

环境规制与就业真的能实现“双重红利”吗？ ——基于我国“两控区”政策的实证研究

李 斌¹, 詹凯云¹, 胡志高²

(1. 湖南大学 经济与贸易学院, 湖南 长沙 410079; 2. 上海财经大学 财经研究所, 上海 200433)

摘要: 为了探讨严格的环境规制政策能否实现环保与就业的双赢,以“两控区”的实施作为环境规制强度变化的政策冲击,通过构建1994年到2010年286个地级市的面板数据集,采用双重差分法分析环境规制强度的增强对就业的影响。研究发现:从平均意义上来看,环境规制政策可以实现治污与就业的双赢。但环境规制对就业的影响除了在时间、空间和行业间具有较强的异质性之外,在酸雨控制区和二氧化硫控制区之间也存在显著的差别。其中,环境规制在酸雨控制区主要表现为对就业的促进,而在二氧化硫控制区则主要表现为对就业的挤出。

关键词: 环境规制; 就业; “两控区”政策; 双重差分; “双重红利”

中图分类号: F241.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2019)01-0113-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.01.010

一、问题提出

早期的粗放型增长使中国成功跻身世界经济大国的同时,也造成了中国环境自净能力低、污染物存量高、污染产业比重高等一系列环境问题。而随着这些问题的不断发酵,中国的生态警报也开始全面拉响。从颗粒物(PM)浓度和二氧化硫(SO₂)浓度来看,中国已然成为世界上空气污染最严重的国家之一^[1]。在全国500个城市中,空气质量达到世界卫生组织推荐标准的不足5个;而在全国500个河流监测断面中,仅有28%达到饮用水质量标准,多达33%的水体受到严重污染,以至于无法作为他用;此外,仅2016年我国就产生了3344.6万吨工业危险废物和18850.5万吨生活垃圾,严重占用和挤压了城市生态空间^①。如果放任环境过度恶化,环境改善的拐点可能永远不会来临^[2]。因此,从20世纪80年代开始,环境保护就被列为我国的基本国策^[3],之后,全国人大及其常委会又相继出台了包括《中华人民共和国环境保护法》《水污染防治法》《大气污染防治法》《固体废物污染环境防治法》等在内的30多部关于环境与资源保护的法律法规。然而,这些在环境保护方面的努力并没有在环境治理上取得显著成效。

其中一个重要原因在于,地方政府与中央政府的目标并不协同,而且在治理环境的过程中缺乏内在激励。对于地方政府而言,治理环境污染见效缓慢,所能创造的政绩有限,但付出的代价却可能比较昂贵。一方面,加强环境治理会限制企业生产,降低地区产出;另一方面,增加环境投入又会占

收稿日期:2018-11-06; 修回日期:2018-12-13

作者简介: 李斌(1968—),女,湖南湘乡人,湖南大学经济与贸易学院教授、博士生导师,研究方向为环境经济学;詹凯云(1991—),男,湖北黄梅人,湖南大学经济与贸易学院硕士研究生,研究方向为环境经济学;胡志高(1991—),男,湖北汉川人,上海财经大学财经研究所博士研究生,研究方向为环境经济与城市管理。

基金项目: 上海市哲学社会科学一般项目(2017BJB003); 湖南省科技创新项目(2018JJ2067); 湖南省科技创新项目(2017ZK3055)

用财政资金,减少建设投资。所以即便政绩考核标准有所调整,对在任官员而言,治理环境在某种程度上仍然是一件吃力不讨好的事情。特别是在经济新常态背景下,经济下行压力巨大,大量企业步履维艰,居民失业风险日益增大。如果加强环境规制会加剧失业风险,从而进一步带来社会保障问题和公共安全问题,那么对于地方政府而言,加强环境规制就会得不偿失。但如果治理环境并不会加剧失业,反而会带来“就业创造”,则治理环境不但可以减缓地区社会保障和公共安全压力,还能在一定程度上抵消环境规制对经济造成的负面效应,同时,对于完成中央政府“十三五”规划中提出的继续加强生态环境综合治理与促进就业两大核心任务意义重大。因此,环境规制与就业之间是否能够实现“双赢”,对于地方政府的决策而言至关重要。

环境规制与就业之间到底是怎样的关系?对于这一问题,学术界至今仍然存在较大分歧。部分研究表明,环境规制与就业之间是一种“按下葫芦浮起瓢”的关系,增强环境规制,就会扩大失业。1990年美国商业圆桌会议称,《清洁空气法修正案》可能会造成超过100万的劳动力失业^[4]。Curtis^[5]也通过评估NO_x排污权交易的政策效果,发现NO_x排污权的交易造成了部分行业超过10万人的就业损失。对此,Henderson^[6]和Greenstone^[7]从理论层面进行了解析,他们认为由于环境规制会不可避免地带来企业生产成本上升,削弱企业的竞争优势,引起企业生产规模收缩,进而导致企业吸纳的劳动力人数减少,从而造成失业。陆旸^[8]则从开征碳税的角度入手模拟了环境规制增强给就业造成的冲击,也得出环境规制的增强在短期内不会引致就业增加的结论。而另一种观点认为,环境规制与就业之间可以兼顾,加强规制不会降低就业。Bezdek *et al.*^[9]对美国环保工业进行了全面细致地研究,发现对环境保护的投资既会给部分行业的就业带来“挤出”效应,又能对另一些行业的就业产生“创造”效应,但总体净效应为正,即有利于增加就业。随后《世界劳工报告》在2009年提出了环境规制对就业效应的“双重红利假说”,该报告认为适当的环境规制不仅有利于改善环境,而且还有助于提升就业,环境效应和社会效应可以实现双赢^[10]。之后,陈媛媛^[11]利用25个工业行业的数据对此进行了检验,结果也捕捉到了显著的“就业创造”效应,从而验证了“双重红利假说”。此外,还有不少学者基于不同的观测样本和研究方法也得到了类似的结论^[12-13]。

除了以上两种观点之外,还有部分学者则认为环境规制与就业之间并非简单的线性关系。闫文娟等^[14]基于面板门限模型发现,只有当第三产业比重超过特定门限值时,环境规制才会对就业产生显著正向影响。不仅如此,王勇等^[15]、李梦洁和杜威剑^[16]、李珊珊^[17]等认为,环境规制对就业的影响还与环境规制自身的强度有关系。随着环境规制的增强,环境规制与就业之间会表现出先下降再上升的“U”型关系,只有跨过“U”型拐点才能实现两者双赢。另外,秦楠等^[18]的研究表明,在“U”型关系的基础上,不同行业间还会表现出较强的异质性。

