

# 环境规制与劳动需求:双重红利效应存在吗?

——来自中国工业部门的经验证据

邵 帅 杨振兵\*

**摘要:**学界对于环境规制是否具有污染减排与促进劳动需求的双重红利效应尚存在争议,并较少关注环境规制对中国工业部门劳动需求的影响。本文基于2001—2013年中国工业行业的动态面板数据样本,采用广义矩估计方法,系统考察了中国工业环境规制强度对污染排放与劳动需求水平的“双重”影响。结果显示:环境规制具有减少工业污染排放与促进劳动需求水平提升的双重红利效应,且劳动需求本身具有明显的“路径依赖”特征,即其变化表现出显著的动态延续性;行业规模扩大同时有利于就业总量与工资水平的提升,但市场竞争强度并未对二者产生积极影响;创新投入和外资投入水平的提高促进了就业水平的提升,但却降低了工资水平。本文的研究结论证实了环境规制对工业污染减排和劳动需求增加均具有积极影响,从而存在明显的双重红利效应,这一结论对于我国环境保护政策的制定具有重要的现实指导意义。政府在制定环境政策的过程中应该更加积极主动地通过适度严格的环境治理政策,引导经济发展朝着更加绿色和可持续的方向加速转型。

**关键词:**环境规制;劳动需求;双重红利;工业部门;动态面板模型

## 一、引言

自从1978年改革开放伟大战略实施以来,中国经济增长速度一直处于较高水平。但快速增长的背后,环境污染问题日益严峻,且伴随着居民生活水平的提高,居民对于改善环

---

\*邵帅,上海财经大学财经研究所、城市与区域科学学院,邮政编码:200433,电子邮箱:shao.shuai@sufe.edu.cn;杨振兵(通讯作者),南京财经大学经济学院,邮政编码:210023,电子邮箱:yzbshufe@126.com。

本文系国家自然科学基金项目“能源依赖与中国区域经济发展效率的关联机制及其实证研究”(71373153)和上海市曙光计划项目“碳排放约束下的中国绿色经济发展绩效评估:经验测算、影响因素与提升路径”(14SG32)的阶段性成果。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。文责自负。

境质量的诉求也日益强烈。当前中国正处于工业化快速推进阶段,如何在加快经济发展的同时,避免对生态环境造成严重的损害,促进人与自然的和谐发展,这是中国21世纪面临的严峻挑战之一(陈诗一、陈登科,2016)。然而,环境作为一种具有非排他性和非竞争性的公共物品,在我国已经被过度消费,而且工业企业的利润最大化原则使其自身缺乏治理环境污染的积极性,使得环境保护存在明显的市场失灵。因此,要想实现经济发展与环境保护的双赢,来自政府的环境规制必不可少(张华,2017)。

保持充分就业是宏观经济发展的基本目标之一,就业问题也一直是中央及各级地方政府重点关注的民生问题,就业数量的下降将会严重威胁宏观经济安全与国家的团结稳定。从表面看,政府制定环境规制政策的目标在于减少污染排放,但同时也可能导致工业企业运营成本的上升、不利于其竞争优势的提升,从而也可能不利于就业数量的增加。然而,从经济逻辑上来讲,环境规制对就业的影响是不确定的。一方面,环境规制强度的提升必然导致企业生产成本的增加,可能减小企业规模从而降低其劳动需求;另一方面,根据“波特假说”的观点,适度的环境规制强度反而有利于技术水平与竞争优势的改善,从而可能增加劳动需求(Porter & van der Linde, 1995)。因此,环境规制对劳动需求的影响效果,是这两种效应共同作用的综合结果。

环境经济学认为,当环境政策能够控制污染排放并提高资源的配置效率时,就具有了双重红利效应(Pearce, 1991)。其中,第一重红利为消除环境污染的外部性,第二重红利则指提高资源配置效率。围绕第二重红利的不同表现形式,许多学者分别提出环境改善分别与就业(Carraro等, 1996; Strand, 1998)、福利(Goulder, 1995)、收入分配(West & Williams, 2004; Fullerton & Heutel, 2007)等多种形式的双重红利效应。De Mooij(2000)、Budzinski(2002)分别对此进行了详细探讨。

基于双重红利效应存在性的经验考察结果,现有研究可以分为“弱式双重红利”与“强式双重红利”两大类。以环境税为例,“弱式双重红利”是指采用环境税收入降低其他征税所引起的福利改善高于政府部门对企业的额税返还,并且同时改善了环境质量(Metcalf et al., 2004);“强式双重红利”指的是环境税不但可以改善环境降低污染排放还能提高整体的生产效率,并促进劳动需求或就业数量的提升。Bosello等(2001)、Benton和Jacobsen(2007)、Glomm等(2008)等的研究均发现了“强式双重红利”效应存在的经验证据。

特别地,对于环境规制是否具有污染减排与促进就业的“双重红利”效应这一问题,现有研究尚未达成共识。Strand(1998)研究认为当政府将环境税用于奖励企业对雇佣水平的增加时,就可以获得减少污染排放并同时增加就业数量的双重红利。Bezdek等(2008)也发现环境规制能够通过促使环保产业扩张而促进就业。而Morgenstern等(2002)对此提出质疑,认为环境规制对就业造成了威胁。环境规制不利于就业是因为“波特假说”指出适当的环境规制有利于技术研发与创新,但可能通过替代效应导致企业雇佣水平的下降(Berman & Bui,

2001)而不利于就业。但也有研究持反对观点,认为与落后的技术相比,清洁技术的使用可以明显促进企业雇佣员工,产生节省成本、提高企业竞争力的互补效应(Horbach & Rennings, 2013)。因此,陆旸(2011)认为由环境规制引起的污染减排与劳动力需求之间的关系依赖于生产技术本身的具体特征。同时,也有一些研究提出政府的环境税改革可能对生产活动存在严重的外部性。因此,环境规制具有双重红利效应的前提首先应该是降低污染物的排放。有鉴于此,本文在计算环境规制强度时,特别注重污染治理“投入”与“产出”的双重治理途径。

