

环境规制扭曲、生产效率损失与规制对象的选择性保护

徐志伟

(天津财经大学 商学院, 天津 300222)

摘要: 随着环境保护逐步成为地方社会经济发展的硬性约束指标,环境规制愈发成为一种影响资源配置的重要政策工具,规制强度在不同地区、产业或企业间的异质性必然会对不同经济主体的行为和绩效产生强烈影响。迄今为止,较少有文献从要素价格相对扭曲视角对环境规制强度的异质性及其影响问题进行考察。以2001年至2015年中国排污费征缴为研究对象,将环境规制内生于企业生产过程,从要素比价效应角度通过“企业—产业—地区”三重维度的逐一加总考察了中国30个省份环境规制扭曲程度及其造成的生产效率损失。在此基础上,继续探究了规制对象选择性保护与规制扭曲之间的关系。研究发现,中国长期存在环境规制不足扭曲,这种扭曲在一些中西部省份的表现尤为明显。规制扭曲与其引致的生产效率损失之间存在“剪刀差”,随着扭曲程度的不断加深,其所造成的生产效率损失逐步下降。由行业选择性保护造成的政府严格管制行业环境规制力度不足是造成规制扭曲的直接原因,而所有制因素在其中的作用并不显著。

关键词: 环境规制; 扭曲程度; 生产效率损失; 所有制选择性保护; 行业选择性保护

中图分类号: F120.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2018)06-0089-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2018.06.002

一、引言

随着环境规制力度的不断加强,环境规制愈发成为一种影响资源配置的重要政策工具对企业生产行为和绩效产生深刻影响。各级地方政府环境规制强度并非“齐头并进”,或多或少会在不同地区、不同产业、不同企业间存在异质性。对此问题学界早已有所关注,典型如 Copeland and Taylor^[1]的“污染天堂假说”及 Porter and Linde^[2]的“波特假说”等。此后,诸多学者围绕相关理论假说对环境规制与企业投资、创新行为、生产效率的关系等一系列问题进行了大量卓有成效的经验研究。

大部分既有研究具有以下共同特征:其一,将环境规制作为企业生产决策的外生解释变量,通过构建回归模型实证环境规制对企业行为或企业绩效的影响;其二,重点考察环境规制绝对强度与企业行为或企业绩效的关系;其三,大多通过污染物去除率或环境治理投资等宏观指标考察环境规制对微观企业的作用。但上述处理方法带来如下问题:(1)将环境规制作为外生解释变量进行回归研究,估计结果经常受到计量模型设定和估计方法选择的限制,即使部分研究关注了企业行为或绩效与规制政策之间的内生关系,但如何选择合适工具变量也往往成为困扰研究开展的关键问题;(2)将环境规制绝对强度作为考察对象忽视了规制成本与劳动报酬率、资本租金率等其他核心生产要素的

收稿日期:2018-09-15; 修回日期:2018-10-24

作者简介:徐志伟(1979—),男,天津市人,经济学博士,天津财经大学商学院副教授,研究方向为政府规制与产业发展。

基金项目:国家社会科学基金一般项目(18BJY221);天津市哲学社会科学规划一般项目(TJGL18-009)

比价效应以及环境规制对于不同性质企业的结构效应,而资本、劳动等核心要素恰恰是研究企业行为或绩效不可或缺的关键变量;(3)以污染物去除率或环境治理投资等指标为代理变量从宏观层面考察环境规制对微观企业行为或绩效的影响存在数据统计口径不匹配问题,同时忽视对企业影响最直接的排污费征缴问题也难以厘清环境规制与企业生产成本之间的对应关系,可能造成估计结果有偏。

本文将各地区排污费征缴作为环境规制的考察对象并将其内生于生产函数,基于要素比价效应遵循“企业—产业—地区”三重逻辑考察了中国大陆地区除西藏自治区之外30个省份2001年至2015年环境规制扭曲程度及其造成的生产效率损失,在此基础上探究了规制对象选择性保护与规制扭曲之间的关系。文章贡献在于:其一,将环境规制内生于企业生产过程,从资源配置视角对规制强度地区异质性问题进行了重新审视,对于“第一类规制扭曲”和“第二类规制扭曲”进行了划分;其二,区别于既有文献从环境规制绝对强度异质性角度审视环境规制问题,文章构建了基于“企业—产业—地区”三重维度逐一加总测度相关变量的理论模型,在微观数据不足情况下从相对强度视角(“第二类规制扭曲”的比价效应)对实际规制强度是否满足了“合意”水平进行了判断。

二、文献综述

环境规制对生产效率的影响问题长期以来备受关注。研究路径之一是将环境规制视为严格外生政策变量,通过构建实证模型进行经验研究。如Alpay *et al.*^[3]研究发现,环境规制对于墨西哥食品加工行业生产效率的提升具有积极作用,但在美国二者之间的关系并不显著。Hamamoto^[4]通过对日本制造业考察发现,环境规制与企业R&D投资正相关,对生产效率则会产生正面影响。Lanoie *et al.*^[5]关注了环境规制的跨期作用,发现规制对加拿大魁北克省制造业生产效率的同期影响为负,滞后影响为正。Naso^[6]将研究重点置于生产效率在中国的空间再分配效应,发现随着重污染行业环境标准变化,新兴城市相关企业能够获得更快的效率提升。国内研究中,张成等^[7]发现环境规制强度与企业技术进步率之间在中东部地区呈现U型关系,张三峰和卜茂亮^[8]利用微观调查数据发现了环境规制强度与企业生产效率间存在着稳定、显著的正向关系,徐保昌和谢建国^[9]发现排污收费与企业生产效率之间存在U型关系。

但许多情况下环境规制政策会内生于其经济效果,因此部分学者将环境规制强度纳入生产函数,基于Fare *et al.*^[10]和Tone^[11]等提供的非参数估计方法,研究包含环境规制要素的生产效率及其变化。如Piot-Lepetit and Moing^[12]将ML指数分解为技术进步效应和效率提升效应,考察了硝酸盐水污染限制措施对法国养猪业的影响,发现环境规制与行业生产效率之间可以实现“双赢”。Margari *et al.*^[13]通过对DEA无效率进行分解,考察了意大利环境噪声规制强度地区异质性与交通运输行业效率之间的关系,结果发现强规制有利于企业效率的提升。Zhang *et al.*^[14]将污染物排放作为“坏产出”对中国30个省份的全要素生产率进行重新估计,发现忽略环境因素的作用将严重高估中国生产效率的增长。Chen and Gong^[15]将环境规制纳入能源消费评价模型,研究环境规制强度异质性与能源效率之间的耦合关系,发现强规制对高能耗产业生产效率提升具有积极意义。此外,国内代表性文献主要包括胡鞍钢等^[16]、涂正革^[17]、吴军^[18]、王兵等^[19]、屈小娥和席瑶^[20]、宋马林和王舒鸿^[21]等的研究。