综上所述,国内外关于环境规制与就业间关系的研究虽然丰富,但中国的国情有别于其他国家,因此国外研究的结论在我国适用性较差,参考意义有限。而国内研究的样本则多拘泥于省际层面和行业层面,鲜有基于地级市层面数据的研究。我们认为,环境规制的实际操作者是基层地方政府,采用过大的尺度进行考察就无法控制一些重要的相关因素,从而造成估计的偏误;而采用过小的尺度考察就会放大劳动力在空间和行业中的转移效应^[19-20],使得模型难以捕捉纯净的“挤出”和“创造”效应。因此,本研究采用地级市层面数据进行研究,较大程度地控制了相关因素的同时,也能在一定程度上限制劳动力在地区间的转移效应。此外,我们还采用是否属于“两控区”来反映环境规制强度的变化。这一方面避免了一般的环境规制手段因地区间和行业间的实施差异而难以准确度量的问题,另一方面也避免了劳动力在行业间的转移给模型结果带来的干扰。值得一提的是,孙文远和杨琴^[21]也曾以“两控区”为对象评估过环境规制对就业的影响,这就为我们的研究提供了一定的借鉴。但其只是简单地探讨了两者之间的关系,并未在准自然实验方法的适用性和结果的稳健性方面进行论证,得出的结论自然也值得商榷。此外,我国不同地区之间政治、经济环境都存在着较大的差异,

不同产业间也存在着自身的特点,因而研究环境规制在不同地区、不同产业之间对就业的效应具体如何就显得很有必要。另外,该文也欠缺对影响机制的探讨,这就为我们深入展开研究提供了空间。

基于此,本文利用我国 286 个地级市 1994—2010 年的面板数据,以“两控区”政策这一准自然实验为新的视角,深入剖析了环境规制对就业的影响^②。与以往文献相比,本文的创新点主要体现在如下三个方面:第一,采用地级市数据,结合“两控区”这一准自然实验,利用 DID 方法来评估环境规制的就业效应,并对 DID 方法的适用前提和结果的稳健性作严格检验;第二,不仅从时间、空间和行业间考察了就业效应的异质性,而且对“酸控区”和“硫控区”的就业效应差异分别进行了论证;第三,通过分析“两控区”影响就业的途径,厘清环境规制影响就业的作用机制。

二、政策背景与理论机制

(一) 政策背景

由于酸雨和二氧化硫污染的程度越来越深、覆盖的范围越来越广,已经严重妨碍了农业生产和居民生活。为了应对这一问题,我国于 1987 年颁布了《中华人民共和国大气污染防治法》,旨在从法律层面来规制污染气体的排放。但该法的出台只是为污染的防治提供一般性准则,无法对各级政府和部门治理污染提供切实的指导。为了对污染问题进行有效控制,1995 年 8 月,全国人大常委会对该法进行了修正,并提出了划定酸雨控制区和二氧化硫污染控制区的构想。1998 年 1 月,国务院正式批复通过了关于“两控区”的划分方案,并开始逐级部署和落实。所谓“两控区”,实际上是指需要采取一系列较强的环境规制手段来控制当地酸雨和二氧化硫污染排放的地区。其中酸雨控制区是指降雨平均 pH 值 ≤ 4.5 的地区,而二氧化硫控制区则是指近三年平均二氧化硫浓度超过国家二级标准的地区。满足以上条件的“两控区”共涉及全国 27 个省份 175 个地市,总面积占国土面积的 11.4%,总人口约占全国人口的 39%,而国内生产总值则占到了全国的 67%。无论是覆盖面积、涉及人口还是涵盖区域的经济规模,“两控区”政策的影响都极其广泛。一旦入选“两控区”,该地区将会受到严格地管制,包括限制高能耗、重污染能源的使用,控制二氧化硫的排放,以及推广清洁技术的普及使用等。

从典型事实来看,“两控区”政策的实施对酸雨和二氧化硫污染的治理起到了积极显著的作用。该政策实施之后的 2 年内已有 102 个城市空气二氧化硫浓度达到二级标准,约 84.3% 的重污染企业实现了达标排放^③。至 2010 年,94.9% 的“两控区”城市年平均二氧化硫浓度达到国家二级标准,未见任何城市超过国家三级标准^[22]。然而,大量学者对“两控区”的考察仅限于该政策带来的环境效应^[23]、经济效应^[24]、贸易效应^[25]等,却少有研究注意到“两控区”在研究环境规制与就业方面存在的优势。这也为本文探索环境规制与就业间能否实现“双重红利”提供了合适的切入点。

(二) 理论机制

考察典型文献可知,现有研究将环境污染纳入宏观经济的理论模型中主要有五种方式。其中,Smulders and Gradus^[26]、Cole *et al.*^[27]和 Yanase^[28]等把污染当作与劳动和资本类似的生产投入要素纳入生产函数中,而当污染以要素形式进入模型时,就可以很方便地采用污染的价格反映环境规制的强度。因此,我们借鉴此分析思路,将污染排放当作一种生产要素纳入生产函数,把环境规制看作污染要素的投入价格,以此为切入点来研究当环境规制增强时给企业生产行为带来的调整及劳动力要素需求的变动。假设企业生产函数为 Cobb-Douglas 形式:

$$Y_i = AX^\alpha L^\beta K^\theta \quad 0 < \alpha, \beta, \theta < 1 \quad (1)$$

式(1)中, Y_i 表示污染企业*i*的产出水平, A 为全要素生产率, X 、 L 、 K 分别表示企业污染、劳动力和资本要素投入, α 、 β 、 θ 分别表示各要素的产出弹性系数。假设 P 代表企业生产的产品价格, R 为污染要素的投入价格, W 和 r 分别为劳动力工资和资本的价格,则企业*i*的利润函数形式可以表示为:

$$\pi_i = PAX^\alpha L^\beta K^\theta - RX - WL - rK \quad (2)$$

根据企业的利润最大化原则,对式(2)分别关于 X 、 L 、 K 求一阶偏导,可以推导出劳动力需求关于污染要素投入的表达式:

$$L = \frac{\beta}{\alpha W}RX \quad (3)$$

由于环境规制强度可以用污染要素的投入价格 R 表示,为考察环境规制强度变化对劳动力需求的影响,对式(3)关于污染要素的投入价格 R 求偏导可得:

$$\frac{\partial L}{\partial R} = \frac{\beta X}{\alpha W} \left(1 + \frac{R}{X} \frac{\partial X}{\partial R} \right) = \frac{\beta X}{\alpha W} (1 - \delta_{XR}) \quad (4)$$

其中, $\delta_{XR} = -(R/X)(\partial X/\partial R)$ 代表污染要素的需求价格弹性。当环境规制增强时,污染要素 X 的投入价格 R 上升,也即企业污染所付出的代价提高,则企业用于污染要素的投入必然减少,所以 $\partial X/\partial R < 0$ 。为了保证 δ_{XR} 非负,在弹性公式前面加了负号。公式(4)可以拆分为两部分,第一部分 $\beta X/\alpha W$ 表示环境规制增强使污染要素价格上升,相对来说劳动力要素价格下降,引起劳动力需求增加,即替代效应;第二部分 $(\beta X/\alpha W)\delta_{XR}$ 表示环境规制增强使污染要素价格上升,带来企业总成本增加,企业生产规模收缩引起劳动力需求减少,即规模效应。显然环境规制的就业效应取决于 δ_{XR} 与1之间的大小,当 $\delta_{XR} > 1$ 时,则 $\beta X/\alpha W < (\beta X/\alpha W)\delta_{XR}$,即替代效应小于规模效应, $\partial L/\partial R < 0$,意味着环境规制增强会使企业劳动力需求下降;当 $\delta_{XR} < 1$ 时,则 $\beta X/\alpha W > (\beta X/\alpha W)\delta_{XR}$,即替代效应大于规模效应, $\partial L/\partial R > 0$,表明环境规制增强反倒促进了企业劳动力需求的上升。