国内学者对于环境规制是否存在双重红利效应的研究并不少见,但是大多数相关研究集中于环境税(尤其是碳税)双重红利效应的研究方面(李洪心、付伯颖,2004;王德发,2006;刘凤良、吕志华,2009;刘晔、周志波,2011;梁伟等,2014),而关注政府环境规制政策“双重红利”效应的研究相对较少。陆旸(2011)将环境税双重红利的研究范畴扩展至绿色政策,并且提出环境规制政策与环境税两类绿色政策工具都可能存在双重红利效应。在环境规制是否会对就业产生影响方面,闫文娟等(2012)指出二者存在门槛特征的非线性关系,只有保持低水平的环境规制才能不损害就业。陈媛媛(2011)则发现劳动与污染品总体呈现替代关系,环境规制加强会促进就业。李珊珊(2016)认为环境规制强度的提升有利于改善就业技能结构。但是,上述研究均忽略了劳动需求及其影响因素之间可能存在的内生性问题,因此可能造成研究结果的偏误。

同农业、服务业等其他产业部门比较而言,工业部门是环境污染排放的最大部门,工业部门高能耗、高污染、高排放的特性使其成为了政府环境治理工作的首要对象,所以严格的环境规制政策必然会对工业部门的生产行为产生最为显著的影响。但是,中国的环境规制对工业部门劳动需求的影响方向和影响程度如何,现有研究对此开展的深入讨论尚不多见。

鉴于此,本文采用能够有效控制内生性问题的系统广义矩估计方法,以节能减排与吸纳就业的关键部门——工业部门为研究对象,实证考察环境规制强度对我国工业劳动需求的影响情况。本文旨在通过系统而严谨的实证研究,考察环境规制强度在中国是否存在控制工业环境污染和增加劳动需求的“双重红利”效应,从而为后续中国环境治理政策的出台和执行提供参考。

本文剩余部分的研究结构安排如下:第二部分对采用的模型、数据及方法进行具体说明;第三部分对实证检验结果进行讨论;最后为结论与政策含义。

## 二、实证策略

### (一)基本模型设定

#### 1. 第一重红利的检验模型

为了检验环境规制是否存在第一重红利,即是否对工业污染具有减排效应,我们参考邵

帅等(2010)的研究,首先构建如下的回归模型:

$$Pollut_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ERS_{it} + \alpha_2 RD_{it} + \alpha_3 CI_{it} + \alpha_4 \ln SIZE_{it} + \alpha_5 KL_{it} + \alpha_6 FDI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $i$  与  $t$  分别代表工业行业与年份;  $Pollut$  表示总体环境污染排放强度;  $ERS$  表示环境规制强度,为本文的核心解释变量;  $RD$ 、 $CI$ 、 $SIZE$ 、 $KL$  和  $FDI$  均为控制变量,分别表示创新投入、市场竞争强度、行业规模、资本深化程度和外资投入;  $\varepsilon$  为随机扰动项。上述各变量的度量指标将在后文中予以说明。

## 2. 第二重红利的检验模型

基于 Berman 和 Bui(2001)的模型,我们将企业的生产成本分为可变要素(劳动、资本)的生产成本与准固定成本(以环境治理投资反映的环境治理成本)两类,从而考虑技术水平影响的工业企业的成本函数可表示为:

$$CF = F(C_K, C_L, T, Z) \quad (2)$$

其中,  $CF$  为工业企业的生产成本,  $C_K$  为资本成本,  $C_L$  为劳动成本,  $C_L$  由工资水平( $w$ )与劳动投入( $L$ )共同决定,  $T$  为生产技术水平,  $Z$  为环境治理投资。根据 Shephard 引理,我们可以求得劳动的要素需求函数:

$$L = G(Y, C_K, w, T, Z) \quad (3)$$

参考 Berman 和 Bui(2001),环境规制( $R$ )影响劳动需求的函数可以简化表示为  $L = \delta + \mu R$ 。这样,令式(3)两边同时对环境规制求一阶导数,则可以将其转化为如下线性形式:

$$\frac{dL}{dR} = \rho_Y \frac{\partial Y}{\partial R} + \rho_T \frac{\partial T}{\partial R} + \rho_Z \frac{\partial Z}{\partial R} + \rho_K \frac{\partial C_K}{\partial R} + \rho_w \frac{\partial w}{\partial R} = \mu \quad (4)$$

(4)式中,  $\rho_X$  代表变量  $X$ ,  $X = (Y, T, Z, K, w)$  对劳动需求的影响系数。Berman 和 Bui(2001)认为,当市场充分大且充分竞争时,(4)式的最后一项( $\partial w / \partial R$ )近似为0;第一项( $\partial Y / \partial R$ )与第二项( $\partial T / \partial R$ )则分别反映环境规制对产出规模与技术进步的影响,虽然支持波特假说的相关研究认为这两项的系数为正(Brunnermeier & Cohen, 2003; Lanoie et al., 2011),但仍有一些研究对此提出了质疑(Barbera & McConnell, 1990; Gray & Shadbegian, 1995; 李胜兰等, 2014);第三项( $\partial Z / \partial R$ )为环境规制对污染治理投资的影响,通常为正;第四项( $\partial C_K / \partial R$ )为环境规制对资本成本的影响,由于企业的资本成本率=无风险利率+贝塔系数×(市场报酬率-无风险利率),环境规制对不同行业的资本成本率的差异影响不大(Berman & Bui, 2001),因此本文对此予以忽略。

我们将(4)式作为本文检验环境规制第二重红利的基本模型,并在其基础上引入创新投入、所有制结构、行业规模、市场竞争强度等可能对劳动需求产生重要影响的因素作为控制变量。这样,我们构建的检验第二重红利的计量回归方程如下:

$$\ln EMP_{it} = \beta_0 + \beta_1 ERS_{it} + \beta_2 RD_{it} + \beta_3 CI_{it} + \beta_4 \ln SIZE_{it} + \beta_5 KL_{it} + \beta_6 FDI_{it} + \tau_{it} \quad (5)$$



其中,  $EMP$  表示劳动需求,参考 Gray 等(2014),我们选取工业行业年均从业人数( $LABOR$ , 单位:万人)与年均工资( $WAGE$ , 单位:元)两个指标来更加全面地衡量劳动需求(在(5)式中均取自然对数),其中年均工资采用居民消费价格指数进行了平减。

## (二)变量指标选取

(1)总体环境污染排放强度( $Pollut$ )。由于某些行业存在个别年份某种环境污染排放为0的情况,因此不宜直接取自然对数作为本文的被解释变量,而且不同种类的污染排放也难以反映一个行业的总体环境污染排放水平。因此,我们需要构造一个能够综合反映不同种类污染排放水平的指标作为行业整体污染排放水平的合理变量。

