

# 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

王 勇 施美程 李建民

**【摘 要】**文章从生产效应和需求效应两个角度分析环境规制对就业的影响,在 Morgenstern 理论框架的基础上,引入行业的特征参数考察中国环境规制对不同行业就业的影响。基于中国 2003~2010 年 38 个工业行业的面板数据,文章对环境规制与工业行业就业的关系进行实证检验。结果发现,环境规制与工业行业就业存在着 U 形关系,在当前条件下,当环境规制强度提高到某一“门槛”值时,环境规制会对工业行业就业产生促进作用;随着工业行业劳动力成本份额的上升,环境规制对就业的影响会减弱。

**【关键词】**环境规制 工业行业 就业

**【作 者】**王 勇 南开大学经济学院,博士研究生;施美程 南开大学经济学院,博士研究生;李建民 南开大学经济学院,教授。

### 一、引 言

面对日益恶化的环境问题,基于可持续发展的考虑,很多工业化国家相继实施了一系列的环境规制政策,随之而来的是所谓环境保护与经济增长间的“两难”格局。环境规制难免会对经济产生一些负面影响,其中对就业的影响尤其引人注目。自从 20 世纪 70 年代发达国家实施严格的环境规制政策以来,环境规制究竟是否会产生负面就业效应一直备受争论。环境规制对受规制行业的劳动力需求究竟会产生什么样的影响,通常难以得到一个明确的结果,因为环境规制所带来的就业调整包括一个负的规模效应和一个模棱两可的替代效应,加总的就业效应是不确定的,如果环境规制中存在新生产技术的引入,结果更加不确定(Rolf 等,1997)。Morgenstern 等(2002)从行业(造纸、石油和钢铁)分析表明,日益增加的环境支出对就业并没有产生显著影响,每 100 万美元的支出仅会净增加 1.5 个就业岗位,就业效应微乎其微。实际上,环境规制对于就业的影响很大程度上表现为行业间的就业分布变化,而不是整个经济范围内的就业水平(Walker, 2011),并且这种影响在不同行业间存在很大差异。Rolf 等(1997)对挪威 3 个制造业部门(造纸、钢铁、化学)的研究发现,对于造纸和钢铁行业,强规制企业更倾向于增加就业,而环境规制对化学行业的就业并没有产生

显著的影响。Berman 等(2001)的研究同样发现,尽管美国空气质量规制政策导致企业产生了较大的额外成本,但对就业的影响有限,不仅没有导致就业的减少,反而有轻微的促进作用,原因是受环境规制影响的企业主要是资本密集型企业。上述研究主要是针对发达国家的,国内对于环境规制政策与就业之间关系的研究非常有限。陆昉(2011)基于 VAR 模型的模拟估计,认为中国开征碳税对就业可能会产生冲击,在目前的条件下还难以实现就业的双重红利。陈媛媛(2011)采用中国工业行业的面板数据对行业环境规制的就业效应进行了经验研究,认为劳动与污染品是总的替代品,环境规制促进了就业的上升。但该研究仅使用 25 个工业行业的样本数据,且没有从行业的角度对环境规制影响就业的机制进行分析。由于经济发展阶段和国际分工不同,中国与发达国家存在着不同的就业模式。环境规制对中国就业的影响是否与发达国家一样是值得怀疑的。那么,环境规制究竟会如何影响就业?随着中国环境规制政策的不断加强和完善,环境规制是否会对就业产生影响及产生何种影响?为了回答这些问题,本文试图通过引入行业特征参数将 Morgenstern 的理论分析模型上升到行业的分析层面,利用 2003~2010 年中国 38 个工业行业的面板数据验证环境规制对工业行业就业的影响,并对理论分析进行验证,着重考察环境规制对工业行业就业的影响形式,以及劳动力成本份额对劳动需求的环境规制弹性的影响。

## 二、环境规制对就业的影响机制

环境规制政策对就业的影响取决于环境规制下微观企业的行为决策。不管采取何种方式,对受规制企业的直接影响就是不可避免的生产成本上升。一些文献将污染这种非期望产出作为一种生产要素纳入到生产函数中,通过对污染赋予一个市场价格,来分析环境规制政策下污染要素价格上升所带来的企业生产行为调整及所引起的替代效应和产出效应(Cole 等,2008; Fullerton 等,2010)。然而,这些新古典主义分析的前提是企业生产行为的调整来源于内生的市场供求调节机制,而污染要素价格的上升则来源于环境规制的外生冲击。与传统生产要素需求由企业意愿决定<sup>①</sup>不同的是,污染要素需求的降低由企业的污染控制活动决定。针对污染控制活动所具有的外生性特征,本文在 Morgenstern 等(2002)的分析框架上,引入行业特征参数(包括行业劳动力成本份额、行业污染程度及污染控制技术性质),分别从生产效应和需求效应对环境规制影响行业就业的路径进行分析,然后就环境规制对行业就业的整体影响做出判断。