虽在一定程度上解决了政策内生和模型选择偏差可能给生产效率估算带来的影响,但相关研究仍主要从环境规制绝对强度视角审视问题。作为一种政策工具,环境规制不仅在绝对值上存在不同经济主体间的异质性,还很可能在同一地区单元内部的不同产业或者同一产业内部的不同企业间存在与其他生产要素的相对价格(成本)差异,进而形成绝对强度配置上的相对异质性。这种相对异质性可能产生的扭曲效应也必然会对生产效率产生间接作用。但除个别文献外,关于环境规制的资源配置效应及其影响的研究还相对较少。

在一个完全竞争市场中,当不存在影响要素自由流动的障碍和摩擦时,地区内部各产业或企业的边际产出应该相等,从而生产要素价格比也就应该相等,反之则存在资源配置扭曲。因此,可将要素扭曲定义为同一要素价格在不同产业或企业之间构成比例的差异性。如将环境规制纳入生产函数,则不能排除如劳动力、资本等其他生产要素一样,也可能存在配置上的扭曲效应。从理论上讲,相对于市场化配置程度更高的劳动力和资本两种生产要素而言,以政府选择为主的环境规制更易于在不同规制对象间产生扭曲,这恰恰是研究环境规制扭曲、生产效率损失和规制对象选择性保护之间关系的价值所在。

Hsieh and Klenow^[22]于一篇经典文献中在规模报酬不变条件下运用“扭曲税”形式对资本扭曲和产出扭曲进行了重新定义,并在此基础上对中国和印度资源错配及其导致的效率损失进行了估算。此后,围绕其研究(以下简称“HK模型”),Aoki^[23]、Brandt *et al.*^[24]、龚关和胡关亮^[25]、肖兴志和李沙^[26]等从多视角进行了研究拓展。HK模型及其拓展实际上为重新审视环境规制异质性问题提供了一个新的理论框架,即将环境规制视作生产要素纳入企业生产过程,从要素比价效应视角对不同经济主体间环境规制强度异质性及其造成的生产效率损失进行重新审视。虽然受现有统计资料限制,研究依然未能深入至微观企业层面,但至少能够在兼顾核心生产要素比价效应基础上,基于污染物排放的边际产出从“企业—产业—地区”三个层面重新梳理出环境规制异质性、规制扭曲、生产效率损失三者之间的理论逻辑,以为环境规制的经济效应研究探索新路径。

三、模型构建与数据处理

(一) 规制扭曲的测度

根据HK模型及其拓展,将某地区经济视为一个相对独立的决策单元,该地区经济活动分布于 S ($s=1, \dots, S$)个异质性行业。其中,第 s 个行业由具有垄断竞争性质的 I ($i=1, \dots, I_s$)个企业组成。企业的生产过程需要投入三种生产要素:劳动力 L 、资本 K 和污染物 C 。同时,该地区经济另存有一家代表性的完全竞争厂商向消费者提供一篮子最终消费品,其生产过程所需投入的生产要素 Y 由上述 S 个异质性行业中的相关企业共同生产,第 s 个行业中的第 i 个企业具有C-D生产函数性质:

$$Y_{si} = A_{si} L_{si}^{\alpha_s} K_{si}^{\beta_s} C_{si}^{\gamma_s} \quad (1)$$

其中 A 表示企业生产效率, α 、 β 和 γ 分别表示该行业的劳动力、资本和污染物的产出弹性。假设企业具有规模报酬不变生产性质,即 $\gamma = 1 - \alpha - \beta$ 。

史晋川和赵自芳^[27]曾对中国劳动力市场和资本市场相对扭曲程度做过归纳比较,发现受函数设定、数据口径等因素的影响,扭曲程度的最终比较结果莫衷一是,估计值甚至相差几十倍。但既有研究基本在以下方面达成共识:资本扭曲主要来源于企业能否以相近的成本从融资渠道获得信贷资金;中国资本市场扭曲的主因在于政府通过差别化信贷政策对国有企业进行变相补贴,从而使不同所有制性质企业在资本市场表现出巨大的融资成本差异。相对于劳动力市场,资本市场在地区间的扭曲程度可能要远弱于在不同所有制企业之间的扭曲。或者说,资本报酬率的地区差异可能远小于其在不同所有制企业之间的差异。综上考虑,本文主要通过计算其他要素与资本报酬率的比价关系对要素扭曲进行刻画。具体而言,设定 $\tau_{Y, si}$ 为产出扭曲因子,它以相同的比例作用于三种生产要素的边际产出。 $\tau_{L, si}$ 和 $\tau_{C, si}$ 分别表示相对于资本的劳动力扭曲因子和污染物扭曲因子。此时,企业 i 的利润函数可以表示为:

$$\pi_{si} = (1 - \tau_{Y, si})P_{si}Y_{si} - (1 + \tau_{L, si})\omega L_{si} - rK_{si} - (1 + \tau_{C, si})\delta C_{si} \quad (2)$$

其中 P_{si} 为企业 i 在不存在产出扭曲情况下所售商品的价格。 ω 和 r 分别表示地区内部不同行业和企业间的平均劳动报酬率和平均资本报酬率, δ 表示平均排污收费价格。 $(1 - \tau_{Y, si})P_{si}Y_{si}$ 、 $(1 + \tau_{L, si})\omega L_{si}$ 、 $(1 + \tau_{C, si})\delta C_{si}$ 分别表示企业 i 名义的产出水平、劳动力成本和排污费缴纳金额。假设第 s 个行业内部的全部 I 家企业均具有常数替代弹性,则该行业所有企业的总产出可以表示为:

$$Y_s = \left(\sum_{i=1}^I Y_{si}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (3)$$

其中 σ 为替代弹性。由此可以得到反需求函数:

$$P_{si} = P_s (Y_s / Y_{si})^{\frac{1}{\sigma}} \quad (4)$$

根据企业利润最大化的条件可以有:

$$\frac{\partial P_{si} (Y_s) Y_{si}}{\partial Y_{si}} = \frac{\partial V_{si}}{\partial Y_{si}} \quad (5)$$

$$\frac{\partial \pi_{si}}{\partial L_{si}} = \frac{\partial \pi_{si}}{\partial K_{si}} = \frac{\partial \pi_{si}}{\partial C_{si}} \quad (6)$$