首先,通过(6)式将各种的污染排放量进行标准化,其目的是为了使得不同行业间的污染排放具有可比性。

$$E_{ij}^s = [E_{ij} - \min(E_j)] / [\max(E_j) - \min(E_j)] \quad (6)$$

其中,  $E_{ij}$  为第  $i$  行业第  $j$  种污染物的排放数量,  $\max(E_j)$  和  $\min(E_j)$  分别为行业  $i$  各种污染物排放的最大值和最小值,  $E_{ij}^s$  为各种环境污染物排放的标准化值。根据数据的可得性,我们考虑了废水、二氧化硫、烟尘(粉尘)和固体废弃物四类污染物。

然后,计算各污染物排放指标的调整系数( $W_j$ )。考虑到不同行业的不同污染物具有差异化特征,需要借助调整系数来消除这种不同行业间的差异,具体计算过程如下:

$$W_j = \frac{E_{ij} / \sum E_{ij}}{Y_{ij} / \sum Y_i} = \frac{E_{ij}}{Y_{ij}} / \frac{\sum E_{ij}}{\sum Y_i} = \frac{UE_{ij}}{\overline{UE_{ij}}} \quad (7)$$

上式的经济学含义为:行业  $i$  污染物  $j$  的单位产值排放量( $UE_{ij}$ )与污染物  $j$  单位产值排放量的行业平均水平( $\overline{UE_{ij}}$ )之比。因此,行业  $i$  的总体污染排放强度可以表示为:

$$S_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n W_j \times E_{ij}^s \quad (8)$$

(2)环境规制强度( $ERS$ )。统计资料中缺乏直接的环境规制指标数据,现有研究对于环境规制所采用的替代指标大致可分为投入型指标与产出型指标两类:投入型指标主要包括修正的环境污染立案数、政府环境立法数量、污染治理设施运行费用(张宇、蒋殿春,2013)等;产出型指标主要包括污染物排放强度(Cole & Elliott, 2003; Domazlicky & Weber, 2004)、人均 GDP(Mani & Wheeler, 1998; 陆旸, 2009),以及包含不同污染排放的综合指数等(傅京燕、李丽莎, 2010)。其中,综合指数将不同污染物达标率进行标准化后线性加总,并考虑了多种污染物的综合环境规制情况,从而使得不同行业间的环境规制强度具有可比性,因而被广泛采用(李玲、陶锋, 2012; 蒋伏心等, 2013)。本文研究的样本区间内缺乏完整的不同污染物的排

放达标率数据,而如果单纯参考现有研究将单位产值的污染物排放量(即污染排放强度)标准化作为环境规制指标,那么仅能从结果上反映环境规制的效果,但环境规制过程是将环境成本内部化的过程,是一种典型的成本损耗过程,而污染排放强度显然无法对环境治理过程的投入要素予以反映,因而不能从绩效的角度去合理地度量环境规制强度。有鉴于此,我们采用污染治理设施运行费用对其进行修正(杨振兵等,2016),构造如下新的环境规制指标。

首先,根据前文的测算思路,我们可以计算出行业*i*的总体环境污染排放强度 $S_i$ ,我们将该指标( $S_i$ )与单位产值的污染治理设施运行费用相结合,构造了环境规制强度指标:

$$ERS_i = UPTC_i / S_i \quad (9)$$

其中, $UPTC$ 表示行业单位产值的污染治理设施运行费用(基于固定资产投资价格指数进行了平减)。上述环境规制强度指标意味着,环境规制强度的加大不仅表现为政府环境治理投入的增加,还表现为污染排放的减少,因而能够从“投入”与“产出”的角度综合反映双重环境规制的效果。

(3)研发投入( $RD$ )。研究与开发活动为企业生产技术的改进提供了可能,而且也有可能导致就业数量的变化(Berman & Bui,2001;Horbach & Rennings,2013),因此有必要对各行业的研发投入水平予以控制。基于数据的可得性,我们采用行业自主研发投入与行业产值之比对其予以度量。

(4)市场竞争强度( $CI$ )。竞争有利于要素资源的优化配置,而且竞争还有利于推动技术进步,进而影响劳动需求,所以行业的市场竞争程度也将影响就业数量的变化。本文参考Cheung和Pascual(2004)及陈羽等(2007),采用如下方法对行业市场势力进行度量:

$$lih = (VAI - LC) / Y \quad (10)$$

其中, $lih$ 为勒纳指数; $LC$ 为由工资总额度量的劳动力成本; $VAI$ 与 $Y$ 分别为工业增加值和工业总产值<sup>①</sup>。上式的计算结果越高意味着行业垄断程度越高,其值越低则意味着行业的市场竞争程度越高,因此我们进一步做如下倒数变换来更加直接地反映行业竞争强度:

$$CI = 1 / lih \quad (11)$$

(5)行业规模( $SIZE$ )。考虑到企业规模的扩大通常会提升其对生产要素的需求,因此企业规模理应是劳动需求的重要影响因素(闫文娟等,2012)。本文对不变价格的行业资产总值(单位:亿元)取自然对数,以此度量行业规模并引入模型。

(6)资本深化程度( $KL$ )。劳动和资本是工业企业两个最重要的生产要素,要素的资本深化程度对企业的资源配置效率及生产率均具有重要影响,从而必然影响企业的劳动需求。

①由于《中国工业经济统计年鉴》自2008年起不再提供工业增加值的相关数据,我们可以根据中国统计局公布的历年年末工业分大类行业增加值增长速度与前一年的增加值数据予以计算。

为不失一般性,我们采用资本投入与劳动投入之比(单位:万元/人)来对其予以度量并加以控制(Shao et al., 2016a)。其中,对于资本投入,借鉴陈诗一(2011)的思路,其基本的计算方法可以分为两步:①计算出不同年份工业各行业的折旧率,折旧率 $t = (\text{累计折旧}_t - \text{累计折旧}_{t-1}) / \text{固定资产原价}_{t-1}$ ;②根据折旧率计算出资本存量数量,当期的资本存量=当期的可比价全部口径投资额+ (1-当期折旧率) × 前期资本存量。

(7)外资投入(FDI)。外商直接投资进入东道国投资设厂,往往会对劳动需求产生重要影响,尤其对于以廉价的劳动力成本为主要驱动因素的外资而言,其对于劳动雇佣数量与工资水平均具有重要影响。基于数据的可得性,我们参考邵帅等(2016)的思路,采用外资企业销售产值与行业总体销售产值的比值来衡量外资投入水平并将其引入模型。