### (一) 环境规制对就业的生产效应

环境规制政策对就业的生产效应主要包括两个方面:一是在生产技术不变的条件下,控污活动引起的生产成本上升使单位产量的产出需要更多劳动要素投入;二是在不同的控污技术下,控污活动会不同程度地增加对劳动力的需求。控污技术一般有末端技术和过程改

<sup>①</sup> 所谓意愿决定指的是要素需求根据价格机制来做出调整,是一种内生机制。尽管污染可以看做是一种生产要素,但与传统生产要素存在着本质的不同,因为环境要素的需求是外生的,并不仅仅由成本函数来决定。

进技术(Berman等,2001)两类。末端技术主要针对生产过程中产生的污染物,如洗涤器、除尘器等设备,在运营和监控过程中需要增加劳动力投入。过程改进技术是对产品生产过程进行改进以减少污染。二者的区别在于末端技术并不直接作用于企业的生产活动,因此不会对生产率产生影响,而在某种程度上过程改进会带来企业生产效率的提高,从而改变对劳动力的需求。因此,控污活动对劳动力需求的影响,取决于控污技术更依赖于劳动力的投入还是资本、设备的投入。

Morgenstern等(2002)提供了一种简化的企业劳动需求函数:

$$L_i = \frac{1}{P_{l,i}} S_{l,i} TC_i \quad (1)$$

其中, $L_i$ 是企业*i*的劳动力需求数量; $P_{l,i}$ 是劳动力的价格; $S_{l,i}$ 是劳动力成本占总成本的份额; $TC_i$ 是总成本。本文在此基础上考察环境规制对企业劳动力需求的生产效应。设 $RC_i$ 为环境规制下企业所要承受的环境负担,环境规制程度越高,企业的控污支出越高。为了得出环境规制下行业劳动力的需求变化,分别在式(1)两边对 $RC_i$ 求导再进行加总,即:

$$\frac{\partial L_A}{\partial RC_A} = \sum_{i=1}^n \frac{\partial L_i}{\partial RC_i} \frac{\partial RC_i}{\partial RC_A} = \frac{1}{TC_A} \left( \sum_{i=1}^n \frac{TC_i^2}{P_{l,i}} \frac{\partial S_{l,i}}{\partial RC_i} + \frac{\partial TC_A}{\partial RC_A} L_A \right) \quad (2)$$

其中, $L_A$ 是行业劳动力需求的加总; $RC_A$ 是环境规制给整个行业带来的成本负担。且 $RC_A = \sum_{i=1}^n RC_i = \sum_{i=1}^n \alpha_i RC_A$ ,  $0 < \alpha_i < 1$ ;  $\alpha_i$ 是企业*i*所支出的污染控制成本占整个行业的比重。在同一行业中,假设各个企业所面临的生产技术环境是稳定的,这种情况下规模越大的企业,污染排放越多,那么其所承担的控污成本在整个行业的比重越大,因此 $\alpha_i$ 的大小与企业在行业中规模大小成正比。我们选择 $TC_i$ 衡量企业的规模,则: $\partial RC_i / \partial RC_A = \alpha_i = TC_i / TC_A$ 。另外,由于 $TC_i = PC_i + RC_i$ <sup>①</sup>,则:

$$S_{l,i} = \frac{P_{l,i} L_i}{TC_i} = \frac{P_{l,i} (L + L_R)}{PC_i + RC_i} = \frac{P_{l,i} L + v RC_i}{PC_i + RC_i} \quad (3)$$

其中, $v = P_{l,i} L_R / RC_i$ 表示污染控制支出中的劳动力成本比重<sup>②</sup>,也代表污染控制技术的性质。

$$\frac{\partial S_{l,i}}{\partial RC_i} = \frac{v PC_i - P_{l,i} L}{(PC_i + RC_i)^2} = \frac{v PC_i - P_{l,i} L}{TC_i^2} = \frac{v TC_i - P_{l,i} L_A}{TC_i^2} \quad (4)$$

将式(4)代入式(2)得:

$$\frac{\partial L_A}{\partial RC_A} = \frac{1}{TC_A} \left( \frac{v TC_A}{P_{l,i}} - L_A \right) + \frac{\partial TC_A}{\partial RC_A} \frac{L_A}{TC_A} \quad (5)$$