其中, 式(5)中的 $V_{si} = (1 + \tau_{L, si}) \omega L_{si} + rK_{si} + (1 + \tau_{C, si}) \delta C_{si}$ 为企业生产成本, 因此式(5)等价于 $MR = MC$ 。式(6)为利润最大化时要素投入的均衡条件, 即要素投入的边际利润必须相等, 否则将调整要素投入直至边际利润相等为止。将式(5)和式(6)联立求解即可得到如下结果:

$$P_{si} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{1}{A_{si}(1-\tau_{Y, si})} \left[\frac{\omega(1+\tau_{L, si})}{\alpha_s} \right]^{\alpha_s} \left(\frac{R}{\beta_s} \right)^{\beta_s} \left[\frac{\delta(1+\tau_{C, si})}{\gamma_s} \right]^{\gamma_s} \quad (7)$$

$$\frac{K_{si}}{L_{si}} = \frac{\omega(1+\tau_{L, si})}{\alpha_s} \frac{\beta_s}{R} \quad (8)$$

$$\frac{K_{si}}{C_{si}} = \frac{\delta(1+\tau_{C, si})}{\gamma_s} \frac{\beta_s}{R} \quad (9)$$

将式(1)代入式(7)可以得到:

$$P_{si} Y_{si} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{1}{(1-\tau_{Y, si})} \left[\frac{\omega(1+\tau_{L, si}) L_{si}}{\alpha_s} \right]^{\alpha_s} \left(\frac{RK_{si}}{\beta_s} \right)^{\beta_s} \left[\frac{\delta(1+\tau_{C, si}) C_{si}}{\gamma_s} \right]^{\gamma_s} \quad (10)$$

对式(10)求劳动力的边际产出可以得到:

$$MRPL_{si} = \frac{\partial (P_{si} Y_{si})}{\partial L_{si}} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\alpha_s}{(1-\tau_{Y, si})} L_{si}^{\alpha_s-1} \left[\frac{\omega(1+\tau_{L, si})}{\alpha_s} \right]^{\alpha_s} \left(\frac{RK_{si}}{\beta_s} \right)^{\beta_s} \left[\frac{\delta(1+\tau_{C, si}) C_{si}}{\gamma_s} \right]^{\gamma_s} \quad (11)$$

将式(8)和式(9)代入式(11), 可以得到劳动力的边际产出:

$$MRPL_{si} = \frac{\partial (P_{si} Y_{si})}{\partial L_{si}} \propto \alpha_s \frac{\sigma-1}{\sigma} \frac{P_{si} Y_{si}}{L_{si}} = \omega \frac{1+\tau_{L, si}}{1-\tau_{Y, si}} \quad (12)$$

同理, 可以得到污染物的边际产出:

$$MRPC_{si} = \frac{\partial (P_{si} Y_{si})}{\partial C_{si}} \propto \gamma_s \frac{\sigma-1}{\sigma} \frac{P_{si} Y_{si}}{C_{si}} = \delta \frac{1+\tau_{C, si}}{1-\tau_{Y, si}} \quad (13)$$

在此基础上将 $MRPL$ 和 $MRPC$ 求比值, 可以得到:

$$\frac{MRPL_{si}}{MRPC_{si}} = \frac{\alpha_s C_{si}}{\gamma_s L_{si}} = \frac{\omega(1+\tau_{L, si})}{\delta(1+\tau_{C, si})} \quad (14)$$

对于企业 i 而言, 名义单位工资成本为 $\omega_{si} = (1 + \tau_{L, si}) \omega$, 由此可得:

$$DIST_regu_{si} = 1 + \tau_{C, si} = \frac{\gamma_s \omega_{si}}{\alpha_s \delta C_{si}} \quad (15)$$

其中 $\omega_{si} = \omega_{si} L_{si}$ 为企业 i 在样本期间内所实付的工资成本总额。将 $DIST_regu_{si}$ 定义为企业 i 的规制扭曲系数, 当不存在规制扭曲时企业层面的 $DIST_regu_{si} = 1$ 。实际上, 企业层面的 $DIST_regu_{si}$ 具有两重含义: (1) “第一类规制扭曲”, 即能够反映不同企业间环境规制强度相对差异的污染物要素比价效应。简单说, 就是相对于其他企业而言, 对企业 i 的单位排污收费价格是偏高还是偏低了。如果企业 i 被免征或减征排污费, 则 $DIST_regu_{si}$ 就会小于 1。(2) “第二类规制扭曲”, 即能够反映同

一企业内部相对于其他要素价格的污染物要素比价效应。简单说,就是相对企业 i 自身的其他要素价格而言,对于单位污染物的排污收费价格是偏高了还是偏低了。与其他要素价格相比较,如果企业排污所承担的规制成本相对偏低,则 $DIST_regu_{si}$ 就会大于 1。

在此基础上,用 ζ 表示该样本地区征缴的排污费总额,遵循“企业—产业—地区”三重逻辑以企业(行业)排污量占行业(地区)排污总量比重对企业层面的规制扭曲系数 $DIST_regu_{si}$ 进行算术加权平均,即可得到整个地区的规制扭曲:

$$DIST_regu = \sum_{s=1}^S \sum_{i=1}^I DIST_regu_{si} \times \frac{C_{si}}{C_s} \times \frac{C_s}{C} = \frac{1}{\zeta} \sum \frac{\gamma_s \varpi_s}{\alpha_s} \quad (16)$$

由于 $\zeta = \delta C$ 实际上已经“抹平”不同企业间排污收费价格的相对差异,因此 $DIST_regu$ 仅存在“第二类规制扭曲”,即相对于其他要素价格而言,地区层面的环境规制强度或其对应的排污收费价格是偏高了还是偏低了。 $DIST_regu > 1$ 表示存在规制不足扭曲, $DIST_regu < 1$ 表示存在规制过度扭曲, $DIST_regu = 1$ 表示不存在规制扭曲。

(二) 规制扭曲对生产效率的影响

Foster *et al.* [28]、Hsieh and Klenow [22] 及其以后的很多研究均引入了收入生产率 (TFPR) 的概念。沿用 TFPR 的概念,定义行业 s 中企业 i 的生产效率:

$$TFPR_{si} \triangleq P_{si} A_{si} = \frac{P_{si} Y_{si}}{(rK_{si})^{\beta_s} L_{si}^{\alpha_s} C_{si}^{\gamma_s}} = \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right) \left[\frac{1}{\beta_s (1-\tau_{Y_{si}})} \right]^{\beta_s} \left[\frac{\omega (1+\tau_{L_{si}})}{\alpha_s (1-\tau_{Y_{si}})} \right]^{\alpha_s} \left[\frac{\delta (1+\tau_{C_{si}})}{\gamma_s (1-\tau_{Y_{si}})} \right]^{\gamma_s} \quad (17)$$

在企业层面用微分形式表示规制扭曲对生产效率的影响:

$$\frac{d(TFPR_{si})}{d(DIST_regu_{si})} = \frac{\delta \beta_s P_{si} Y_{si}}{(rK_{si})^{\beta_s+1} L_{si}^{\alpha_s} C_{si}^{\gamma_s-1}} = \frac{\delta \beta_s P_{si} A_{si} C_{si}}{rK_{si}} \quad (18)$$