上述各变量<sup>①</sup>的描述性统计与相关系数分别如表1和表2所示。解释变量之间的相关系数均小于0.4,因此可以忽略多重共线性的影响。考虑到数据的可得性与连贯性,本文选取的样本区间为2001-2013年。由于统计口径不一致,对《中国工业经济统计年鉴》中报告的“其他采矿业”“工艺品及其他制造业”“废弃资源和废旧材料回收加工业”三个行业的数据予以剔除。

表1 变量描述性统计

变量	样本容量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Pollut</i>	468	1.2049	2.1443	0.0004	14.3320
<i>LABOR</i>	468	211.5660	176.7917	14.5400	977.5049
<i>WAGE</i>	468	2.1038	1.0890	0.4643	8.6085
<i>ERS</i>	468	0.4946	0.5733	0.0014	3.8690
<i>RD</i>	468	0.7386	0.5611	0.0081	2.5581
<i>CI</i>	468	4.3288	1.6647	1.1273	19.9295
<i>SIZE</i>	468	9122.08	11070.19	339.8108	74003.39
<i>KL</i>	468	28.1445	33.5538	1.2149	187.1327
<i>FDI</i>	468	0.2176	0.1350	0	0.7437

表2 各解释变量的相关系数矩阵

	<i>ERS</i>	<i>RD</i>	<i>CI</i>	<i>lnSIZE</i>	<i>KL</i>	<i>FDI</i>
<i>ERS</i>	1	0.1675	-0.0747	-0.0165	0.1150	0.1582
<i>RD</i>	0.1675	1	0.0223	0.2968	-0.2021	0.3071
<i>CI</i>	-0.0747	0.0223	1	0.0640	-0.2256	0.3388
<i>lnSIZE</i>	-0.0165	0.2968	0.0640	1	0.2515	0.0202
<i>KL</i>	0.1150	-0.2021	-0.2256	0.2515	1	-0.3839
<i>FDI</i>	0.1582	0.3071	0.3388	0.0202	-0.3839	1

①上述变量指标数据来自于《中国环境年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国科技统计年鉴》及《中国劳动统计年鉴》。

### (三)内生性与动态延续性

由于(1)式中环境规制强度的改变会影响环境污染排放强度,反过来污染排放强度升高也可能引致环境规制强度加大,因此二者可能存在双向因果关系从而可能导致内生性问题出现。此外,工业行业劳动雇佣量的增加有助于增加行业产值而扩大行业规模,而行业规模的扩大又会进一步吸纳就业人员,因而二者通常存在双向因果关系。同时,行业从业人员的增加可能引致生产活动增多而产生更多的污染排放,从而影响环境规制强度,而环境规制可以迫使企业减少能源要素的投入而相对增加劳动投入,反向因果关系难以避免。因此,(5)式也不可避免地存在内生性问题<sup>①</sup>。

另外,(1)式和(5)式隐含地假定了被解释变量(劳动需求)不存在滞后效应,也即各个解释变量均在当期对劳动需求产生影响。显然,这与现实情况有所出入,污染排放水平依赖于当期的技术水平等因素,而前期的技术等因素对当期的污染排放同样存在延续性影响。同时,工资水平的变化通常具有粘性特征(徐建炜等,2012),劳动需求可能存在所谓的“惯性”。为反映这种动态延续性,本文在(1)式与(5)式中加入因变量的滞后项将其扩展为如下动态面板模型形式进行实证考察:

$$Pollut_{it} = \alpha_0 + \phi Pollut_{i,t-1} + \alpha_1 ERS_{it} + \alpha_2 RD_{it} + \alpha_3 CI_{it} + \alpha_4 \ln SIZE_{it} + \alpha_5 KL_{it} + \alpha_6 FDI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$\ln LABOR_{it} = \beta'_0 + \gamma_1 \ln LABOR_{i,t-1} + \beta'_1 ERS_{it} + \beta'_2 RD_{it} + \beta'_3 CI_{it} + \beta'_4 \ln SIZE_{it} + \beta'_5 KL_{it} + \beta'_6 FDI_{it} + \tau'_{it} \quad (13)$$

$$\ln WAGE_{it} = \beta''_0 + \gamma_2 \ln WAGE_{i,t-1} + \beta''_1 ERS_{it} + \beta''_2 RD_{it} + \beta''_3 CI_{it} + \beta''_4 \ln SIZE_{it} + \beta''_5 KL_{it} + \beta''_6 FDI_{it} + \tau''_{it} \quad (14)$$

为了控制内生性问题,我们采用两步系统广义矩估计方法(SGMM)(Blundell & Bond, 1998; Windmeijer, 2005)对(12)式、(13)式和(14)式进行参数估计。

## 三、实证结果及讨论

### (一)第一重红利的检验结果及讨论

环境规制的第一重红利的检验结果报告于表3。Arellano-Bond(AB)检验与Sargan检验的结果均显示,我们选择的工具变量是合理有效的。由表3可以看出,滞后一期的 *Pollut* 的

<sup>①</sup>需要说明的是,囿于中国工业部门官方数据的不完整,很多变量难以进行准确度量,使得本文的模型设定过程中对于控制变量的选取受到了限制,从而可能因遗漏变量而导致内生性问题的出现。针对这一问题,一方面我们在现有数据可得的条件下,尽量将文献中和逻辑上能够对因变量产生重要影响的变量引入回归模型,并进一步构造了动态面板模型、基于采用能够有效控制内生性问题的系统广义矩估计方法对方程进行了参数估计,力求在最大程度上保证分析结果的稳健性。



系数显著为正,说明工业行业的污染排放强度确实存在明显的路径依赖特征,该结果与邵帅等(2010)的研究结果相符,从而说明当前的生产技术等因素来自于前期的经验积累与知识沉淀,使得污染排放强度存在明显的动态延续性。核心解释变量环境规制强度的系数显著为负(未考虑控制变量的模型1除外),说明环境规制强度的提升显著降低了工业污染排放强度,这说明我国的环境规制实现了控制环境污染排放的基本预期目的,具有明显的减排有效性,从而验证了环境规制的第一重红利确实存在。