① 假设环境规制下微观企业的总成本包括生产性成本和污染控制成本,其中生产性成本为 $PC = P_L L + P_K K$ ,污染控制成本为 $RC = P_{l,R} L_R + P_{k,R} K_R$ , $P_K$ 、 $P_L$ 分别是资本和劳动要素价格。 $L$ 、 $K$ 分别是生产性的劳动力投入和资本投入, $L_R$ 、 $K_R$ 分别为污染控制活动的劳动力投入和资本投入,这里采取一种简化的成本函数形式,投入要素仅包括资本和劳动力,同时假设 $L_R$ 与 $L$ 具有同质性。

② 假设在一定时期内污染控制技术水平是稳定的,并且企业采用的是同样的污染控制技术。

## (二) 环境规制对就业的需求效应

实际上,环境规制带来的生产成本增加,会进一步对产品市场产生影响。在完全竞争市场条件下,企业服从的是既定的市场价格,但由于不同的企业具有不同的成本结构,而且在环境规制下面临的成本压力也不同<sup>①</sup>,所以一些企业会因此进入“关门”条件,从而退出行业或者选择迁移到环境规制较弱的地区,进而导致整个行业产量的下降,减少该行业对劳动力的吸纳能力。这种影响取决于行业产品需求的价格弹性,弹性越小,较小的产量下降会带来较大的价格上升<sup>②</sup>,劳动力需求对生产成本的上升反应不敏感,但这种调整是一个较为长期的过程。在现实市场中,大部分行业是非完全竞争的,它们面临的是向下倾斜的需求曲线。非完全竞争市场上的厂商会通过调整产品价格把一部分负担转嫁给消费者,在向下倾斜的需求曲线的约束下,消费者需求减少,厂商收缩生产规模,导致吸纳劳动力的能力减弱。这种效应的大小主要取决于两点:一是厂商对消费者进行成本转嫁的难易程度,竞争程度越低、产品的需求价格弹性越小,成本转嫁越容易,环境规制对于厂商生产规模的影响越弱,就业效应也越弱;二是厂商生产产品的劳动投入比重,劳动密集型产品生产规模的缩小所引起的就业减少效应相对更强。

通过上述分析,不管是完全竞争还是垄断竞争的产业结构,环境规制对就业的影响均通过行业产品的需求价格弹性起作用,只是传递机制不同。为了便于分析,可以对行业间的商品进行群分,构造一个混合商品。假定行业内部的各种产品之间具有很好的替代性,但与其他行业产品之间的替代性很差。按照 Dixit 等(1977)的方法,在一定的预算约束下,关于产量的量化指数  $Q_A$  和价格的量化指数  $P_A$  可表示为:  $Q_A = (\sum_{i=1}^n q_i^\rho)^{\frac{1}{\rho}}$ ,  $P_A = (\sum_{i=1}^n p_i^{-\frac{1}{\beta}})^{-\beta}$ , 其中,  $\beta = (1-\rho)/\rho$ ,  $0 < \rho < 1$ ,  $\rho$  为行业内产品之间的替代弹性。

那么环境规制对于行业就业的需求效应为:

$$\frac{\partial L_A}{\partial RC_A} = \frac{\partial Q_A}{\partial RC_A} = \frac{\partial Q_A}{\partial P_A} \frac{P_A}{Q_A} \frac{Q_A}{P_A} \frac{\partial P_A}{\partial RC_A} = -\sigma \frac{\partial TC_A}{TC_A} \frac{1}{\partial RC_A} L_A \quad (6)$$

假设行业生产技术保持稳定,那么,劳动力产出比( $L_A/Q_A = W$ )为一常数, $\sigma$ 为行业产品的需求价格弹性<sup>③</sup>,并且假设行业产品价格变动率等于成本变动率<sup>④</sup>。

将式(5)与式(6)进行加总得到环境规制对行业就业的整体影响为:

- ① 由于规模经济的存在,环境规制下规模越小的企业通常会面临较大的单位成本效应,另外不同地区由于环境规制强弱的不同会导致企业面临不同的规制成本(Ann 等,1987)。
- ② 这种价格上升通常由高成本企业或边界企业来推动,通常价格上升的幅度会低于边界企业的平均成本增加幅度(Ann 等,1987)。
- ③  $\partial \log Q_A / \partial \log P_A = -\sigma = -[1 - \theta(q)]$ ,  $\theta(q)$  取决于行业间产品的替代程度,若强可替代则  $\theta(q)$  为负(Dixit 等,1977)。而当  $0 < \theta(q) < 1$  时,  $0 < \sigma < 1$ ; 当  $\theta(q) < 0$  时,  $\sigma > 1$ 。
- ④ 这一假设是为了简化对方程的推导,其隐含的前提是某一行业内的企业是同质的。



$$\frac{\partial L_A}{\partial RC_A} = \frac{v}{P_{L,A}} + S_{L,A} \left( \frac{\partial TC_A}{\partial RC_A} - \sigma \frac{\partial TC_A}{\partial RC_A} - 1 \right) \quad (7)$$

