2013, pp. 374—383.
26. Tsuyuhara, K. , Environmental Regulation and Labor Market Reallocation: A General Equilibrium Analysis. Working paper, 2015.
27. Walker, W. R. , Environmental Regulation and Labor Reallocation: Evidence from the Clean Air Act. *American Economic Review* , Vol. 101, No. 3, 2011, pp. 442—447.

Can Green Production Process Promote Employment? ——Evidence from Cleaner Production Standards

ZHANG Caiyun (Nankai University, 300071)

WANG Yong (Ministry of Environmental Protection, 100029)

LI Yanan (Chinese Academy of Social Sciences, 100028)

Abstract: Promoting cleaner production without decreasing or even increasing employment is an issue that needs paying attention. Based on the standard of clean production issued in 2003, this paper studies the influence of environmental regulation on employment which is represented by the green production process using the difference in difference(DID) method. The paper finds that the green production process has significant role in promoting employment. Compared with the control group, employment of the experimental group increases by about 30.8% after regulation. After controlling for regional time trends and performing propensity score matching (PSM), the impact of cleaner production standards on employment is 21.7%. From the point of view of time effect, regulation may have negative effect temporarily and each year presents positive effect. From the perspective of different types of enterprises, the effect of promotion on the medium scale enterprises, medium productivity enterprises, private enterprises and other types of enterprises is the most important. The results show that the process of green can achieve employment bonus.

Keywords: Green Production Process, Employment, Quasi-natural Experiment, Difference in Difference

JEL Classification: J23, Q52, Q58

责任编辑:老 牛