此时,单位规制扭曲给企业 i 生产效率造成的损失幅度为:

$$Loss_TFPR_{si} = \frac{d(TFPR_{si})}{d(DIST_regu_{si})} / TFPR_{si} = \frac{\delta \beta_s C_{si}}{rK_{si}} \quad (19)$$

采用 HK 模型关于 TFPR 在“企业—产业—地区”三个层面进行加权平均的处理方法,将地区层面规制扭曲影响下生产效率的损失定义为企业层面效率损失倒数算术加权平均值的倒数,仍选择企业(行业)排污量占行业(地区)排污总量的比值作为权重,可以得到:

$$Loss_TFPR \triangleq \left[\sum_{s=1}^S \sum_{i=1}^I (Loss_TFPR_{si})^{-1} \times \frac{C_{si}}{C_s} \times \frac{C_s}{C} \right]^{-1} = \frac{\zeta \sum \beta_s}{rK} \quad (20)$$

其中 $K = \sum_{s=1}^S \sum_{i=1}^I K_{si}$ 为样本地区企业资本存量。从式(20)可以得知,地区层面由规制扭曲引致的生产效率损失幅度取决于资本产出弹性和排污成本与资本成本的比价效应,并与二者呈现同向变化。

(三) 数据的选取与处理

以中国工业企业数据库为代表的企业级微观数据具有信息丰富、解决个体异质性、提升估计效率等优势,但同时也面临样本匹配混乱、指标异常、样本选择偏差等一系列问题 [29]。此外,中国工业企业数据库仅在 2004 年公布了对微观企业收取的排污费信息,“国家重点监控企业排污费征缴公告”虽然可以获得相对连续的微观数据,但其样本规模远小于与其匹配的中国工业企业数据库,并不能准确反映微观企业排污费征缴全貌。综合考虑,本文主要选择 2001 年至 2015 年除港澳台及西藏之外中国 30 个省份的省际面板数据对环境规制扭曲程度及其对地区生产效率的影响进行估算。

代理变量方面,利用《中国工业统计年鉴》选择规模以上工业企业总产值表示产出水平 Y ,固定

资产净值作为资本投入代理变量 K , 从业人员年平均数代表劳动力投入 L 。《中国工业统计年鉴》列示的分地区两位数代码行业数量在 2012 年进行了重大调整, 对此采取以下方式进行处理: 将汽车制造以及铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造两个行业合并为原有统计口径下的交通运输设备制造业; 考虑到其在工业总产出和污染物排放中占比相对较低, 删除开采辅助活动、印刷和记录媒介复制业、废弃资源综合利用业等部分难以合并的新增产业。经处理, 共获得 27 个两位数代码工业行业, 涵盖了我国 93% 的工业总产值和 97% 的工业污染物排放量, 基本能够反映规制扭曲及其对生产效率的整体影响。同时, 根据《中国劳动统计年鉴》公布的 27 个样本行业就业人员工资总额得到跨地区、跨行业的实付工资成本 w 。以上变量以 2001 年为基期, 分别利用各省对应年份的工业品出厂价格指数、固定资产投资价格指数和居民消费价格指数进行平减。

对于工业废水、工业废气、工业固体废物“三废”排放数据信息, 采取与陈诗一和陈登科^[30]相似做法, 运用各地区相关污染物排放量占全国的比重将行业污染物排放信息分配到地区的对应行业。考虑到污染物排放的不可加性, 借鉴赵连阁等^[31]的做法对特定行业的“三废”排放进行无量纲处理, 得到省份 j 在 t 年特定行业生产过程中的污染要素投入量 C_{jts} 。同时, 利用《中国环境年鉴》得到样本地区企业排污费收缴总额反映环境规制绝对强度 ζ 。不失一般性, 设定资本报酬率 $r = 10\%$ 。对于要素产出弹性, 借鉴金戈^[32]的做法在第 s 个行业构建面板模型:

$$\ln Y_{jts} = \alpha + \alpha \ln L_{jts} + \beta \ln K_{jts} + \gamma \ln C_{jts} + u_{jts} \quad (21)$$

由于存在规模报酬不变假设, 可将式(21)转化为:

$$\ln y_{jts} = \alpha + \beta \ln k_{jts} + \gamma \ln c_{jts} + u_{jts} \quad (22)$$

其中 y 、 k 和 c 分别表示样本行业在第 j 个省份第 t 年的劳均产出、劳均资本存量和劳均污染物排放, u 为随机扰动项。对面板模型进行 Hausman 检验, 结果显示 p 值最高的黑色金属采选业其值也仅达到 0.0817, 支持采取固定效应进行模型估计。由此, 通过对参数 β 和 γ 的估计获得了 27 个两位数代码工业行业的要素产出弹性。

四、规制扭曲与生产效率损失的分布特征

(一) 总体分布特征

随着环境规制力度的不断加强, 中国排污费征缴总体上呈现上升态势。如图 1 所示, 企业排污费征缴总额在 2013 年达到峰值 208.6 亿元, 此后两年虽有所下降, 但仍较 2001 年增长 2.8 倍左右。但从细分时间维度来看, 中国排污费征缴大体上可以划分为两个阶段: 2001 年至 2008 年为第一阶段,

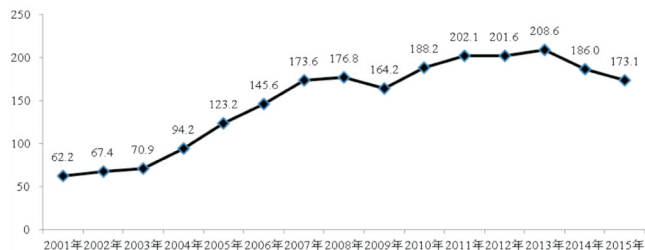


图 1 中国排污费征缴情况 (单位: 亿元)

排污费征缴总额快速增长, 年均增幅达到 26% 以上; 2008 年之后为第二阶段, 征缴金额保持基本稳定, 趋势性变化并不明显。从地区结构角度来看, 采掘业占比相对较高, 制造业中重工业化倾向相对明显的内蒙古、宁夏、新疆、山西等省和自治区, 2015 年较 2001 年企业排污费征缴数额增幅均在 500% 以上; 先进装备制造业为主, 轻工业占比相对较高的上海、浙江、福建等省市的增幅在 1 倍以下。北京市情况最为特殊, 2006 年企业排污费征缴金额为 1.25 亿元。但自 2007 年开始, 由于“奥运限产”等因素的作用, 征缴金额开始出现明显下降, 2007 年仅为 8 076 万元, 此后更是常年维持在 3 000 ~ 4 000 万元上下, 直至 2014 年才恢复至亿元以上。