其中,  $P_{L,A}$  是行业劳动力价格水平,  $S_{L,A}$  是行业劳动力成本份额。由于  $RC_A = \lambda TC_A$ ,  $0 < \lambda < 1$ ,  $\lambda$  是污染控制支出在行业总成本中的比例, 即有  $\partial RC_A / \partial TC_A = \lambda$ 。进而得到劳动需求的环境规制弹性为:

$$\eta = \frac{\partial \ln L}{\partial \ln RC} = \frac{\partial L_A}{\partial RC_A} \frac{RC_A}{L_A} = \lambda \left( \frac{v}{S_L} - 1 + \frac{1}{\lambda} - \sigma \right) \quad (8)$$

由于行业间产品的替代程度通常比较弱, 所以  $0 < \sigma < 1$ , 因此环境规制的就业效应取决于  $v/S_L$  与 1 的大小。若  $v/S_L > 1$ , 环境规制的就业效应为正; 若  $v/S_L < 1$ , 环境规制的就业效应则不确定。由于上述方程中假设  $v$  在一定时期内是给定的, 所以环境规制对于就业的影响取决于  $S_L$ , 通过对劳动需求的就业弹性进行求导得到:  $\partial \eta / \partial S_L = -\lambda v / S_L^2 < 0$ , 即行业劳动力成本份额的上升倾向于降低劳动需求的环境规制弹性。

### 三、计量模型、数据来源和描述性统计

#### (一) 计量模型的设定

基于上述分析, 在考虑相关控制变量的基础上, 设置计量模型为:

$$\ln \text{employ}_{it} = C + \beta_1 \ln \text{employ}_{i,t-1} + \beta_2 \ln \text{regu}_{it} + \beta_3 (\ln \text{regu}_{it})^2 + \beta_4 \ln \text{regu}_{it} \times \text{share} + \beta_5 \ln \text{tfp}_{it} + \beta_6 \ln \text{wage}_{it} + \beta_7 \ln \text{profit}_{it} + \beta_8 \text{fixed}_{it} + \beta_9 \ln \text{enterprise}_{it} + \beta_{10} \ln \text{fdi}_{it} + \varepsilon_i + \mu_{it} \quad (9)$$

其中, 下标  $i$  表示第  $i$  个工业行业,  $t$  表示年份; 因变量为行业就业总人数 ( $\text{employ}_{it}$ ); 自变量包括环境规制程度 ( $\text{regu}_{it}$ )、全要素生产率 ( $\text{tfp}_{it}$ )、工资水平 ( $\text{wage}_{it}$ )、企业成本利润率 ( $\text{profit}_{it}$ )、固定资产投资额 ( $\text{fixed}_{it}$ )、企业数量 ( $\text{enterprise}_{it}$ )、外资进入程度 ( $\text{fdi}_{it}$ );  $\varepsilon_i$  是个体效应;  $\mu_{it}$  是随机误差项;  $\beta$  是待估参数。由于当前的就业水平可能会依赖其过去的就业水平, 为了避免模型的设定偏误, 通过引入被解释变量的一阶滞后项将其扩展为一个动态模型, 同时引入环境规制程度  $\ln \text{regu}_{it}$  的二次项来考察环境规制与工业行业就业的非线性关系 (模型一), 以及劳动力成本份额与环境规制程度的交叉项 ( $\ln \text{regu}_{it} \times \text{share}$ ) 来对第二部分的理论分析进行验证 (模型二)。

被解释变量由各工业行业年末从业人员数量表示。由于数据获取困难, 目前对环境规制程度的衡量存在较大的差异, 本文基于数据的可得性及指标的相对完整性, 选取了各工业行业废水和废气污染治理设施的运行费用<sup>①</sup>占规模以上工业企业增加值的比重和各工业行业污染治理设施的运行费用占主营业务成本的比重两个基本指标。

行业劳动力成本份额与环境规制的交叉项用来表示行业劳动力成本份额对于劳动需求环境规制弹性的影响, 其中劳动力成本份额用各工业行业年末就业人数与城镇单位就业

① 由于《中国环境统计年鉴》并没有提供分行业工业固体废物治理成本的数据, 在这里污染治理运行总成本仅包括各行业废水和废气污染治理运行费用。

人员年均工资的乘积占行业主营业务成本的比重来表示。

由于理论模型假设行业生产技术水平保持稳定,为了与其保持一致,通过引入各工业行业的全要素生产率来加以控制。全要素生产率的计算采用“索洛残差法”(郭庆旺、贾俊雪,2005),行业产出由各行业工业增加值按工业分行业生产者出厂价格指数进行平减得出;行业资本存量按照涂正革、肖耿(2005)的方法采用各工业行业的固定资产净值来表示,并通过固定资产投资价格指数进行平减。其他几个控制变量分别为:(1)工资水平由各工业行业城镇单位就业人员年均工资额按居民消费价格指数进行平减得出;(2)成本利润率由各工业行业利润与主营业务成本的比值表示;(3)固定资产投资采用各行业固定资产净值通过固定资产投资价格指数平减得出;(4)企业数量表示行业市场竞争程度;(5)“外资”进入程度由外商投资和港澳台地区投资企业产值占规模以上工业企业总产值比重表示。