表 3 第一重红利的检验结果

变量	被解释变量: <i>Pollut</i>			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>Pollut</i> <sub><i>i,t-1</i></sub>	1.0422*** (0.0018)	1.0375*** (0.0063)	1.0388*** (0.0061)	0.9792*** (0.0086)
<i>ERS</i>	0.0077 (0.0083)	-0.0336*** (0.0078)	-0.0339** (0.0080)	-0.1304*** (0.0165)
<i>CI</i>		-0.1301*** (0.0058)	-0.1238*** (0.0051)	-0.1095*** (0.0078)
<i>RD</i>			0.0674*** (0.0082)	0.0300* (0.0168)
<i>lnSIZE</i>				-0.0965*** (0.0199)
<i>KL</i>				-0.0072*** (0.0005)
<i>FDI</i>				1.0873*** (0.1267)
常数项	0.0118*** (0.0022)	0.5846 (0.0135)	0.5107*** (0.0249)	1.2409*** (0.1551)
AR(1)检验值 (P值)	-3.0949 (0.0020)	-3.0069 (0.0026)	-2.998 (0.0027)	-2.8474 (0.0044)
AR(2)检验值 (P值)	-0.3320 (0.7399)	-0.3013 (0.7632)	-0.3265 (0.7440)	-0.2627 (0.7927)
Sargan 检验值 (P值)	332827 (0.3567)	34.3810 (0.3090)	34.1616 (0.3182)	27.8793 (0.6274)
样本容量	468	468	468	468
工具变量	34	35	36	39

注:各系数下方括号中的数值为对应的标准误;AB 检验值与 Sargan 检验值下方括号数值为其相伴概率;\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

在各控制变量中, *CI* 的系数显著为负,说明市场竞争强度的提升有利于抑制污染排放,这是因为市场竞争强度可以倒逼企业进行绿色技术革新,从而引致污染排放强度的下降; *RD* 的系数显著为正,表明创新投入引致了污染排放增多,这与 Shao 等(2016b)的结论一致,其原因在于当前研发投入的主要目标集中于同质性产品生产技术和要素生产率的提高(张杰、周

晓燕,2011),并非以节能减排、提高绿色生产率水平为目标而开展(Shao等,2016b); *SIZE* 的系数显著为负,说明行业规模的扩大降低了污染排放强度,这主要可归因于规模效应的存在有利于资源节约和绿色生产效率的提高; *KL* 的系数也显著为负,说明资本化程度与绿色生产技术可能具有正向关联,即资本化程度的提升有利于污染排放强度的下降,同时资本密集型行业也是环境规制的重点实施对象,其近些年的污染排放强度下降幅度确实较大; *FDI* 的系数为正,表明外资投入增加并不利于我国工业污染排放强度的下降,从而验证了“污染避难所”假说在我国工业部门的存在性(林季红、刘莹,2013)。

(二)第二重红利的检验结果及讨论

表4 第二重红利的检验结果(LABOR)

变量	被解释变量: ln LABOR			
	模型5	模型6	模型7	模型8
ln LABOR <sub>i,t-1</sub>	0.9959*** (0.0060)	0.9924*** (0.0067)	0.5902*** (0.0140)	0.4915*** (0.0166)
ERS	0.0206*** (0.0035)	0.0221*** (0.0036)	0.0060** (0.0024)	0.0057*** (0.0018)
RD	0.1140*** (0.0093)	0.1173*** (0.0082)	0.0582*** (0.0034)	0.0474*** (0.0038)
CI		-0.0042*** (0.0007)	-0.0018 (0.0011)	-0.0034** (0.0013)
ln SIZE			0.2334*** (0.0084)	0.2762*** (0.0114)
KL			-0.0093*** (0.0005)	-0.0080*** (0.0008)
FDI				0.8366*** (0.1194)
常数项	-0.0251 (0.0321)	-0.0291 (0.0350)	0.2841*** (0.0412)	0.2020*** (0.0690)
AR(1)检验值 (P值)	-3.0265 (0.0025)	-0.3508 (0.0023)	-2.3002 (0.0214)	-2.3886 (0.0169)
AR(2)检验值 (P值)	1.5136 (0.1301)	1.5114 (0.1307)	1.4212 (0.1355)	1.3817 (0.1472)
Sargan 检验值 (P值)	35.8748 (0.2504)	35.8824 (0.2502)	34.7223 (0.2949)	35.5570 (0.2663)
样本容量	468	468	468	468
工具变量	35	36	38	39

注:各系数下方括号中的数值为对应的标准误;AB 检验值与 Sargan 检验值下方括号数值为其相伴概率;\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

我们首先以从业人员数量作为劳动需求的度量指标,检验环境规制对劳动需求的影响,

其参数估计结果报告于表4。同样,我们采用AB检验与Sargan检验验证了GMM的有效性。表4中的模型5只考虑了环境规制(*ERS*)与研发强度(*RD*)两个影响因素,模型6、7、8分别依次加入*CI*、*SIZE*、*KL*、*FDI*作为控制变量。

由表4可以看出,滞后一期的行业从业数量的系数显著为正,说明前期的劳动雇佣量显著影响当期水平,即就业表现出明显的路径依赖特征,这与我们的预期相符。中国的《劳动合同法》规定,用人单位若需要同劳动者解除劳动合同,须提前通知劳动者或者必须另外支付劳动者多余的报酬。所以,《劳动合同法》产生的解约成本的升高,导致工业从业人员数量的变化具有明显的“惯性”特征。

模型5-8中环境规制强度(*ERS*)的系数均显著为正,说明环境规制对提升工业劳动雇佣水平具有积极影响,从而表明环境规制强度除具有控制污染排放的基本作用外,还可以增加就业水平意义上的劳动需求,表现出明显的双重红利效应。这主要可以从以下几个方面来予以解释:(1)环境规制强度的提升促使企业节约能源要素的投入,而能源与劳动要素之间存在着替代效应(鲁成军、周端明,2008),因此环境规制强度的提升可以促进就业增加;(2)环境规制强度的提升能够促使企业进行技术革新,提升企业竞争力并扩大生产规模,从而进一步增加对劳动力的需求;(3)当劳动与污染物表现出一定的替代关系时,环境规制强度的提升对污染排放产生了抑制作用,从而会对就业表现出积极影响(陈媛媛,2011)。因此,环境规制的加强会促进就业上升。