如图 2 所示, 通过对中国整体的 $DIST_regu$ 和 $Loss_TFPR$ 计算可以发现, 历年规制扭曲系数均显著大于 1。结果说明, 虽然环境规制力度总体上呈现出加强态势, 但始终存在着规制相对不足的扭曲, 环境规制强度长期普遍低于合意水平。并且, 这种扭曲从 2008 年开始还呈现出不断加强趋势,

直到2014年之后才出现一定程度的下降。与此同时,规制扭曲对于生产效率的影响却与扭曲程度本身存在一定的“剪刀差”。规制扭曲造成的生产效率损失峰值出现在2005年,达到了9.68%,此后单调下降,直至2015年降至2.84%。

由于边际效应递减作用的存在, $DIST_regu$ 与 $Loss_TFPR$ 相乘并不能准确反映规制扭曲对于生产效率造成的整体影响,但二者乘积的结果仍能大致反映生产效率总体损失的趋势性变化。如图3所示,由于规制扭曲对于生产效率的边际影响在一定程度上抵消了规制扭曲自身增长的作用,其引致的生产效率总体损失大体呈现下降态势。

(二) 地区分布特征

通过对省际层面规制扭曲和生产效率损失的比较可以发现,如果将北京市剔除,规制扭曲标准离差率的峰值出现在2004年

的0.907,谷值出现在2012年的0.438,生产效率损失标准离差率的峰值出现在2003年的0.965,谷值出现在2015年的0.402,二者总体上都表现出一定的 σ 趋同。此外,通过计算全局Moran's I指数发现,规制扭曲仅在2001年和2005年表现出一定的正向空间自相关性,剩余年份的p值均没有通过10%的显著性检验。结果说明,规制扭曲并没有呈现出典型的空间溢出性,扭曲本身至少在省际层面不存在“俱乐部效应”。

表1显示了样本期间省际规制扭曲和生产效率损失均值。除北京市情况较为特殊之外,规制扭曲相对严重的地区基本分布在中西部省份,如安徽、宁夏、山西、黑龙江、河南、甘肃等。东南沿海的江苏、浙江、福建、海南、广西等省份和自治区扭曲程度相对较轻。其中,山西、宁夏、甘肃等属于规制扭曲和生产效率损失“双高”省份和自治区,对于其规制扭曲产生的资源错配效应尤应更多地关注。

表1 各地区规制扭曲及其对收入生产效率的影响平均值

地区	规制扭曲	排名	生产率损失(%)	排名	地区	规制扭曲	排名	生产率损失(%)	排名
北京	247.56	1	3.51	28	河南	83.05	6	6.81	13
天津	45.74	14	4.05	25	湖北	25.81	24	3.97	27
河北	34.62	21	9.13	6	湖南	30.07	23	8.62	7
山西	105.56	4	16.63	1	广东	53.63	11	4.20	24
内蒙古	50.71	12	7.31	10	广西	18.56	30	13.80	2
辽宁	29.65	24	8.08	9	海南	21.39	28	3.99	26
吉林	38.06	19	6.06	20	重庆	36.24	20	10.82	4
黑龙江	96.14	5	5.40	21	四川	41.44	17	5.33	23
上海	66.77	8	2.55	29	贵州	41.93	16	12.83	3
江苏	23.92	27	6.71	15	云南	46.05	13	6.31	17
浙江	20.36	29	6.78	14	陕西	54.28	10	7.02	11
安徽	121.61	2	6.38	16	甘肃	59.54	9	6.99	12
福建	41.14	18	6.18	19	青海	44.42	15	2.00	30
江西	26.77	25	9.22	5	宁夏	107.27	3	8.38	8
山东	71.79	7	5.38	22	新疆	34.01	22	6.30	18

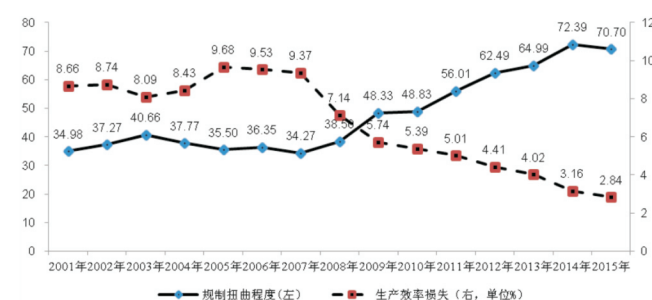


图2 环境规制扭曲及其对生产效率的影响

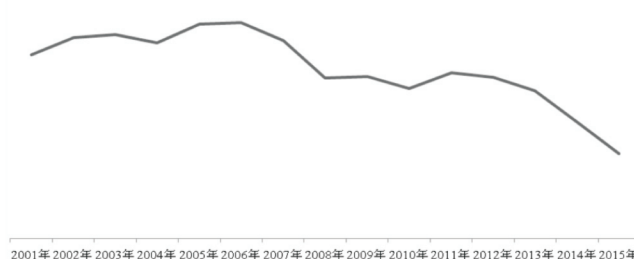


图3 生产效率总体损失的变动趋势

五、规制扭曲与规制对象的选择性保护

(一) 计量模型构建与变量选择

正如要素扭曲一般根源于同一市场中不同经济主体不能以相同的价格获得生产要素一样,环境规制扭曲也很可能源于作为规制主体的各级政府在规制对象上进行选择性保护,造成市场中不同类型经济主体面临着差异化的环境规制强度,进而引致单位污染要素边际产出的异质性。现有研究普遍认为,造成要素扭曲的选择性保护政策大体集中于两方面:其一,所有制的选择性保护;其二,行业的选择性保护。下文重点围绕所有制和行业选择两个层面检验环境规制扭曲是否与规制对象的选择性保护政策有关。具体计量模型如下:

$$\ln DIST_{regu_{jt}} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy_{jt} + \sum_{h=2}^m \alpha_h Control_{hjt} + v_{jt} + \varphi_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (23)$$

其中 j 表示样本省份、 t 表示样本年份、 v 表示地区固定效应、 φ 表示时间固定效应、 ε 表示随机误差项、 $Policy$ 表示可能造成规制扭曲的选择性保护政策。具体用样本地区规模以上工业企业国有资本占全部实收资本比重衡量地区工业经济中国有经济占比 ($Policy_Own$) 参考罗党论和刘晓龙^[33] 以及孔东民等^[34] 用样本地区煤炭采选、石油加工及炼焦、黑色金属冶炼及压延加工、有色金属冶炼、电力煤气及水的生产和供应 5 个两位数行业从业人数占比衡量政府严格管制行业在工业经济中所占比重 ($Policy_Ind$)。 $Control$ 表示模型的控制变量,参考既有研究具体包括:(1) 地区经济发达程度 ($\ln GDP$) 用经居民消费价格指数平减后人均地区生产总值的对数值反映;(2) 地方企业寻租倾向 ($Rent$) 用各地区规模以上工业企业单位产出所耗费的管理费用反映;(3) 地方企业出口倾向 ($Export$) 用各地区规模以上工业企业出口交货值占工业总产值比重反映;(4) 地方政府行政能力 ($Admi$) 用城镇单位就业人员中公共管理和社会组织人员所占比重反映;(5) 地区能源消耗水平 ($\ln Ener$) 用每万元地区生产总值的电力消耗量反映。