从理论机制分析结果来看,环境规制对就业的影响主要包含一个负向的规模效应和一个正向的替代效应,而具体净效应如何则取决于两种效应的相对大小,环境规制与就业间能否实现“双重红利”还要结合经济社会的具体特征区别考察。

三、研究设计、指标选取与数据说明

(一) 研究设计

1. 计量模型

为评估环境规制对就业的影响,本文结合“两控区”(TCZ)政策这一准自然实验,采用DID方法来进行因果识别。基本思路是将受到环境规制的城市设为实验组,反之为控制组,通过计算不同组别城市在“两控区”政策实施前后的差异,来衡量该政策是否促进了地区就业水平增长。双重差分估计模型设定如下:

$$employ_{it} = \alpha_0 + \beta tcz_{it} post_{it} + \sum \beta_k X_{kit} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,下标 i 、 t 和 k 分别代表第 i 个城市、第 t 年和第 k 个变量; $employ_{it}$ 表示各地级市的就业水平; tcz_{it} 为“两控区”分组虚拟变量,如果该城市受到了“两控区”政策干预,则 $tcz_{it} = 1$,反之,则 $tcz_{it} = 0$; $post_{it}$ 为时间虚拟变量,若 t 时期在实施“两控区”政策时间之前, $post_{it} = 0$,否则 $post_{it} = 1$; X_{kit} 代表影响地区就业水平的一系列控制变量; μ_i 、 δ_t 分别表示城市和年份固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。模型中, tcz_{it} 与 $post_{it}$ 交互项系数 β 即为所感兴趣的DID估计量,反映了“两控区”政策对地级市就业影响的净效果。

2. 平行趋势图

DID估计方法必须满足的一个假设前提是实验组和控制组在政策冲击前具有相同的走势,即满足平行趋势假设,否则无法保证政策冲击后两者之间的差异是由该项政策导致的。通过分别计算1994—2010年实验组和控制组年平均单位从业人员数,绘制二者的走势图(如图1)^④。由于早期地方政府的发展理念对环境不够重视,政策的实施也需要各方的协调,因此政策的制定与落实存在一个缓冲期。本文借鉴史贝贝等^[24]的做法,将政策制定后的第二年(即2000年)设定为政策的实际冲击时间。由图1结果可知,1994—2000年实验组和控制组的平均从业人员走势基本满足平行趋势假

设,2000年之后实验组和控制组开始出现差异,2003年后实验组和控制组差异进一步加大。因此,我们初步判定“两控区”政策的实施能够显著增加就业。

(二) 指标选取

1. 被解释变量: 就业人数(*employ*)

就业人数采用年末单位从业人员数来度量。由于环境规制影响的主要是工业企业,因此我们在全部从业人员数中剔除了乡村从业人员数和个体从业人员数。这样就能更加准确地反映因环境规制而导致的就业的变化。此外,本研究没有采用城镇登记失业率反映就业状况,一方面是因为城镇登记失业率无法剔除不受环境规制影响的失业,另一方面,城镇登记失业率在反映就业状况上与真实情况偏差过大^[29]。

2. 核心解释变量 “两控区”政策的实施($tcz_{it} \cdot post_{it}$)

这一变量是两个虚拟变量的交互项形式,用以反映空间和时间上属于“两控区”政策范围的样本。其中, tcz_{it} 表示是否属于“两控区”城市,是则为1,否则为0; $post_{it}$ 表示是否处于“两控区”政策实施的时间,政策实施后为1,实施前为0。

3. 其他控制变量

由于准自然实验的条件极为苛刻,被选为实验组的地区必须不受其他因素的干扰,否则就会造成估计的偏误。很显然,本研究中,“两控区”的选择并不是随机的,而是与早期空气污染状况相关的,不能严格地满足准自然实验的前提。根据 Li *et al.*^[30]的观点,当模型存在选择性偏误时,只要控制住引起实验组选择性偏误的因素,所得残差也能保持标准正态分布。因此,我们借鉴 Li *et al.*^[30]的做法,在模型中控制1996年到1998年的二氧化硫平均排放量^⑤。此外,从理论上来看,只有在解释变量完全外生的情况下,随机扰动项满足球形扰动项条件时,才不需要控制其他变量。但“两控区”的设置与就业之间的关系可能并不完全外生。因此本文还控制了以下变量:

(1) 地区经济发展水平(*pgdp*)。地区经济发展水平不仅与就业关系密切(奥肯定律),其对环境污染也具有一定的影响。“环境库兹涅茨曲线”假说表明,地区污染水平会随着人均GDP的增加而表现出先上升后下降的倒“U”形曲线关系^[31],而早期的污染水平又决定了该地区是否会被划入“两控区”。因此,控制地方经济发展水平不仅能够控制引起就业变动的重要因素,还能避免遗漏重要变量给模型估计带来的偏误。本文用人均GDP反映地区经济发展水平。(2) 产业结构(*is*)。不同的产业结构对就业的吸纳能力不同^[32],而且偏重于工业的产业结构更容易导致地区污染水平的上升,从而影响是否被纳入“两控区”。如果不考虑产业结构因素会使模型遗漏重要变量而不能得到无偏估计,因此,本文在此控制产业结构因素的影响。具体而言,采用第三产业总产值占GDP的比重衡量产业结构。(3) 外资水平(*fdi*)。FDI可以通过作用于产出和生产效率等因素对劳动需求产生影响,最终影响就业^[33]。不仅如此,我国早期引进外资的方式主要是“三来一补”,充当世界的加工厂,这对引入外资的地区而言无疑会增添巨大的环境负担,从而引致该地区被纳入“两控区”。所以我们同样也要控制FDI,实际操作中本文采用各地级市当年实际利用外商直接投资占GDP的比重来反映外资引进情况。

此外,为了进一步控制可能存在的遗漏变量问题,本文还控制了工资水平^[34]、劳动生产率^[35]、人力资本^[36]和交通状况^[21]等能够显著影响就业的因素。其中,工资水平(*salary*)用在岗职工的平均工



图1 实验组和控制组年平均单位从业人员趋势

资衡量,劳动生产率(lp)用规模以上工业企业总产值与从业人员比值衡量,人力资本(edu)用普通高等教育在校大学生数占年末总人口的比重衡量,交通状况($passenger$)则用客运总量衡量。

(三) 数据说明

本文采用我国 286 个地级市全市层面 1994—2010 年的面板数据作为考察对象,其中包含了 164 个“两控区”城市(酸雨控制区 103 个,二氧化硫控制区 61 个)和 122 个非“两控区”城市,且研究年份内“两控区”城市名单一直保持不变。本研究样本始于 1994 年,是因为 1994 年为分税制改革的起始年,此后的样本不再需要剥离这一政策效果的干扰;而止于 2010 年,原因则在于“两控区”政策设定的长期目标为 2010 年,此后的目标会有所改变,