## (二) 数据来源

本文实证研究的样本采用中国工业部门 38 个行业 2003~2010 年的面板数据。样本企业选定为工业行业的全部国有及规模以上非国有工业企业,因为工业行业中的其他采矿业的数据不完整,将其剔除后工业行业数目为 38 个。所用数据均根据《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》整理和计算得到,2004 年各工业行业的工业增加值数据来源于《广东工业统计年鉴(2005)》。由于 2008 年及以后各年份的《中国统计年鉴》没有各个工业行业增加值的数据,2008 年以后的工业增加值是在工业生产总产值的基础上根据 2003~2007 年各工业行业的年平均增加值率计算得出的。

## (三) 主要指标的简单

### 描述

表 1 中给出了上述因变量和自变量的简单统计描述。各个变量的最大值和最小值之间存在很大的差异,离散程度比较高,其中环境规制的变异系数高达 0.6。主要变量的统计特征并不能反映环境规制与就业的相关关系,为了进行更深入的研究,需要通过计量模型进行实证检验。

表 1 主要变量的统计描述(n=304)

变 量	均值	标准差	最小值	最大值
lnemploy	4.8685	1.0681	0.3075	6.6500
lnregu	-2.1740	1.2957	-4.7608	1.6696
(lnregu) <sup>2</sup>	6.3994	5.9017	0.0006	22.6652
lnregu × share	15.4961	12.1439	-55.3760	5.8500
lnltp	2.3879	0.5311	0.4406	3.9866
lnwage	9.8649	0.4171	8.9600	11.2406
lnprofit	2.0098	0.7182	-0.7133	4.7683
lnfixed	7.3325	1.2752	1.3917	10.7415
lnenterprise	8.5083	1.2631	4.6728	10.5891
lnfdi	2.9449	1.1974	-2.6641	4.4324

注:表中的环境规制程度为运行费用占行业增加值的比重。

## 四、计量检验及结果分析

### (一) 实证结果分析

传统面板回归检验面临着变量之间的内生性问题,包括解释变量与被解释变量之间的

内生性、非观测的个体效应与解释变量之间的内生性等。由于方程中被解释变量的一阶滞后项与复合误差中的非观测个体固定效应可能会存在相关性,导致混合 OLS 估计与固定效应估计的结果出现偏差。另外,本文中的因变量就业也会在一定程度上影响环境规制的程度,所以解释变量会与随机扰动项存在相关性,从而造成对参数的估计有偏或者无效。为了获得各解释变量系数的一致性估计,本文运用 GMM 方法克服模型中各解释变量的内生性问题。控制变量的 Spearman 相关系数矩阵显示,控制变量间的相关性都比较小,所以不会产生多重共线性问题。对回归模型进行两步的系统 GMM 估计(见表 2)。Sargan 过度识别检验的估计结果表明,GMM 的工具变量选择是有效的,并且二阶序列相关检验的结果显示扰动项之间不存在自相关的问题,说明模型的设定是合理的。此外,为了便于比较,表 2 还给出了混合 OLS 和固定效应的估计结果。