模型5-8中创新投入(*RD*)的系数均显著为正,说明创新投入的增加也促进了劳动需求的增加。这可能归因于我国工业部门创新投入所带来的技术水平的提升,会增加企业利润而激励企业扩大生产规模并进一步增加企业对劳动等生产要素的需求。市场竞争强度(*CI*)的系数显著为负,即过度竞争会减少劳动需求。这是由于竞争强度高的行业利润水平相对较低,企业为了控制成本提升竞争优势不得不减少劳动投入数量。行业规模(*SIZE*)的系数显著为正,表明行业规模的扩大会增加劳动需求,这与预期相符。资本深化程度(*KL*)的系数显著为负,即要素资本深化程度较高的行业对劳动的需求水平较低。资本深化程度越高意味着一个行业的资本密集型程度也越高,从而对劳动的需求相对较低。外资投入(*FDI*)的系数显著为正,这意味着外资投入的增加也会引致劳动需求水平的提升。大多数外资企业来华投资的基本动机在于享受较低的劳动力成本,从而表现出明显的就业吸纳效应。

表5为采用劳动需求的另一个度量指标——工资水平( $\ln WAGE$ )为被解释变量的估计结果。从AB检验和Sargan检验的结果来看,各模型所使用的工具变量仍然是合理有效的。与表4相同,我们采用依次添加控制变量的方式进行参数估计。由表5可以看出,滞后一期工资水平的系数显著为正,说明前期的工资水平显著影响着当期水平,工业部门的工资水平变化同样表现出显著的路径依赖特征。这符合一般的经济规律:由于劳动合同通常是中长期

的,加之效率工资与工会谈判等原因,工资通常具有“粘性”特征而不会呈现剧烈的起伏波动变化情形,因而工资水平的变化往往具有较强的“惯性”特征。

表5 第二重红利的检验结果(WAGE)

变量	被解释变量: lnWAGE			
	模型9	模型10	模型11	模型12
$\ln WAGE_{i,t-1}$	0.9849*** (0.0018)	0.9672*** (0.0028)	0.8201*** (0.0070)	0.8004*** (0.0087)
ERS	0.0177*** (0.0031)	0.0130*** (0.0046)	0.0173** (0.0033)	0.0167*** (0.0045)
RD		-0.0486*** (0.0024)	0.0265*** (0.0032)	-0.0168*** (0.0034)
CI		0.0010 (0.0009)	-0.0026** (0.0014)	-0.0026 (0.0021)
lnSIZE			0.1161*** (0.0091)	0.1323*** (0.0102)
KL			0.0008*** (0.0001)	0.0008*** (0.0001)
FDI				-0.3114*** (0.0400)
常数项	0.1051*** (0.0023)	0.1496*** (0.0040)	-0.7890*** (0.0784)	-0.8592*** (0.0848)
AR(1)检验值 (P值)	-2.5682 (0.0102)	-0.5617 (0.0104)	-2.5897 (0.0096)	-2.6017 (0.0093)
AR(2)检验值 (P值)	-0.9862 (0.3240)	-0.5663 (0.5712)	-0.6747 (0.4998)	-0.7651 (0.4442)
Sargan 检验值 (P值)	35.1123 (0.2794)	33.6705 (0.3394)	32.6314 (0.3886)	32.0679 (0.4135)
样本容量	468	468	468	468
工具变量	34	36	38	39

注:各系数下方括号中的数值为对应的标准误;AB检验值与Sargan检验值下方括号数值为其相伴概率;\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

表5中ERS的系数均显著为正,说明环境规制会显著提升工资水平。这是由于环境规制可以提升劳动需求,而不同行业的局部市场中,劳动供给相对稳定,从而提升了劳动工资水平。RD的系数显著为负,说明行业创新投入并未对劳动工资产生改善作用。这一方面是因为工业化过程中创新投入引致的技术进步偏向于资本,并不会导致工资的增长(刘丽、任保平,2008);另一方面,企业增加创新投入成本将对工资成本产生挤出效应,从而不利于工资水平的提升。CI在模型12中的系数并不显著,说明市场竞争强度并未对工资水平产生显著影响。由于更多具有市场垄断优势的国有企业较多隐形福利并未在工资水平中得到体现,因此垄断(或者竞争程度)的高低对工资水平的影响效果并不明显。SIZE的系数显著为正,说明

行业规模的扩大利于工资水平的提升。这是由于规模经济可以降低成本、增加利润,促使工业企业有动力提高员工的效率工资以提升其生产水平。 $KL$ 的系数显著为正,说明资本深化程度较高的行业也必然拥有较高的工资水平,这一结论也容易理解。现有研究认为,资本化程度较高的行业通常利润率较高,通过较高的工资“分享”使得劳动工资水平也较高。 $FDI$ 的系数显著为负,意味着外资投入的增加会降低总体工资水平,这是因为外资企业通常为追求廉价的劳动力成本,进入东道国后并不会轻易提高工资水平,因此相比国内资本而言,外商直接投资对工资水平的影响更小(李雪辉、许罗丹,2002)。

#### 四、结论与政策含义

中国在经济快速发展过程中环境污染问题日益严峻,环境治理迫在眉睫。学界对于环境规制是否具有污染减排与促进劳动需求的“双重红利”效应尚存在争议,针对我国的相关实证检验尚不多见。本文采用GMM方法系统考察了环境规制强度对中国工业污染排放与劳动需求所产生的影响,得到以下主要结论及政策含义。

(1)环境规制强度的提升可以显著降低污染排放强度,环境规制的第一重红利在中国明显存在。由于中国工业行业内能源与劳动两种生产要素存在一定程度的替代效应,当环境规制强度加大而迫使企业减少能源要素投入时,工业企业将相对增加劳动要素的投入,从而提升工业部门对劳动的需求水平,同时对工资水平的提升也表现出的积极影响。因此,环境规制强度在中国表现出污染减排与提升劳动需求的双重红利效应。同时,由于绿色生产技术的更新需要大量的经验积累与知识储备,因此污染排放的变化表现出显著的路径依赖特征;劳动合同的约束、效率工资及工会谈判的存在等原因使得劳动需求的变化也具有显著的动态延续性。