政策强度也会发生变化。另外,本文数据^⑥主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国统计年鉴》和历年各省份统计年鉴,以及《酸雨控制区和二氧化硫污染控制区划分方案》。需要指出的是,1994—1998 年年末单位从业人员数与规模以上工业企业总产值这两个指标数据统计年鉴并未统计,年末单位从业人员数用各省份统计年鉴中的职工人数来代替,规模以上工业企业总产值则用乡及乡以上工业总产值替代。最后“两控区”分组变量描述性统计结果如表 1 所示。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

为评估“两控区”政策对地级市就业水平的影响,本文采用双向固定效应对模型进行回归,基准回归结果如表 2 所示。表 2 中第(1)、(2)列为全样本估计结果。第(1)列未加入控制变量,第(2)列在加入控制变量后, $tcz \cdot post$ 交互项的系数从 0.007 上升至 0.066,且在 1% 的水平上显著,这就说明了两个问题:第一,“两控区”政策($tcz \cdot post$)确实不是一个“干净”的指标,在不控制其他因素的情况下,“两控区”政策中包含了其他因素对就业的影响,从而导致了估计系数不显著;第二,控制其他变量后可知,从平均程度上来看,“两控区”政策的实施显著提升了地级市的就业水平。此外,第(2)列结果还显示,各控制变量的系数都非常显著,其中,经济发展水平、交通状况和人力资本的系数显著为正,与经济预期一致且同大部分地区的发展事实相吻合。而需要解释的是工资水平、产业结构和 FDI 的系数。

工资水平对就业的影响取决于劳动供需双方的力量差异。当劳动供给方力量较强时,劳动力失业后的再就业概率高^[37],此时高工资反映的是对劳动的需求,工资越高越有利于就业;而当劳动需求方力量较强时,较高的工资则是在工资刚性条件下,企业减少雇佣的一种手段^[38],此时,工资越高越容易挤出就业。本文中工资水平对就业的影响为负,表明我国劳动力市场总体上处于买方市场,劳动雇佣者的力量更为强势。FDI 对就业的影响也具有两面性:一方面,FDI 可以直接创造就业机会提高社会就业水平;而另一方面,FDI 还可能挤出国内投资,提升地区资本劳动比,并增加合理化裁员,从而降低地区就业水平。本研究表明,FDI 对我国就业的消极影响大于积极影响,这也与杨扬等^[39]的研究结论相吻合。而至于产业结构对就业的影响,从理论上讲,第三产业比重的增加确实会大量创造就业岗位从而有利于就业的提升。但在本研究的考察期内,我国产业结构与就业结构出现了严重的失衡,特别是从 1998 年到 2003 年,二者的协调度不断降低,当我国的工业和服务业发展正高歌猛进之时,农业剩余劳动力并没有立即实现向二三产业转移^[40],因此导致本研究中产业结构系数为负。

表 1 主要变量描述性统计

变量	“两控区”(TCZ)			非“两控区”(non-TCZ)		
	平均值	标准差	样本量	平均值	标准差	样本量
$lnemploy$	3.586	0.778	2 735	3.152	0.620	2 027
$erate$	12.309	9.942	2 715	9.608	7.208	1 994
$lnsalary$	9.345	0.704	2 716	9.212	0.708	1 931
$lnpgdp$	9.323	0.846	2 719	8.928	0.844	1 996
is	36.163	7.666	2 717	33.133	8.068	1 996
fdi	3.499	5.007	2 634	2.143	5.043	1 777
$lnlp$	11.548	1.132	2 713	11.076	1.158	1 961
$lnpassenger$	8.498	0.962	2 691	7.949	0.896	1 885
edu	1.128	1.744	2 532	0.532	0.826	1 676

表 2 基准回归及稳健性检验结果

	基准回归		稳健性检验一		稳健性检验二		稳健性检验三	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>lnemploy</i>	<i>lnemploy</i>	<i>erate</i>	<i>erate</i>	<i>lnemploy</i>	<i>erate</i>	<i>lnemploy</i>	<i>erate</i>
<i>tcz · post</i>	0.007 (0.010)	0.066*** (0.013)	-0.257 (0.172)	0.707*** (0.185)	0.055*** (0.012)	0.637*** (0.176)	0.056*** (0.012)	0.646*** (0.176)
<i>lnsalary</i>		-0.017*** (0.005)		-0.308*** (0.070)	-0.072* (0.038)	-1.101* (0.635)	-0.064** (0.032)	-1.036* (0.592)
<i>lnpgdp</i>		0.209*** (0.064)		2.703*** (0.845)	0.324*** (0.033)	4.130*** (0.703)	0.297*** (0.032)	3.928*** (0.720)
<i>is</i>		-0.003*** (0.001)		-0.002 (0.016)	-0.004*** (0.001)	-0.020 (0.017)	-0.003*** (0.001)	-0.016 (0.018)
<i>fdi</i>		-0.012*** (0.001)		-0.103*** (0.020)	-0.010*** (0.001)	-0.087*** (0.021)	-0.009*** (0.001)	-0.083*** (0.021)
<i>lnlp</i>		-0.319*** (0.026)		-4.767*** (0.371)	-0.327*** (0.019)	-4.945*** (0.350)	-0.330*** (0.019)	-4.967*** (0.347)
<i>lnSO₂</i>		-0.024*** (0.004)		-0.484*** (0.056)	-0.025*** (0.004)	-0.499*** (0.052)	-0.025*** (0.004)	-0.499*** (0.052)
<i>lnpassenger</i>		0.069*** (0.009)		1.063*** (0.152)	0.072*** (0.010)	1.074*** (0.168)	0.071*** (0.011)	1.066*** (0.169)
<i>edu</i>		0.010*** (0.003)		-0.434*** (0.060)	0.013*** (0.003)	-0.483*** (0.066)	0.010*** (0.003)	-0.502*** (0.066)
<i>invest</i>					-0.001*** (0.000)	0.003 (0.006)	-0.001*** (0.000)	0.006 (0.006)
<i>expend</i>							-0.010*** (0.002)	-0.075** (0.032)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj-R ²	0.959	0.963	0.922	0.941	0.966	0.945	0.967	0.945
观测值	4 762	3 325	4 709	3 325	2 902	2 902	2 902	2 902
数据时间跨度	1994—2010	1994—2010	1994—2010	1994—2010	1994—2008	1994—2008	1994—2008	1994—2008