从表 2 可以看出,环境规制强度变量的一次项和二次项系数均为正值,并且在统计上显著,表明随着环境规制强度的由弱变强,对工业行业的就业产生先抑制后促进的影响,也即环境规制强度与工业行业就业之间存在 U 形关系,工业行业就业对环境规制强度的弹性为: $\beta_2 + 2\beta_3 \ln regu = 0.0118 + 0.0082 \ln regu$ 。计量分析结果表明,环境规制强度对工业行业的就业存在“门槛”效应,当环境规制强度低于这一“门槛”时,环境规制对行业就业会产生抑制作用,当环境规制强度突破这一“门槛”时,环境规制会对工业行业的就业产生促进作用。根据回归结果计算出环境规制程度的“门槛”值为  $-1.4390$ ,而 2010 年中国工业行业环境规制水平仅为  $-2.4665$ 。说明现阶段中国环境规制水平仍非常低,处于 U 形曲线的左端,环境规制会对工业行业就业产生一定的影响。当环境规制提高到拐点水平后,反而会带来更多的就业机会。其原因主要有以下几点:一是当环境规制较弱的时候,企业更容易通过增加解聘率来降低生产成本(Walker, 2011),而不是立即实施控污活动,所以弱环境规制会导致就业的减少。当环境规制程度提高,成本上升不足以通过增加解聘率来抵消,这种情况下受规制企业会积极采取控污活动,进而带来劳动力需求的增加。二是由于中国现阶段劳动力成本比较低,受规制企业更倾向于投入更多的劳动力进行末端治理,所以会出现  $v$  大于  $S_L$  的情况,环境规制对就业会产生轻微的正效应。然而,当环境规制较弱时,企业在短期为了获得较高的利润率,往往会从生产资金中拿出部分去治理污染,这就对企业生产具有挤出效应,这种对劳动力需求的负向效应就会占据主导地位,导致就业减少。长期来看,若政府不断提高环境规制强度至“门槛”值,企业就会被迫创新生产技术,提高生产率、产出和利润,带来更多的就业机会,并且这些企业更具有市场竞争力,成本转嫁可能会弱化环境规制带来的负向需求效应,因此会出现正的就业效应。三是由于本文采用的样本为规模以上工业企业,而环境规制更容易对规模较小的企业产生较大的退出市场的概率和较大的就业损失(Erik, 1998),所以样本选择会使环境规制所带来的就业损失小于实际值。

环境规制与劳动力成本份额的交叉项的回归结果显著为负,与前文的理论分析一致,说明行业劳动力成本份额的增加会降低劳动需求的环境规制弹性,从而弱化环境规制对就

表 2 模型估计结果

解释变量	Pooled OLS		FE		System-GMM	
	模型一	模型二	模型一	模型二	模型一	模型二
L. lnemploy	0.8449 (0.0235)	0.8401*** (0.0256)	0.3404 (0.0371)	0.3301*** (0.0379)	0.3105*** (0.0174)	0.2419*** (0.0207)
lnregu	-0.0065 (0.0103)	-0.0022 (0.0140)	0.0107 (0.0106)	0.0245*** (0.0144)	0.0118*** (0.0042)	0.0630*** (0.0098)
(lnregu) <sup>2</sup>	0.0017 (0.0042)		0.0008 (0.0036)		0.0041*** (0.0015)	
lnregu × share		-0.0011 (0.0019)		-0.0021** (0.0016)		-0.0082*** (0.0017)
lnfp	0.0284*** (0.0225)	0.0343 (0.0236)	-0.1298*** (0.0316)	-0.1271*** (0.0316)	-0.1566*** (0.0178)	-0.1592*** (0.0147)
lnwage	0.0308** (0.0646)	0.0242 (0.0659)	0.0744 (0.0894)	0.0509** (0.0904)	-0.1043*** (0.0364)	-0.2336*** (0.0355)
lnprofit	0.0213*** (0.0134)	0.0231* (0.0139)	0.0268*** (0.0119)	0.0319*** (0.0125)	0.0285*** (0.0070)	0.0254*** (0.0045)
lnfixed	0.0343*** (0.0181)	0.0377** (0.0194)	0.1958*** (0.0301)	0.2080*** (0.0314)	0.1551*** (0.0192)	0.1649*** (0.0208)
lnenterprise	0.0946*** (0.0197)	0.0963*** (0.0199)	0.2323*** (0.0344)	0.2333*** (0.0342)	0.3375*** (0.0125)	0.4154*** (0.0268)
lnfdi	0.0129*** (0.0103)	0.0140 (0.1048)	-0.0766*** (0.0170)	-0.0740*** (0.0171)	0.0361*** (0.0111)	0.0343*** (0.0091)
cons	-0.7536 (0.6532)	-0.7249** (0.6529)	-0.4669 (0.8263)	-0.3043*** (0.8317)	0.6448** (0.3255)	1.5563*** (0.2916)
sargan 检验					23.1025 [0.6271]	25.2622 [0.5042]
AR(1)					-1.4650 [0.1429]	-1.3808 [0.1673]
AR(2)					-1.0943 [0.2738]	-1.0591 [0.2896]
观测值	304	304	304	304	266	266

注：小括号内数字为标准误，中括号内数字为检验的 p 值。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。Pooled OLS 表示面板普通最小二乘估计，FE 表示固定效应估计，System-GMM 表示两阶段系统 GMM 估计。

业的影响。根据表 2 最后一列的回归结果，劳动需求的环境规制弹性与劳动力成本份额的关系为： $\eta=0.0630-0.0082share$ ，说明随着劳动力成本份额的上升，行业就业对环境规制带来的影响越来越不敏感。这是因为在生产技术保持稳定的情况下，劳动力成本份额的提升很