(2)创新投入与外资投入并未对工业污染减排发挥出积极作用,而资本深化程度、行业规模与市场竞争强度则显著降低了工业污染排放强度。创新投入对工业就业水平具有明显的积极影响,但对劳动工资却未表现出积极的影响效果;行业内部过度竞争对就业水平的具有不利影响,对工资水平的影响并不明显;行业规模的扩大有利于增加企业对劳动力的需求从而提升就业水平,同时也由于降低成本而增加企业的利润空间,促使工业企业有动力提高员工的效率工资以提升其生产水平;资本深化程度较高的行业对劳动要素的需求较低,但工资水平却较高;外资投入的增加有利于就业水平的提升,但不利于工资水平的提升。

本文的研究结论证实了环境规制对工业污染减排和劳动需求增加均具有积极影响,从而存在明显的“双重红利”效应,这一结论对于我国环境保护政策的制定具有重要的现实指导意义。随着当前环境污染问题的日益严峻,中央及各级政府需要加大环境治理的力度,出台更为细致而严厉的环保政策法规以保证“有法可依”,同时在履行相关政策法规之时必须做



到“执法必严”。另外,政府在加强环境治理力度的同时,需要增加对企业治污技术研发的补贴,以引导企业的技术研发更多朝着节能减排的方向开展。更重要的是,考虑到充分就业是宏观经济政策的四大目标之一,也是维持国家稳定、保障经济发展的重要前提,因而基于本文环境规制强度的提升可以同时实现降低污染排放与增加劳动需求的现实条件下,政府部门在制定环境政策的过程中应该更加积极主动地通过适度严格的环境治理政策,引导经济发展朝着更加绿色和可持续的方向加速转型。

## 参考文献:

- [1] 陈诗一. 中国工业分行业统计数据估算:1980-2008[J]. 经济学(季刊),2011,(2):735-776.
- [2] 陈诗一,陈登科. 能源结构、雾霾治理与可持续增长[J]. 环境经济研究,2016,1(1):59-75.
- [3] 陈羽,李小平,白澎. 市场结构如何影响R&D投入?——基于中国制造业行业面板数据的实证分析[J]. 南开经济研究,2007,(1):63-68.
- [4] 陈媛媛. 行业环境规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,(5):67-73.
- [5] 傅京燕,李丽莎. 环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力[J]. 管理世界,2010,(10):87-98.
- [6] 蒋伏心,王竹君,白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济,2013,(7):44-55.
- [7] 刘凤良,吕志华. 经济增长框架下的最优环境税及其配套政策研究——基于中国数据的模拟运算[J]. 管理世界,2009,(6):40-51.
- [8] 李雪辉,许罗丹. FDI对外资集中地区工资水平影响的实证研究[J]. 南开经济研究,2002,(2):35-39.
- [9] 李玲,陶锋. 中国制造业最优环境规制强度的选择——基于绿色全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济,2012,(5):70-82.
- [10] 李洪心,付伯颖. 对环境税的一般均衡分析与应用模式探讨[J]. 中国人口、资源与环境,2004,(3):19-22.
- [11] 李珊珊. 环境规制对就业技能结构的影响——基于工业行业动态面板数据的分析[J]. 中国人口科学,2016,(5):90-101.
- [12] 李胜兰,初善冰,申晨. 地方政府竞争、环境规制与区域生态效率[J]. 世界经济,2014,(4):88-110.
- [13] 梁伟,朱孔来,姜巍. 环境税的区域节能减排效果及经济影响分析[J]. 财经研究,2014,(1):40-49.
- [14] 林季红,刘莹. 内生的环境规制:“污染天堂假说”在中国的再检验[J]. 中国人口、资源与环境,2013(1):13-18.
- [15] 刘丽,任保平. 工业化进程中实际工资的变化:技术进步偏向视角的分析[J]. 经济评论,2008,(4):29-34.
- [16] 刘晔,周志波. 完全信息条件下寡占产品市场中的环境税效应研究[J]. 中国工业经济,2011,(8):5-14.
- [17] 鲁成军,周端明. 中国工业部门的能源替代研究——基于对ALLEN替代弹性模型的修正[J]. 数量经济技术经济研究,2008,(5):30-42.
- [18] 陆旸. 环境规则影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗?[J]. 经济研究,2009,(4):28-39.
- [19] 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.
- [20] 邵帅,李欣,曹建华,杨莉莉. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究,2016,(9):73-88.

- [21] 邵帅,杨莉莉,曹建华. 工业能源消费碳排放影响因素研究——基于 STIRPAT 模型的上海分行业动态面板数据实证分析[J]. 财经研究, 2010, (11):16-27.
- [22] 王德发. 能源税征收的劳动替代效应——基于上海市 2002 年大气污染的 CGE 模型的试算[J]. 财经研究, 2006, (2):98-105.
- [23] 徐建炜,纪洋,陈斌开. 中国劳动力市场名义工资粘性程度的估算[J]. 经济研究, 2012, (4):64-76.
- [24] 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.
- [25] 杨振兵,邵帅,杨莉莉. 中国绿色工业变革的最优路径选择[J]. 经济学动态, 2016, (1):76-89.
- [26] 张华. 环境规制竞争最新研究进展[J]. 环境经济研究, 2017, 2(1):107-120.
- [27] 张杰,周晓燕. 中国本土企业为何不创新——基于市场分割视角的一个解读[J]. 山西财经大学学报, 2011, (6):82-93.
- [28] 张宇,蒋殿春. FDI、环境监管与能源消耗:基于能耗强度分解的经验检验[J]. 世界经济, 2013, (3):103-123.
- [29] Barbera, A. J. and V. D. McConnell. The Impact of Environmental Regulation on Industry Productivity: Direct and Indirect Effects[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1990, 18: 50-65.
- [30] Berman, E. and L.T.M. Bui. Environmental Regulation and Labor Demand: Evidence from the South Coast Air Basin[J]. Journal of Public Economics, 2001, 79: 265-295.
- [31] Benton, A. M. and M. Jacobsen. Ricardian Rents, Environmental Taxes and the Double Dividend Hypothesis [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2007, 53: 17-31.
- [32] Bezelek, R. H., R. M. Wendling and P. Diperna. Environmental Protection, the Economy, and Jobs: National and Regional Analyses[J]. Journal of Environmental Management, 2008, 86: 63-79.
- [33] Blundell, R. and S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. Journal of Econometrics, 1998, 87: 115-143.
- [34] Bosello, F., C. Carraro and M. Galeotti. The Double Dividend Issue: Modeling Strategies and Empirical Findings[J]. Environmental and Development Economics, 2001, 6: 9-45.
- [35] Brunnermeier, S. B. and M. A. Cohen. Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries[J]. Journal of Environmental Economics and Management. 2003, 45: 610-619.
- [36] Budzinski, O. Ecological Tax Reform and Unemployment: Competition and Innovation Issues in the Double Dividend Debate[J]. SSRN Electronic Journal, 2002.
- [37] Carraro, C., M. Galeotti and M. Gallo. Environmental Taxation and Unemployment: Some Evidence on the Double Dividend Hypothesis in Europe[J]. Journal of Public Economics, 1996, 62: 141-181.
- [38] Cheung, Y. W. and A. G. Pascual. Market Structure, Technology Spillovers, and Persistence in Productivity Differentials[J]. International Journal of Applied Economics, 2004, 1(1): 1-23.
- [39] Cole, M. A. and R. J. R. Elliott. Determining the Trade-Environment Composition Effect: The Role of Capital, Labor and Environmental Regulations[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003, 46: 363-383.
- [40] De Mooij, R.A. Environmental Taxation and the Double Dividend[M]. New York: Elsevier Science BV, 2000.
- [41] Domazlicky, B. R. and W. L. Weber. Does Environmental Protection Lead to Slower Productivity Growth in the Chemical Industry[J]. Environmental and Resource Economics, 2004, 28: 301-324.
- [42] Fullerton, D. and G. Heutel. The General Equilibrium Incidence of Environmental Taxes[J]. Journal of Public Economics, 2007, 91: 571-591.
- [43] Glomm, G., D. Kawaguchi and F. Sepulveda. Green Tax and Double Dividends in a Dynamic Economy[J].