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著；括号内为稳健标准误。

(二) 稳健性检验

为检验回归结果的可靠性,本文选取单位就业率指标(*erate*)代替单位从业人员数作为被解释变量来进一步考察“两控区”政策对就业水平的影响,结果见表 2 第(3)列和第(4)列。第(3)列未加入控制变量,第(4)列在控制相关因素之后,*tcz · post* 交互项的系数为正,且在 1% 的统计水平上显著,这表明即使用就业率指标来衡量地区就业水平,“两控区”政策对就业的影响效应依然存在。因此,不论从绝对量角度还是相对量角度来看,“两控区”政策的实施确实显著提升了地区就业水平。此外,由于中国长期以来都是依靠固定资产投资来拉动就业的,而且大规模建设可能还会造成对当地环境的破坏,引致环境的污染,不控制固定资产投资也可能会造成估计结果的偏误。因此,本文在模型中引入固定资产投资占 GDP 比重后重新考察“两控区”政策对就业的影响。考虑到市级固定资产投资额的统计名称在 2008 年以后发生了变更,为了保证指标的一致性,且进一步剥离 2008 年金融危机的影响,我们采用 1994 年到 2008 年的数据进行回归,结果见表 2 第(5)列和第(6)列。第(5)列和第(6)列结果表明,控制固定资产因素之后,“两控区”政策对就业的作用依然显著为正。只是,由于固定资产的投资使大量劳动力从生产部门转移到了建设部门,而法律意识的缺失和法律制度的不完善使建设部门劳动力与企业间没有形成正式劳动关系,进而表现出固定资产投资与就业的负向关系。部分学者可能还会认为政府支出规模会显著影响就业,而且对于环境治理也至关重要,没有考虑财政支出因素的估计结果不具说服力。为了应对这种质疑,本文在基准模型中考虑财政支出占比后再次评估“两控区”政策对就业的影响,结果见表 2 第(7)列和第(8)列。第(7)列和第(8)列结果表明,控制财政因素后,“两控区”政策对就业的影响依然稳健。只是财政支出比重的扩大更多地导致了基础设施建设投资的增加,从而也表现出了对就业的不利影响。

(三) 反事实检验

通过更改政策冲击时间、构造虚假的实验组和随机抽取实验组进行反事实检验,如果检验的结果与基准回归结果类似,说明即使在没有发生该政策的年份或者地区,仍然可以得到相同结论,表明就业水平的提升并非由环境规制政策导致。基本思路如下:第一种方法是构造虚假的外生政策冲击时间,即分别假设政策颁布之前的年份1996年和1997年为实际“两控区”政策实施的年份。第二种方法是构造1998年和2000年虚假实验组,即把与“两控区”城市邻近的非“两控区”城市作为实验组,其他非“两控区”城市作为控制组。这两种方法得到的反事实检验结果见表3。第三种方法是从全样本286个地级市中,随机抽取164个城市作为实验组,其余城市作为控制组,构建虚假的“两控区”分组虚拟变量,并重复随机抽取回归500次,得到的 $tcz \cdot post$ 交互项回归系数分布如图2所示。

表3中,第(1)、(2)列是第一种方法的回归结果,第(3)、(4)列是第二种方法的回归结果。由表3结果可知, $Artificial_tcz \cdot post$ 的系数在统计水平上均不显著。上述结果表明,无论是更改了政策实施年份还是设定虚假的实验组,“两控区”环境规制政策并没有促进就业水平提升,说明本文基于DID方法得到的回归结果是真实有效的。

图2中,横轴为交互项回归系数,左边纵轴为密度值,右边纵轴为P值。上面一条曲线为密度函数曲线,下面是由500次随机抽样回归系数和P值构成的点的轨迹。从图中可知,绝大部分随机抽样的回归系数分布于0附近,且P值很大,说明在虚假的“两控区”分组虚拟变量情况下,就业水平并没有受到环境规制政策的影响。安慰剂结果符合预期,进一步证实了就业水平的提升确实是由“两控区”政策引起的。

(四) 异质性分析

1. 时间异质性分析

由于基准回归只能考察“两控区”政策对就业的平均效应,而无法深度剖析政策的持续效果。因此,本文借鉴郑新业等^[41]的做法,对“两控区”政策影响就业的动态效果进行了考察。从2000年开始把“两控区”政策中的时间虚拟变量($post$)拆分为每一年份的时间虚拟变量,再与“两控区”分组虚拟变量进行交乘,就得到了“两控区”政策的长期动态效应,回归结果见表4。

表4 “两控区”政策对就业效应的影响:动态性考察

	t2000	t2001	t2002	t2003	t2004	t2005	t2006	t2007	t2008	t2009	t2010
系数	0.009	0.012	0.00	0.032 **	0.037 **	0.069 ***	0.061 ***	0.058 ***	0.058 ***	0.044 **	0.058 ***
标准误	0.016	0.017	0.016	0.015	0.016	0.018	0.018	0.019	0.019	0.022	0.022

注:以上回归控制了其他变量以及城市和年份固定效应,样本量为4058,调整后 R^2 为0.96。

表4结果表明,“两控区”政策实施的早期,对就业的影响较小且不显著。而到了2003年,政策效果开始慢慢显现,此后逐步表现出先增加后降低的倒“U”形态势。2003年“两控区”政策的就业

表3 反事实检验回归结果

	(1) 1996 lnemploy	(2) 1997 lnemploy	(3) 1998 lnemploy	(4) 2000 lnemploy
$Artificial_tcz \cdot post$	0.016 (0.032)	0.033 (0.023)	0.010 (0.020)	0.022 (0.017)
控制变量	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Adj-R ²	0.963	0.963	0.963	0.963
观测值	3 325	3 325	3 325	3 325

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著;括号内为稳健标准误。

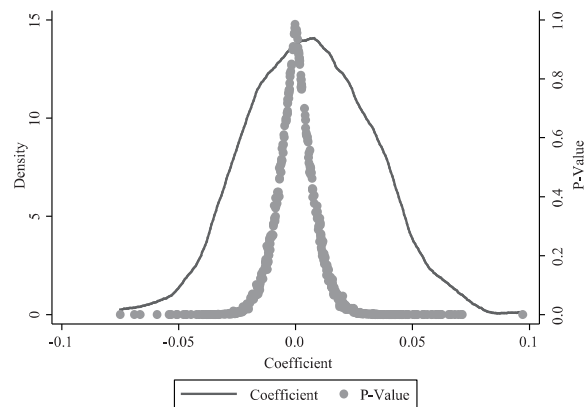


图2 500次随机抽样回归系数核密度

效应为 0.032,2004 年上升到 0.037,到了 2005 年,“两控区”政策的就业效应达到 0.069 的峰值。此后开始逐步回调,到 2009 年,该效应已经下降到了 0.044。而由于 2010 年末“两控区”将迎来第二阶段的规制目标,因此,2010 年的就业效应又出现了小幅上升。“两控区”政策的就业效应演化主要反映了“两控区”政策效果的累积与衰退周期。虽然“两控区”政策对相关区域的影响并非一次性冲击,但在持续冲击中,政策的边际效应却有所变化。正如前文所述,政策实施的边际效应会先增加后降低,而且达到边际效应最大时是在第 6 年。因此,政府在设置环境污染的目标时,可以考虑采用 6 年一个阶段。

2. 空间和行业的异质性分析

“两控区”政策的就业效应除了在时间上存在差异外,在空间和行业间也不同,忽略这些差异甚至可能会产生政策误导。鉴于此,本文将通过将全样本划分为一、二、三产业以及东、中、西部地区^⑦的子样本来分别考察“两控区”政策对就业影响的差异。具体回归结果见表 5。