大程度是由劳动力价格上升带来的,而当劳动力价格上升到一定程度时就会改变企业更多使用劳动力治理污染的偏好,企业会更多地采用资本设备来对劳动力进行替代,也就减弱了环境规制所带来的劳动力需求增加效应。

在控制变量上,全要素生产率与就业呈显著负相关,这是由于全要素生产率提高带来的过程创新会使旧产品劳动生产效率得到改善,即同一单位产品的生产需要更少的劳动力,从而对劳动力需求产生冲击。而工资水平的上升,一方面会通过产品价格的上涨导致产品需求的大幅下降,减少劳动力投入;另一方面,工资率的上升也会导致其他生产要素对劳动的替代(张亚斌等,2006)。一个行业的利润率越高,该行业中的企业效益越好,竞争力越强,企业更具成长空间,对劳动力的需求就会提高。固定资产净值反映的是行业规模,规模越大吸纳就业能力越强,因为在某种程度上,资本和劳动力存在着一定的互补关系,机器设备的增加需要一定的劳动力数量与之相匹配。此外,随着行业内企业数量增加,就业也随之增加,说明竞争程度的提高有利于就业增长(宁光杰,2008)。而外资的进入会增加行业的就业量,因为外商投资企业能够直接吸收东道国的劳动力就业,此外,外商投资能够通过技术溢出等方式影响本土企业的生产效率,提高竞争力,从而提供更多的就业机会。

## (二) 稳健性分析

上述回归分析结果表明,环境规制对就业有显著的正效应,并且二者存在二次函数关系。为了进一步验证环境规制对工业行业就业的影响,我们引入环境规制的另一个衡量指标,对各行业就业进行回归(见表3),结果与之前的回归结果的符号基本一致,环境规制与工业行业就业呈现出显著的正相关关系,环境规制与工业行业就业存在着U形关系,拐点为-2.4830。并且环境规制与劳动力成本份额交叉项的回归系数同样为负,与理论分析预期是一致的。

## 五、结论与政策建议

本研究的基本结论是:环境规制对工业行业的就业会产生正向作用,并且存在“门槛”效应,当环境规制强度跨过“门槛”值之后,环境规制对就业的影响将产生从负向到正向的转变。劳动成本份额的变化与劳动需求的环境规制弹性呈负相关关系,即劳动力成本份额的提高会弱化环境规制对就业的影响。基于本文的研究结论,我们认为:(1)环境规制政策与就业并不冲突。虽然环境规制在一定程度上会给企业带来一定的成本压力,但二者并不必然是一对一的替代关系,环境规制甚至能够通过影响企业的生产规模和控污支出来增加就业。在劳动力价格较低的情况下,企业更容易通过劳动力投入的调整来规避成本负担,较弱的环境规制政策不能对其控污行为产生激励,反而会损失就业。因此,长期以来由于中国环境规制强度较弱,加之政策执行力度不够,导致高污染企业仍然能够依靠低成本的要素供给来维持低水平的规模扩张行为。今后,政府应加强环境规制力度,通过适度提高环境规制水平产生倒逼机制,迫使企业积极实施污染治理。(2)垄断行业的企业市场势力比较强,

表 3 使用运行费用占规模以上工业企业主营业务成本的比重作为环境规制指标的回归结果

解释变量	Pooled OLS		FE		System-GMM	
	模型一	模型二	模型一	模型二	模型一	模型二
L.lnemploy	0.8427*** (0.0236)	0.8338*** (0.0274)	0.3353*** (0.0372)	0.3160*** (0.0383)	0.3094*** (0.0183)	0.2256*** (0.0205)
lnregu	0.0102 (0.0158)	0.0030 (0.0123)	0.0179 (0.0150)	0.0316** (0.0127)	0.0217*** (0.0071)	0.0578*** (0.0077)
(lnregu) <sup>2</sup>	0.0048 (0.0039)		0.0015 (0.0033)		0.0044** (0.0017)	
lnregu × share		-0.0018 (0.0017)		-0.0029** (0.0015)		-0.0079*** (0.0016)
lnlfp	0.0271 (0.0225)	0.0442* (0.0267)	-0.1319*** (0.0315)	-0.1208*** (0.0318)	-0.1553*** (0.0180)	-0.1344*** (0.0135)
lnwage	0.0303 (0.0646)	0.0118 (0.0686)	0.0694 (0.0886)	0.0302 (0.0901)	-0.1163*** (0.0366)	-0.2640*** (0.0340)
lnprofit	0.0236* (0.0131)	0.0265** (0.0135)	0.0261*** (0.0117)	0.0333*** (0.0122)	0.0278*** (0.0073)	0.0240*** (0.0041)
lnfixed	0.0359** (0.0181)	0.0445** (0.0220)	0.2018*** (0.0304)	0.2258*** (0.0327)	0.1613*** (0.0192)	0.1854*** (0.0196)
lnenterprise	0.0952*** (0.0200)	0.0959*** (0.0199)	0.2394*** (0.0348)	0.2365*** (0.0343)	0.3334*** (0.0115)	0.4099*** (0.0239)
lnfdi	0.0101 (0.0106)	0.0135 (0.0105)	-0.0769*** (0.0169)	-0.0748*** (0.0168)	0.0358*** (0.0110)	0.0236** (0.0125)
cons	-0.7437 (0.6554)	-0.6544 (0.6637)	-0.4734*** (0.8215)	-0.1903*** (0.8284)	0.7810** (0.3258)	1.8195*** (0.2754)
sargan 检验					23.8224 [0.5861]	24.4139 [0.4957]
AR(1)					-1.4706 [0.1414]	-1.3997 [0.1616]
AR(2)					-1.1035 [0.2698]	-0.9509 [0.3417]
观测值	304	304	304	304	266	266