(二) 初步回归结果

考虑到各地区国有经济和政府严格管制行业占比往往更多受到地区经济发展惯性、产业结构等方面因素影响,不一定受环境规制扭曲的直接作用,因此初步判断规制扭曲与选择性保护政策之间可能并不会存在联立偏误。但考虑到估计结果仍然可能受到遗漏变量等因素的干扰,依然对模型进行了内生性检验。将解释变量自身滞后一期项作为工具变量进行 Hausman 检验,结果显示 $Policy_Own$ 变量的 $p = 0$, $Policy_Ind$ 变量的 $p = 0.0106$ 均至少能在 5% 的水平上拒绝原假设,即规制扭曲与选择性保护政策之间均不存在内生关系。继续进行异方差和自相关性检验。结果为,无论是所有制选择性保护政策,还是行业选择性保护政策,Wald 检验和 Wooldridge 检验的结果均显示 $p = 0$,强烈拒绝同方差和不存在一阶组内自相关的原假设。最终,模型选择 GLS 估计克服异方差和自相关性的影响,具体估计结果如表 2 所示。

表 2 规制对象选择性保护与环境规制扭曲的回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)
所有制选择性保护	1.268 *** (3.90)		0.259 (0.60)
行业选择性保护		1.853 *** (5.18)	1.562 *** (3.14)
所有制选择性保护 × 行业选择性保护			-1.012 (-0.70)
经济发达程度	0.529 *** (6.44)	0.500 *** (6.13)	0.476 *** (5.90)
企业寻租倾向	7.995 ** (2.24)	8.765 *** (2.67)	3.846 (1.08)
企业出口倾向	-2.268 *** (-4.51)	-1.074 * (-1.85)	-0.353 (-0.56)
政府行政能力	-3.597 * (-1.85)	-3.320 * (-1.76)	-4.280 *** (-2.26)
能源消耗水平	0.105 (1.13)	-0.094 (-0.84)	-0.054 (-0.54)
常数项	-2.382 ** (-2.10)	-0.983 (-0.84)	3.669 *** (2.78)
Log likelihood	-325.387	-319.922	-291.135
Wald chi2(6)	127.37	142.40	229.53

注:括号内为 T 统计量,***、**、* 分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 。

模型(1)和模型(2)初步反映了国有经济占比和政府严格管制行业占比变化对于规制扭曲的影响。结果显示,国有企业占比的提升和严格管制行业占比的增加都将显著加重规制扭曲程度。由于中国环境规制始终表现为规制不足扭曲,因此核心解释变量的估计结果意味着地方政府对于国有企业和严格管制行业排污费征缴水平相对偏低,这可能是造成规制扭曲的主要原因。

在控制变量方面,地区经济发达程度与规制扭曲程度之间存在正相关关系,即规制扭曲程度并未随着中国经济的增长有所缓解,其结论与图2中扭曲曲线的年际变化相互印证。此外,由于寻租行为可能进一步损害政府“有形之手”的使用效率,因此企业寻租倾向的增强也会进一步加重环境规制的扭曲程度。与之对应,企业出口倾向的增强和地方政府行政能力的提升能够在一定程度上缓解规制扭曲。因此,提高本地区工业企业与国际市场的接轨程度,提升政府自身行政能力建设是减少规制扭曲的重要路径。最后,地区能耗水平始终没有对规制扭曲产生显著影响。其结果在某种程度上也再次表明,规制扭曲并非地方经济自身特征所致,更多地要从地方政府规制行为,特别是是否存在对特定行业或企业规制不足层面寻找原因。

(三) 所有制选择性保护与行业选择性保护哪个更重要?

仅从模型(1)和模型(2)回归结果就简单判断所有制选择性保护与行业选择性保护均会对环境规制扭曲产生显著影响,可能会产生误判:如果政府严格管制行业恰恰国有经济占比也相对较高,那么就无从准确判断究竟是哪个因素引致了规制扭曲。数据分析结果也恰恰印证了上述担心。在政府严格管制行业中,国有经济占比达到44%,远高于全部规模以上工业企业21.8%的平均水平。综合考虑,继续构建所有制选择性保护与行业选择性保护的交乘项,以检验诱发规制扭曲真正的政策根源。

表2中的模型(3)显示,在所有制选择性保护与行业选择性保护的交互影响下,所有制选择性保护因素对于规制扭曲并未直接发生显著影响,而行业选择性保护政策是引致规制扭曲的直接动因。并且,交互项回归结果不显著说明行业选择性保护扭曲作用的发挥并不需要以所有制因素为中介。或者说,扭曲的发生与相关行业本身国有经济占比的高低无关。由此可判断,引发规制扭曲的真正原因是地方政府对于严格管制行业环境规制水平相对偏低,并非所有制因素。

(四) 稳健性检验

首先,相较于GLS而言,MLE估计在有效解决异方差的同时,还具有不需要正则条件和拥有最小方差等特点。本文利用MLE对表2中的模型(3)进行了重新估计,具体结果如表3第一列所示。结果依然显示,行业选择性保护直接诱发了环境规制扭曲,国有经济占比的高低同样不会对扭曲程度产生显著影响。

表3 基本模型的稳健性检验

变量	MLE 估计	剔除异常值	剔除严格管制行业后 所有制选择性保护	重污染行业 替换严格管制行业
所有制选择性保护	-0.122 (-0.22)	0.343 (0.56)	0.030 (0.06)	
行业选择性保护	2.691 *** (3.95)	3.039 *** (4.70)		0.001 (1.52)
所有制选择性保护 × 行业选择性保护	0.646 (0.41)	-2.319 (-1.34)		
Log likelihood	-144.763	-234.145	-332.846	-331.691
Wald chi2(6)		194.93	107.59	110.60
LR chi2(7)	203.38			

注:括号内为T统计量,***、**、* 分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 。由于篇幅所限,本表仅列示核心解释变量的估计结果,其他控制变量的回归结果可向作者索要。

其次,如前文所分析,由于种种原因北京市排污费征缴水平在 2007 年之后出现异常变动,进而引致相应年份规制扭曲计算结果畸高,由此产生的异常值可能会对模型估计结果的稳健性造成干扰。剔除北京市之后对剩余 29 个样本省份进行重新估计,具体结果如表 3 第二列所示,结果依然证明了前述结论的稳健性。