表 5 分产业和地区异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	一产	二产	三产	东部	中部	西部
<i>tcz · post</i>	-0.114*** (0.036)	0.139*** (0.018)	0.020* (0.011)	0.084*** (0.019)	-0.008 (0.019)	0.010 (0.022)
<i>lnsalary</i>	0.043* (0.026)	-0.045*** (0.009)	0.004 (0.004)	-0.007 (0.006)	-0.214*** (0.041)	-0.006 (0.036)
<i>lnpgdp</i>	0.048 (0.058)	0.274*** (0.071)	0.125*** (0.046)	0.425*** (0.052)	0.323*** (0.043)	-0.002 (0.013)
<i>is</i>	-0.009*** (0.003)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)	0.003 (0.002)	-0.006*** (0.001)	-0.005*** (0.002)
<i>fdi</i>	0.001 (0.003)	-0.015*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.006* (0.003)	-0.001 (0.002)
<i>lnlp</i>	-0.216*** (0.044)	-0.374*** (0.032)	-0.202*** (0.019)	-0.447*** (0.028)	-0.279*** (0.023)	-0.212*** (0.023)
<i>lnSO₂</i>	0.016 (0.011)	-0.035*** (0.006)	-0.008** (0.003)	-0.074*** (0.007)	0.008 (0.005)	-0.004 (0.007)
<i>lnpassenger</i>	0.011 (0.024)	0.075*** (0.013)	0.056*** (0.008)	0.107*** (0.012)	0.015 (0.017)	-0.005 (0.010)
<i>edu</i>	-0.053*** (0.011)	0.008* (0.004)	0.016*** (0.002)	0.011** (0.005)	0.006 (0.004)	0.007 (0.006)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj-R ²	0.887	0.933	0.977	0.963	0.965	0.986
观测值	3 325	3 325	3 325	1 499	1 193	633

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著;括号内为稳健标准误。

由表 5 第(1)、(2)、(3)列结果可知,“两控区”政策对就业的影响确实在不同产业间表现出了明显的差异。其中,*tcz · post* 交互项系数在第一产业显著为负,在第二、三产业显著为正,表明环境规制政策对二、三产业的就业“创造”效应大于“挤出”效应。也正因如此,造成农村剩余劳动力向二、三产业加速转移,进而表现出了对第一产业就业的负向作用。第(4)、(5)、(6)列则是分地区进行的回归结果,其中第(4)列结果表明,“两控区”政策的就业效果在东部地区非常显著,其就业创造的净效应达到 0.084,高于全国平均水平 0.066;而中部、西部地区的净效应却不显著,这就意味着中部、西部地区各城市的就业“创造”和“挤出”效应的强弱程度并不一致,内部差异较大。

3. “酸控区”和“硫控区”异质性分析

本文认为在传统的东、中、西、东北地区的划分标准下,中、西和东北地区就业效应不显著的原因在于地区经济发展程度的不同,且并不是环境规制就业效应差别的主导因素^⑧。因此,本文基于酸雨控制区和二氧化硫控制区所覆盖范围的不同,再一次从区域角度考察环境规制政策就业效应的异质性,结果见表 6。

表6结果表明,不论是从就业的绝对量还是从就业的相对量来看,酸雨控制区与二氧化硫控制区内环境规制对就业的影响都完全相反。其中,酸雨控制区内环境规制强度的增强会促进就业,而二氧化硫控制区内环境规制强度的增强则会抑制就业。此外,包括工资水平、经济发展水平、FDI、产业结构、劳动生产率等在内的所有控制变量对就业的影响都基本相同。因此,我们有必要对此展开进一步分析。

(五) 机制分析

由于我国酸雨的主要成分是硫酸,因此酸雨控制区和二氧化硫控制区本质上都以限制SO₂的排放为目的,其政策手段也并无差别。但上文分析结果表明酸雨控制区与二氧化硫控制区的就业效应完全相反,因此,我们需要对酸雨控制区和二氧化硫控制区就业效应的产生机制分别进行讨论。本文的策略是采用双向固定效应模型将“两控区”交互项对7个控制变量进行回归,得到的机制分析结果见表7。

表7结果表明,环境规制政策的实施对酸雨控制区和二氧化硫控制区内的GDP、产业结构、FDI和工资水平的作用完全相反。在酸雨控制区内,环境规制促进了产业结构的升级,但却造成了GDP的降低、FDI的减少以及工资水平的降低。由此可见,在酸雨控制区内,环境规制政策通过对污染排放实行严格管制,一方面提高了外资进入的门槛,致使部分外资转移,从而降低了FDI水平;另一方面,

高污染产业想要继续投入运营就必须遵循该地区的管制标准,而严格的环境规制给企业带来“遵循成本”,降低了企业的净收益,缩减了企业生产规模,从而导致该地区工资和GDP的下降。而优质资本的进入和高污染产业的压缩又为地区产业结构升级提供了便利。因此,在酸雨控制区内,虽然严

表6 “酸控区”和“硫控区”就业效应的异质性分析

	“酸控区”		“硫控区”	
	(1) lnemploy	(2) erate	(3) lnemploy	(4) erate
<i>tcz · post</i>	0.108 *** (0.014)	1.580 *** (0.190)	-0.040 *** (0.015)	-1.330 *** (0.258)
<i>lnsalary</i>	-0.011 ** (0.005)	-0.175 *** (0.060)	-0.022 *** (0.008)	-0.341 ** (0.134)
<i>lnpgdp</i>	0.185 *** (0.065)	1.826 *** (0.691)	0.196 ** (0.090)	3.102 ** (1.350)
<i>is</i>	-0.002 (0.001)	0.022 (0.015)	-0.004 *** (0.001)	-0.017 (0.021)
<i>fdi</i>	-0.011 *** (0.001)	-0.074 *** (0.020)	-0.009 *** (0.002)	-0.079 *** (0.030)
<i>lnlp</i>	-0.289 *** (0.027)	-3.918 *** (0.336)	-0.226 *** (0.034)	-3.745 *** (0.512)
<i>lnSO₂</i>	-0.019 *** (0.004)	-0.369 *** (0.056)	-0.015 *** (0.005)	-0.283 *** (0.071)
<i>lnpassenger</i>	0.058 *** (0.012)	0.794 *** (0.165)	0.076 *** (0.010)	1.281 *** (0.177)
<i>edu</i>	0.006 * (0.004)	-0.395 *** (0.067)	0.021 *** (0.004)	-0.395 *** (0.094)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Adj-R ²	0.957	0.954	0.967	0.914
观测值	2 485	2 485	1 959	1 959

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著;括号内为稳健标准误。

表7 酸雨控制区和二氧化硫控制区就业效应机制分析

	(1) <i>lnsalary</i>	(2) <i>lnpgdp</i>	(3) <i>is</i>	(4) <i>fdi</i>	(5) <i>lnlp</i>	(6) <i>lnpassenger</i>	(7) <i>edu</i>
“酸控区”							
<i>tcz · post</i>	-0.049 ** (0.021)	-0.059 *** (0.012)	0.458 ** (0.231)	-1.590 *** (0.311)	0.028 (0.021)	-0.072 ** (0.031)	0.524 *** (0.056)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj-R ²	0.758	0.96	0.829	0.609	0.94	0.845	0.745
观测值	3 613	3 678	3 676	3 426	3 638	3 551	3 278
“硫控区”							
<i>tcz · post</i>	0.046 *** (0.016)	0.065 *** (0.012)	-0.27 (0.245)	0.414 * (0.219)	0.183 *** (0.020)	-0.015 (0.034)	0.761 *** (0.074)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj-R ²	0.851	0.959	0.857	0.626	0.947	0.813	0.743
观测值	2 965	3 033	3 033	2 760	2 997	2 910	2 606