注：同表 2。

更容易利用其垄断地位实现成本转嫁，这样环境规制很难对垄断企业产生清洁生产激励，同时也会给消费者的福利带来损失。因此，要打破行业垄断，增强行业竞争，遏制垄断企业将环境规制成本向消费者转嫁，提高环境规制绩效。(3)在当前劳动力成本较低的情况下，实现控污从传统末端模式向清洁生产方式的转变，不能依靠单一的规制手段，还必须建立

相应的激励机制,调动企业实施清洁生产的积极性。有效的环境政策应该从知识、信息、资金和市场需求等方面为企业的清洁生产技术创新提供更多的支持,弱化企业创新面临的各种约束。

另外,本文的分析也存在着一些不足:一是没有考虑到环境规制对生产技术进而对就业所产生的影响,也就无法检验技术进步条件下环境规制的就业效应;二是由于数据的局限,无法对环境规制进行更加细致的衡量;三是没有考虑环境规制地区间差异对就业产生不一致影响的可能性。这些问题有待进一步研究。

#### 参考文献:

1. 陈媛媛(2011):《行业环境管制对就业影响的经验研究》,《当代经济科学》,第3期。
2. 郭庆旺、贾俊雪(2005):《中国全要素生产率的估算:1979~2004年》,《经济研究》,第5期。
3. 陆昉(2011):《中国的绿色政策与就业:存在双重红利吗》,《经济研究》,第7期。
4. 宁光杰(2008):《中国转型期技术应用对就业的影响研究》,《中国人口科学》,第6期。
5. 涂正革、肖耿(2005):《中国的工业生产力革命》,《经济研究》,第3期。
6. 张亚斌等(2006):《工资变动影响中国制造业出口部门就业的机理分析》,《中国人口科学》,第5期。
7. A. K. Dixit and J. E. Stiglitz (1977), Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *American Economic Review*. 67(3):pp.297-308.
8. Antweiler, W., Copeland, B.R., Taylor, M.S. (2001), Is Free Trade Good for the Environment. *American Economic Review*. 91(4):pp.877-908.
9. Ann P. and Lacy G. (1987), Predation Through Regulation: The Wage and Profit Effects of the Occupational Safety and Health Administration and the Environmental Protection Agency. *Journal of Law and Economics*. 30(2):pp.239-264.
10. Cole M. A., Elliott R., Wu Shanshan (2008), Industrial Activity and the Environment in China: an Industry-level Analysis. *China Economic Review*. 19(3):pp.393-408.
11. E. Berman and L. Bui (2001), Environmental Regulation and Labor Demand: Evidence from the South Coast Basin. *Journal of Public Economics*. 79(2):pp.265-295.
12. Erik B., Rolf G. and Arvid R. (1998), Environmental Regulations and Plant Exit. *Environmental and Resource Economics*. 11(1):pp.35-59.
13. Fullerton & Heutel (2010), The General Equilibrium Incidence of Environmental Mandates. *American Economic Journal: Economic Policy*. 2(3):pp.64-89.
14. Rolf G. & Arvid R. (1997), Do Environmental Standards Harm Manufacturing Employment. *Scandinavian Journal of Economics*. 99(1):pp.29-24.
15. Richard D. Morgenstern, William A. Pizer and Jhih-Shyang Shih (2002), Jobs Versus the Environment: An Industry-Level Perspective. *Journal of Environmental Economics and Management*. 43(3):pp.412-436.
16. W. reed Walker (2011), Environmental Regulation and Labor Reallocation: Evidence from the Clean Air Act. *American Economic Review*. 101(3):pp.442-447.

(责任编辑:朱 萍)