再次,将 5 个政府严格管制行业剔除,直接检验在剩余行业中国有经济比重上升是否会导致规制扭曲的发生,回归结果如表 3 中第三列所示。结果显示,剩余行业国有经济占比的上升不会对规制扭曲产生显著作用。结果再次从侧面证明,引致规制扭曲的关键因素是地方政府在环境规制过程中进行了行业选择性保护,而非所有制因素。

最后,通过对行业特征的观察可以发现,政府严格管制行业大多同时属于重污染行业,而行业的污染物排放强度可能与规制扭曲程度高度相关。由此担心规制扭曲可能是由于高污染行业自身属性所致,并非地方政府在规制行业的选择上进行了歧视。参考王杰和刘斌^[35]的研究将煤炭采选、黑色金属矿采选、有色金属矿采选、纺织、造纸及纸制品、化学原料及化学制品、化学纤维制造、非金属矿物制品、黑色金属冶炼及压延加工、有色金属冶炼及压延加工、电力蒸汽热水的生产和供应 11 个行业设定为重污染行业,利用其从业人员占比替换政府严格管制行业比重对基础模型再次回归,具体结果如表 3 第四列所示。结果显示,重污染行业占比不会对规制扭曲程度产生显著作用,即规制扭曲并非由全部高污染行业规制不足所致,仅与政府严格管制行业规制程度偏低高度相关。

(五) 企业行为特征的影响

继续构建行业选择性保护变量与企业寻租倾向和出口倾向的交乘项,考察规制对象的选择性保护、企业行为特征与规制扭曲的关系。如表 4 所示,“行业选择性保护 × 寻租倾向”估计值显著为正,意味着如果政府严格管制行业中相关企业进一步通过寻租俘获地方政府,则会享有更低的环境规制强度,以致进一步加重规制扭曲。“行业选择性保护 × 出口倾向”回归结果是不显著的,即地方政府并未给予出口型企业更多的规制“优惠”,只要处于严格管制行业,其环境规制强度总是相对较低的。

(六) 规制扭曲的惯性作用

继续构建动态面板检验环境规制自身是否存在扭曲惯性。选用 GMM 估计并用滞后三期作为解释变量,回归结果如表 5 所示。结果显示,无论是系统 GMM 估计还是差分 GMM 估计,环境规制扭曲始终在其滞后一期具有显著的“惯性推力”,即当期规制扭曲的增加会进一步加深下一期的扭曲程度。但是,这种惯性作用也仅能维持一期。滞后两期之后,“惯性推力”变成“阻力”。第三期,规制扭曲的惯性作用完全消失。

表 4 行业选择性保护的作用路径

变量	寻租重要吗?	出口重要吗?
行业选择性保护	0.315 (0.42)	2.185 *** (7.35)
行业选择性保护 × 寻租倾向	31.753 *** (2.79)	
行业选择性保护 × 出口倾向		6.796 (1.45)
Log likelihood	-319.581	-320.574
Wald chi2(6)	143.35	140.58

注:括号内为 T 统计量,***、**、* 分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 。

表 5 规制扭曲的惯性作用

变量	系统 GMM	差分 GMM
规制扭曲滞后一期项	0.662 *** (16.05)	0.559 *** (14.42)
规制扭曲滞后两期项	-0.219 *** (-4.48)	-0.188 *** (-4.11)
规制扭曲滞后三期项	0.026 (0.66)	0.022 (0.66)
行业选择性保护	2.233 *** (5.22)	2.414 *** (4.97)
Wald chi2(6)	4 145.05	6 538.10

注:括号内为 T 统计量,***、**、* 分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 。

六、研究结论与政策启示

本文从资源配置视角通过要素价格相对扭曲的测度对环境规制强度异质性及其影响问题进行了重新考察。研究主要获得以下发现:

其一,对规制扭曲及生产效率损失的估计结果分析发现,中国过去十余年长期存在规制不足扭曲,而且这种扭曲在2008年之后随着排污费征缴整体增速的下降呈现出逐步加强态势。中西部省份的规制扭曲相对严重,东南沿海省份扭曲程度相对较低。规制扭曲与生产效率损失的变动趋势存在“剪刀差”,即随着扭曲程度的逐年加深,单位扭曲所造成的生产效率边际损失幅度是逐年下降的,并最终引起了总体效率损失的下降。

其二,规制扭曲与规制对象选择性保护的回归结果表明,中国的规制扭曲更多是一种行业选择性保护引致的扭曲,所有制因素在其中的作用并不直接。如果政府严格管制行业中相关企业采取进一步行动,通过寻租俘获地方政府,则会享有更低的规制强度,以致进一步加重规制扭曲。此外,规制扭曲自身存在惯性,会加重滞后一期的扭曲程度。

本文至少在以下三个层面具有一定的政策启示:

(1) 重视规制政策的资源配置功能,将公平竞争理念贯穿于环境规制过程中。在十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》的基础上,十九大报告再次明确“市场在资源配置中起决定性作用,更好发挥政府作用”。“市场在资源配置中起决定性作用”的关键是维护竞争政策的基础性地位,规制政策的使用自然也应该以不与竞争政策相冲突为前提。具体到环境规制领域,关键在于各级地方政府在规制政策的制定和实施过程中不能因所有制或行业属性而有所好恶,应公平对待市场中每一竞争主体,最大限度避免因政府规制强度“厚此薄彼”可能引致的资源错配。

(2) “费”改“税”过程中要依法规制,减少相机决策的政策空间。2016年12月,全国人大常委会审议通过了《中华人民共和国环境保护税法》,用“环境保护税”替代已执行数十年的排污收费制度。“费”改“税”的重大意义之一就是“通过税收法定原则”提升环境规制执行力和透明度,通过法律手段减少地方政府行政主管部门或执法部门相机决策的政策空间。在执法过程中,地方税务部门应对所有排污主体严格“定额定率”,特别是对于政府严格管制行业慎用减免,减少因政策选择性保护引致的规制相对不足,在加强环境约束的同时为处于不同行业的经济主体创造更为公平竞争的市场环境。

(3) 对于重点地区重点规制对象予以重点关注。一方面,中国环境规制扭曲严重省份主要集中于中西部地区,因此在地域层面对于规制扭曲的“纠偏”应该以中西部省份为重点。另一方面,煤炭采选、石油加工及炼焦、电力煤气及水的生产和供应等政府严格管制行业存在高扭曲、高污染、高壁垒、高市场集中度“四高”重合特征。因此,尤其应该加强严格管制行业中重点企业的规制力度,这样才能在扭曲“纠偏”过程中起到事半功倍之效。

参考文献:

- [1] COPELAND B R, TAYLOR M S. North-South trade and the environment[J]. Quarterly journal of economics, 1994, 109 (3): 755 - 787.
- [2] PORTER M E, LINDE V D. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4): 97 - 118.
- [3] ALPAY E, BUCCOLA S, KERKVLIT J. Productivity growth and environmental regulation in Mexican and U. S. food manufacturing[J]. American journal of agricultural economics 2002, 84 (4): 887 - 901.