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著;括号内为稳健标准误。

格的环境规制在短期内降低了地区经济增长水平,减少了就业,但 FDI 降低带来的就业挤出减少和工资降低带来的就业扩大在总体上增加了就业。

而对于二氧化硫控制区而言,严格的环境规制增加了 FDI、提升了工资水平、促进了经济增长。这就表明,环境规制在二氧化硫控制区内产生了“创新补偿”效应。Porter and Van der Linde^[43]认为,适当的环境规制虽然会给企业带来“遵循成本”,但与此同时也会刺激被规制企业进行技术创新,并最终带来“创新补偿”效应,而这部分效应能够部分甚至完全抵消由环境规制所带来的成本,并最终带动企业生产率和国际竞争力的提升。在二氧化硫控制区内,企业对化石能源的依赖程度较高,限制二氧化硫的排放无疑把住了高污染企业发展的命脉,因此企业对减排技术的研发比较积极。随着国内资本和 FDI 大量涌入研发部门,地区生产效率得到提升的同时,平均工资水平得以提升。但高技术壁垒的 FDI 挤出了就业,企业为了维持合理利润也大量裁员,从而引起了总体就业水平的降低。因此,从总体效应来看,二氧化硫控制区内产生的“创新补偿”效应反而在一定程度上造成了就业的降低。

至于造成酸雨控制区和二氧化硫控制区内就业效应完全相反的原因,本文认为是对化石能源依赖程度的不同导致了企业行为的差异。由于二氧化硫控制区主要在北方,其能源使用极度依赖火力发电,而酸雨控制区主要在南方,其能源供给很大一部分来自水力发电。因此,面对较高强度的二氧化硫排放限制,二氧化硫控制区内的电力、化工、冶金、有色、建材等高污染、高耗能产业别无选择,只有自我创新才能继续生存,这就导致了二氧化硫控制区内“创新补偿”效应的产生。而酸雨控制区内,高耗能产业可以选择采用清洁电力,而部分无法承担使用清洁电力所带来的成本的企业则可以选择以“关、停、并、转”的形式退出市场,而将资源转移到其他行业。这就导致了酸雨控制区内产业结构的升级,以及 GDP 和 FDI 的降低。

五、结论与政策启示

为了探讨严格的环境规制政策能否实现环保与就业的双赢,本文以“两控区”的实施作为环境规制强度变化的政策冲击,通过构建 1994 年到 2010 年 286 个地级市的面板数据集,采用双重差分法分析环境规制强度的增强对就业的影响。研究发现:从平均意义上来看,环境规制政策可以实现治污与就业的双赢。但环境规制对就业的影响除了在时间、空间和行业间具有较强的异质性之外,在酸雨控制区和二氧化硫控制区之间也存在显著的差别。其中,环境规制在酸雨控制区内主要表现为对就业的促进,而在二氧化硫控制区内则主要表现为对就业的挤出。

由此可见,同一环境规制政策在不同地区执行,其效果也会截然不同,采取一刀切的环境治理手段必然会带来效率的损失和资源的浪费。而各自为政的属地治理又会因为规制强度不一引致污染企业从环境规制强的地区流向环境规制弱的地区,从而引发“污染避难所”效应,最终无法实现环境规制的政策目标。因此,只有分区联合才是未来环境治理的必由之路。同一联合体内,各地治理污染的权、责、利相同,保证了联合体的稳定;而不同联合体间,污染治理的权、责、利又允许有差别,保证了联合体的效率。因此,分区联合既满足权、责、利的统一,又体现了共同但有差别的治污原则。此外,分区联合还有利于地方政府提升治理环境的内在激励,更加主动地参与治理。污染治理的外部性以及污染源的流动性是地方政府污染治理激励不足的主要原因,单独增强规制不仅会造成企业外流,还无法实现治污的效果,这就导致了地方政府在治污过程中陷入集体行动困境。而一旦治理行动在区域间联合展开,污染企业不能外流,污染得到控制,地方政府的政绩也能提升。因此,不论环境规制能否实现治污和就业的双赢,采取污染联合治理的手段对地方政府治污激励的提升都大有裨益。

注释:

①数据来源于《迈向环境可持续的未来——中华人民共和国国家环境分析》。

- ②考虑到环境规制与污染治理之间关系的研究较为丰富,且结论较为统一,不会因为本文额外讨论就业而改变环境规制与污染治理之间的基本关系,所以本文以环境规制有利于污染治理作为基本前提和逻辑起点,在实证中不再赘论二者的关系。
- ③资料来源于国家统计局公报。
- ④早期个体从业人员和私营部门急剧扩张,特别是1994年到2000年扩张速度年均超过10%,而农业剩余劳动力转移速度没能跟上,所以导致了城镇单位就业人员流失,表现为下降趋势。
- ⑤由于1997年以前SO₂排放数据缺失,我们在实际操作中采用1998年数据近似替代。此外,对1998年以前的年份用1998年数据代替,而1998年之后的年份用1998年数据的2倍来代替,这样既避免经过双重差分后SO₂信息被消除,又不会在控制偏误中引入其他年份的无关信息从而导致无法达到准确控制选择性偏误的目的。
- ⑥在对模型估计的实际操作过程中,本文对所有绝对量指标进行了对数化处理。
- ⑦东、中、西部地区划分标准参考彭文斌和刘友金^[42]的研究,其中东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。
- ⑧即便采用国家统计局常用的东、中、西、东北的划分方法,其结果也不显著。

参考文献:

- [1] LIU M, SHADBEGIAN R, ZHANG B. Does environmental regulation affect labor demand in China? Evidence from the textile printing and dyeing industry [J]. *Journal of environmental economics & management*, 2017, 86: 277-294.
- [2] SONG T, ZHENG T, TONG L. An empirical test of the environmental Kuznets curve in China: a panel cointegration approach [J]. *China economic review*, 2008, 19(3): 381-392.
- [3] 高世楫,王海芹,李维明. 改革开放40年生态文明体制改革历程与取向观察 [J]. *改革*, 2018(8): 49-63.
- [4] GOODSTEIN E. Jobs and the environment: an overview [J]. *Environmental management*, 1996, 20(3): 313-321.
- [5] CURTIS E M. Who loses under power plant cap-and-trade programs? [R]. NBER working paper, 2014, NO. 20808.
- [6] HENDERSON V. The impact of air quality regulation on industrial location [J]. *Annales d'économie et de statistique*, 1997, 45(45): 123-137.
- [7] 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 [J]. *Journal of political economy*, 2002, 110(6): 1175-1219.
- [8] 陆喆. 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.
- [9] BEZDEK R H, WENDLING R M, DIPERNA P. Environmental protection, the economy, and jobs: national and regional analyses [J]. *Journal of environmental management*, 2008, 86(1): 63-79.
- [10] ILS. World of work report 2009: the global jobs crisis and beyond [R]. International Institute for Labor Studies, 2009.
- [11] 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.
- [12] BELOVA A, GRAY W B, LINN J, et al. Environmental regulation and industry employment: a reassessment [R]. US Census Bureau Center for Economic studies paper, 2013, NO. CES-WP-13-26.
- [13] GRAY W B, SHADBEGIAN R J, WANG C, et al. Do EPA regulations affect labor demand? Evidence from the pulp and paper industry [J]. *Journal of environmental economics & management*, 2014, 68(1): 188-202.
- [14] 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.
- [15] 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 [J]. *中国人口科学*, 2013(3): 54-64.
- [16] 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? ——基于省级面板数据的经验分析 [J]. *经济科学*, 2014(4): 14-26.
- [17] 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 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2015(8): 135-143.