Journal of Policy Modeling, 2008, 30: 19–32.

[44] Goulder, L.H. Environmental Taxation and the Double Dividend: A Reader's Guide[J]. International Tax and Public Finance, 1995, 2(2): 155–182.

[45] Gray, W.B. and R.J. Shadbegian. Pollution Abatement Costs, Regulation and Plant-level Productivity[R]. 1995.

[46] Gray, W.B., R.J. Shadbegian, C.B. Wang and M. Meral. Do EPA Regulations Affect Labor Demand? Evidence from the Pulp and Paper Industry[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2014, 68: 188–202.

[47] Horbach, J. and K. Rennings. Environmental Innovation and Employment Dynamics in Different Technology Fields: An Analysis Based on the German Community Innovation Survey 2009[J]. Journal of Cleaner Production, 2013, 51: 158–165.

[48] Lanoie, P., J. Lucchetti, N. Johnstone and S. Ambec. Environmental Policy, Innovation and Performance: New Insights on the Porter Hypothesis[J]. Journal of Economics & Management Strategy, 2011, 20(3): 803–842.

[49] Mani, M. and D. Wheeler. In Search of Pollution Havens? Dirty Industry in the World Economy, 1960–1995 [J]. Journal of Environment and Development, 1998, 7(3): 215–247.

[50] Metcalf, G. E., M. H. Babiker and J. Reilly. A Note on Weak Double Dividend[J]. Topics in Economic Analysis & Policy, 2004, 4(1): 1275–1275.

[51] Morgenstern, R. D., A. M. Pizer and J. S. Shih. Jobs versus the Environment: An Industry-level Perspective [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2002, 43: 412–436.

[52] Pearce, D. W. The Role of Carbon Taxes in Adjusting to Global Warming[J]. Economic Journal, 1991, 101 (407): 938–948.

[53] Porter, M. E. and C. van der Linde. Toward a New Conception of the Environment–Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97–118.

[54] Shao, S., R. Luan, Z. Yang and C. Li. Does Directed Technological Change Get Greener: Empirical Evidence from Shanghai's Industrial Green Development Transformation[J]. Ecological Indicators, 2016a, 69: 758–770.

[55] Shao, S., L. Yang, C. Gan, J. Cao, Y. Geng and D. Guan. Using an Extended LMDI Model to Explore Technology–Economic Drivers of Energy-Related Industrial CO<sub>2</sub> Emission Changes: A Case Study for Shanghai (China)[J]. Renewable & Sustainable Energy Reviews, 2016b, 55: 516–536.

[56] Strand, J. Efficient Environmental Taxation under Worker–Firm Bargaining[J]. Environmental and Resource Economics, 1998, 13: 125–141.

[57] West, S. E. and R. C. Williams. Estimates from a Consumer Demand System: Implications for the Incidence of Environmental Taxes[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2004, 47: 535–558.

[58] Windmeijer, F. A. Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators [J]. Journal of Econometrics, 2005, 126(1): 25–51.

# Environmental Regulation and Labor Demand: Does the Double Dividend Effect Exist? Evidence from China's Industrial Sector

Shao Shuai<sup>a</sup> and Yang Zhenbing<sup>b</sup>

(a: Institute of Finance and Economics Research, School of Urban and Regional Science,  
Shanghai University of Finance and Economics;

b: School of Economics, Nanjing University of Finance and Economics)

**Abstract:** There is a still controversy over whether the environmental regulation has double dividend effect on pollutant emission reduction and labor demand promotion. Moreover, the existed studies pay little attention to the influence of the environmental regulation on the labor demand in China's industrial sector. To fill such a gap, using the dynamic panel data of China's industrial sub-sectors over 2001–2013 and the generalized method of moments (GMM), this paper specially examines the double effects of environmental regulation intensity on industrial pollutant emissions and labor demand. The results indicate that the environmental regulation has the “double dividend” effect of reducing pollutant emissions and promoting labor demand in China's industrial sector. Industrial labor demand presents an evident path-dependence characteristic, i.e., its changes show significant dynamic continuity. Industrial scale is conducive to the rise in employment and wage levels, but competition intensity does not present a positive effect on both. The promotions of R&D investment and foreign direct investment enhance employment, but reduce wage. The conclusion of this study confirms that the environmental regulation has a positive impact on industrial pollution reduction and the increase of labor demand, and there is an obvious “double dividend” effect. Such a conclusion has important practical guiding significance for the formulation of China's environmental protection policy. The Chinese government does not have to worry about the adverse impact of environmental governance on employment when formulating the environmental protection policies. On the contrary, the government should make more efforts in stimulating the green and sustainable transformation of economic development through moderately rigorous environmental governance policies.

**Keywords:** Environmental Regulation; Labor Demand; Double Dividend Effect; Industrial Sector; Dynamic Panel Model

**JEL Classification:** F240, F205

(责任编辑:卢 玲)