- [4]HAMAMOTO M. Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries [J]. *Resource & energy economics* 2006 28 (4):299 – 312.
- [5]LANOIE P ,PATRY M ,LAJEUNESSE R. Environmental regulation and productivity: testing the Porter hypothesis [J]. *Journal of productivity analysis* 2008 30(2):121 – 128.
- [6]NASO P. The Porter hypothesis goes to China: spatial development ,environmental regulation and productivity [R]. Cies research paper 2017.
- [7]张成 ,陆旻 ,郭路 等. 环境规制强度和生产技术进步 [J]. *经济研究* 2011(2):113 – 124.
- [8]张三峰 ,卜茂亮. 环境规制、环保投入与中国企业生产率——基于中国企业问卷数据的实证研究 [J]. *南开经济研究* 2011(4):129 – 146.
- [9]徐保昌 ,谢建国. 排污征费如何影响企业生产率: 来自中国制造业企业的证据 [J]. *世界经济* 2016(8):143 – 168.
- [10]FARE R ,GROSSKOPF S ,KIRKLEY L ,et al. Data envelopment analysis (DEA) : a framework for assessing capacity in fisheries when data are limited [J]. *National identities* 2001 12(2):133 – 145.
- [11]TONE K. A slacks based measure of efficiency in data envelopment analysis [J]. *European journal of operational research* 2001 130(3):498 – 509.
- [12]PIOT-LEPETIT I ,MOING M L. Productivity and environmental regulation: the effect of the nitrates directive in the French pig sector [J]. *Environmental & resource economics* ,2007 ,38 (4):433 – 446.
- [13]MARGARI B ,ERBETTA F ,PETRAGLIA C ,et al. Regulatory and environmental effects on public transit efficiency: a mixed DEA – SFA approach [J]. *Journal of regulatory economics* 2007 ,32(2):131 – 151.
- [14]ZHANG C ,LIU H ,BRESSERS T A ,et al. Productivity growth and environmental regulations accounting for undesirable outputs: analysis of China's thirty provincial regions using the malmquist index [J]. *Ecological economics* ,2011 ,70 (12):2369 – 2379.
- [15]CHEN X ,GONG Z. DEA efficiency of energy consumption in China's manufacturing sectors with environmental regulation policy constraints [J]. *Sustainability* 2017 ,9 (2):210 – 229.
- [16]胡鞍钢 ,郑京海 ,高宇宁 等. 考虑环境因素的省级技术效率排名 (1999—2005) [J]. *经济学(季刊)* 2008(3):933 – 960.
- [17]涂正革. 环境、资源与工业增长的协调性 [J]. *经济研究* 2008(2):93 – 105.
- [18]吴军. 环境约束下中国地区工业全要素生产率增长及收敛分析 [J]. *数量经济技术经济研究* 2009(11):17 – 27.
- [19]王兵 ,吴延瑞 ,颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长 [J]. *经济研究* 2010(5):95 – 109.
- [20]屈小娥 ,席瑶. 资源环境双重规制下中国地区全要素生产率研究——基于 1996 – 2009 年的实证分析 [J]. *商业经济与管理* 2012(5):89 – 97.
- [21]宋马林 ,王舒鸿. 环境规制、技术进步与经济增长 [J]. *经济研究* 2013(3):122 – 134.
- [22]HSIEH C T ,KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. *Quarterly journal of economics* 2009 124(4):1403 – 1448.
- [23]AOKI S. A simple accounting framework for the effect of resource misallocation on aggregate productivity [J]. *Journal of the Japanese and international economies* 2012 26(4):473 – 494.
- [24]BRANDT L ,TOMBE T ,ZHU X. Factor market distortions across time ,space and sectors in China [J]. *Review of economic dynamics* 2012 16(1):39 – 58.
- [25]龚关 ,胡关亮. 中国制造业资源配置效率与全要素生产率 [J]. *经济研究* 2013(4):4 – 15.
- [26]肖兴志 ,李沙沙. 产业集聚对制造业资源错配的纠正效应: 线性抑或非线性? [J]. *产业经济研究* 2018(5):1 – 13.
- [27]史晋川 ,赵自芳. 所有制约束与要素价格扭曲——基于中国工业行业数据的实证分析 [J]. *统计研究* 2007(6):42 – 47.
- [28]FOSTER L ,HALTIWANGER J ,SYVERSON C. Reallocation ,firm turnover and efficiency: selection on productivity or profitability? [J]. *American economic review* 2008 98(1):394 – 425.
- [29]聂辉华 ,江艇 ,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. *世界经济* 2012(5):142 – 158.

- [30]陈诗一,陈登科. 中国资源配置效率动态演化——纳入能源要素的新视角[J]. 中国社会科学 2017(4): 67–83.
- [31]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[J]. 中国工业经济 2014(5): 70–85.
- [32]金戈. 中国基础设施与非基础设施资本存量及其产出弹性估算[J]. 经济研究 2016(5): 41–56.
- [33]罗党论,刘晓龙. 政治关系、进入壁垒与企业绩效——来自中国民营上市公司的经验证据[J]. 管理世界 2009(5): 97–106.
- [34]孔东民,刘莎莎,王亚男. 市场竞争、产权与政府补贴[J]. 经济研究 2013(2): 55–67.
- [35]王杰,刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 中国工业经济 2014(3): 44–56.

(责任编辑: 雨 珊)

Environmental regulation distortion , production efficiency loss and regulation objects selective protection

XU Zhiwei

(Business School , Tianjin University of Finance and Economics , Tianjin 300222 , China)

Abstract: With the environmental protection gradually becoming a rigid constraint of local social and economic development , environmental regulation has increasingly evolved into an important resource allocation policy tool. It makes a strong impact on the behavior and performance of different economic entities with the strength heterogeneity among the different regions , industries and enterprises. However , few literatures have studied the environmental regulation heterogeneity and its impact from the perspective of factor price relative distortion. By making environmental regulation variable endogenous into the enterprise production process and one by one adding the regulation distortion from the enterprise-industry-area three dimensions , the article takes the collection of China's sewage charges from 2001 to 2015 as a research object to observing the degree of regulation distortion and the loss of production efficiency in 30 provinces of China from the angle of production factor price comparison effect. On this basis , the article continues to examine the relationship between selective protection and regulation distortion. We find that there is a relatively long-term regulation insufficient distorted in China , which is particularly evident in some central and western provinces. Meanwhile , there is a scissors gap between the regulation distortion and the production efficiency loss. With the deepening of distortion , the production efficiency loss has been declining gradually. Finally , the industry selective protection leads to the lack of environmental regulation in the strict government control industry , which is the direct cause to regulation distortion and the role of ownership is not significant.

Key words: environmental regulation; distortion degree; production efficiency loss; ownership selective protection; industry selective protection