- [18] 秦楠,刘李华,孙早. 环境规制对就业的影响研究——基于中国工业行业异质性的视角[J]. 经济评论,2018(1): 106-119.
- [19] KAHN M E, MANSUR E T. Do local energy prices and regulation affect the geographic concentration of employment? [J]. *Journal of public economics*, 2013, 101(1): 105-114.
- [20] WALKER W R. Environmental regulation and labor reallocation: evidence from the Clean Air Act [J]. *American economic review*, 2011, 101(3): 442-447.
- [21] 孙文远,杨琴. 环境规制对就业的影响——基于我国“两控区”政策的实证研究[J]. 审计与经济研究,2017(5): 96-107.
- [22] CAI X, LU Y, WU M, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China [J]. *Journal of development economics*, 2016, 123: 73-85.
- [23] 张志强. 环境规制提高了中国城市环境质量吗? ——基于“拟自然实验”的证据[J]. 产业经济研究,2017(3): 69-80.
- [24] 史贝贝,冯晨,张妍,等. 环境规制红利的边际递增效应[J]. 中国工业经济,2017(12): 40-58.
- [25] 盛丹,张慧玲. 环境管制与我国的出口产品质量升级——基于两控区政策的考察[J]. 财贸经济,2017(8): 80-97.
- [26] SMULDERS S, GRADUS R. Pollution abatement and long-term growth [J]. *European journal of political economy*, 1996, 12(3): 505-532.
- [27] COLE M A, ELLIOTT R J R, WU S. Industrial activity and the environment in China: an industry-level analysis [J]. *China economic review*, 2008, 19(3): 393-408.
- [28] YANASE A. Impatience, pollution, and indeterminacy [J]. *Journal of economic dynamics & control*, 2011, 35(10): 1789-1799.
- [29] 任栋. 调查失业率与登记失业率之差异辨析[J]. 中国人口科学,2013(2): 42-48.
- [30] LI P, LU Y, WANG J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China [J]. *Journal of development economics*, 2016, 123: 18-37.
- [31] ANDREONI J, LEVINSON A. The simple analytics of the environmental Kuznets curve [J]. *Journal of public economics*, 2001, 80(2): 269-286.
- [32] 滕瑜,李天祥,于之倩. 中国就业变化的因素与潜力分析[J]. 中国软科学,2016(7): 33-42.
- [33] 毛日昇. 出口、外商直接投资与中国制造业就业[J]. 经济研究,2009(11): 105-117.
- [34] 张抗私,刘翠花,丁述磊. 正规就业与非正规就业工资差异研究[J]. 中国人口科学,2018(1): 83-94.
- [35] 罗国勋. 经济增长与劳动生产率、产业结构及就业结构的变动[J]. 数量经济技术经济研究,2000(3): 26-28.
- [36] 刘瑞明,亢延锜,黄维乔. 就业市场扭曲、人力资本积累与阶层分化[J]. 经济学动态,2017(8): 74-87.
- [37] MARGLIN S A, SCHOR J B. *The golden age of capitalism: reinterpreting the postwar experience* [M]. Oxford: Oxford University Press, 1992, 102: 639.
- [38] 张子楠,王高望,赵晓军. 工资刚性与国企效率损失[J]. 经济科学,2015(5): 44-57.
- [39] 杨扬,余壮雄,王美今. FDI对中国就业效应的检验[J]. 经济学家,2009(5): 5-14.
- [40] 单良,张涛. 中国产业结构与就业结构协调性时空演变研究[J]. 中国人口科学,2018(2): 39-49.
- [41] 郑新业,王晗,赵益卓. “省直管县”能促进经济增长吗? ——双重差分方法[J]. 管理世界,2011(8): 34-44.
- [42] 彭文斌,刘友金. 我国东中西三大区域经济差距的时空演变特征[J]. 经济地理,2010(4): 574-578.
- [43] PORTER M E, VAN DER LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. *Journal of economic perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.

(责任编辑:李敏)

Can environmental regulation and employment really achieve a “double dividend”?

An empirical study based on “two control zones” policy in China

LI Bin¹, ZHAN Kaiyun¹, HU Zhigao²

(1. School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China;

2. Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: In order to discuss whether the strict environmental regulation policy can achieve a win-win situation for environmental protection and employment, this paper took the implementation of “two control zones” as the policy impact of changes in environmental regulation intensity, by building panel data of 286 prefecture-level cities from 1994 to 2010 and using the difference-in-differences method to analyze the impact of the increase in the intensity of environmental regulation on employment. The study found that, on average, environmental regulation policies can achieve a win-win situation between pollution control and employment. However, in addition to the strong heterogeneity among time, space and industry, the impact of environmental regulation on employment also had significant difference between the acid rain control zone and the sulfur dioxide control zone. Among them, the environmental regulation in the acid rain control area was mainly manifested as the promotion of employment, while in the sulfur dioxide control area was mainly manifested as the crowding out of employment.

Key words: environmental regulation; employment “two control zones” policy; difference-in-differences “double dividend”

(上接第 36 页)

How does the construction of domestic value chain influence the expansion of enterprise international value chain?

Empirical evidence from microdata

CHEN Jian, KANG Manlin, CHEN Taijing

(School of Economics & Management, Southeast University, Nanjing 211189, China)

Abstract: Under the trend of “reverse globalization”, how China relies on the construction of domestic value chain to expand the division of international value chain has become an important issue. By reasonably defining firm-level value chain, especially in consideration of spatial heterogeneity of firm-level value chain expansion, quantitative analysis showed that: the expansion of production links in all aspects of the division of enterprise value chain is mainly concentrated on urban and national spatial scales; the higher the level of the city where the enterprise is surveyed and the larger the spatial scale of establishing the labor division in the domestic value chain, the deeper the degree of labor division in the international value chain. The empirical results confirm the above regular findings steadily and further confirm that: compared with apparent “substitution effect” for value chain connection in urban level, national level connection plays a key role in expanding international value chain connection. In terms of industry heterogeneity, it showed that due to “self-reinforcing effect”, domestic value chain of manufacturing enterprise has a “substitution effect” on international value chain expansion, especially for upstream and downstream connection, while domestic value chain connection shows a positive effect on international value chain expansion for all production linkages in service enterprises.

Key words: domestic value chain; international value chain; expansion; spatial heterogeneity; micro enterprise