

环境规制如何“去”资源错配

——基于中国首次约束性污染控制的分析

韩超, 张伟广, 冯展斌

[摘要] 国家“十一五”规划将主要污染物减排目标确立为约束性指标,并将其完成情况与地方政府官员的绩效评价相挂钩,本文将其简称为约束性污染控制,以区别以往的污染控制方式。依托中国首次约束性污染控制,本文分析了规制影响的资源再配置问题,发现约束性污染控制具有显著的“加规制、去污染、去错配”作用。具体而言:约束性污染控制显著降低了污染行业(被规制行业)内的资源错配水平,提升了污染行业整体的生产率水平。进一步研究发现,约束性污染控制显著导致污染行业内资本要素流向高生产率企业,同时也提高了污染行业内高生产率企业的市场份额;约束性污染控制的资源再配置影响有助于缓解补贴政策扭曲导致的资源错配问题。此外,以上研究结论在基于边界样本的稳健性分析中基本得以验证,表明非对称的环境规制并不必然产生资源错配。在中国的环境规制与产业发展背景下,适当的非对称环境规制具有显著的“去”资源错配、提升生产率的积极作用。

[关键词] 环境规制; 资源再配置; 资源错配; 约束性污染控制; 全要素生产率

[中图分类号]F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)04-0115-20

一、问题提出

根据相关研究结论,中国环境污染的经济代价已经占到年均GDP的8%—15%(冉冉,2013),环境治理已经成为中国转型与改革过程中无法回避的重要问题。自20世纪70年代末建立环境规制体系以来,无论是机构建设、法律保障,还是治理投资,中国一直在致力于各项环境治理工作(韩超等,2016),并取得了一定成效。从中国环境规制的实践看,从1987年《大气污染防治法》的出台到1998年实行酸雨控制区和二氧化硫污染控制区,再到2006年将减排目标分解落实到省级层面,中国逐步实现了浓度控制到总量控制的转变,由环境规制“软约束”到“硬约束”的转变。尤其是2006

[收稿日期] 2017-02-20

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“地区竞争对环境规制影响的理论解释与非线性效应研究”(批准号71303034);辽宁省社会科学基金一般项目“资源误置视角下辽宁产能过剩研究:政策评价、影响机制与化解路径”(批准号L15BJY013);浙江省哲学社会科学重点研究基地浙江财经大学政府管制与公共政策研究中心课题“非对称规制的资源再配置效应:理论与实证”(批准号16JDGH128)。

[作者简介] 韩超(1984—),男,山东东平人,东北财经大学产业组织与企业组织研究中心副研究员,硕士生导师,复旦大学理论经济学博士后;张伟广(1991—),男,河南上蔡人,东北财经大学产业组织与企业组织研究中心博士研究生;冯展斌(1987—),男,山东五莲人,上海财经大学会计学院博士研究生。通讯作者:韩超,电子邮箱:super263@126.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

年以来,随着国家“十一五”规划(以下简称“规划”)的全面实施,将主要污染物减排目标确立为约束性指标,并将其完成情况与地方政府官员的政绩相挂钩,环境规制首次实行污染“行政首长负责制”(以下将国家“十一五”规划的污染控制方式简称为“约束性污染控制”),并取得显著的污染治理效果。

约束性污染控制的实施要求“实施污染物总量控制制度,将总量控制指标逐级分解到地方各级人民政府并落实到排污单位,分解落实到基层和重点排污单位”,其实是实施非对称环境规制。从规制实施范围看,约束性污染控制改变了实施区域仅限于“酸雨控制区和二氧化硫污染控制区”的局部控制思路,最终实现了覆盖全国所有区域的全面规制方案。鉴于约束性污染控制实施的全面性与“硬约束”特性,其企业行为的微观影响机制更为典型且更富有普遍价值。在此基础上,可以更好地思考在治理污染的同时约束性污染控制对产业发展产生什么影响以及影响机制是什么?这是规制影响分析中不容忽视的关键问题,对此开展研究可以识别其政策的资源再配置效应并为后续政策制定提供经验支持。早期研究多关注环境规制的直接影响,认为企业为满足规制要求会产生遵从成本,这会降低生产中有关劳动以及资本等要素的投入,进而降低产业竞争力。但是环境规制除了引致遵从成本外,还会对产业产生倒逼作用,Porter(1991)、Porter et al.(1995)注意到良好设计的环境规制可能会提高而不是降低产业竞争力。对比约束性污染控制实施前后可知,这一环境规制的政策导向转变表明约束性污染控制的影响对于不同企业而言存在显著的作用差异,其资源再配置效应值得关注。但以上类似研究仍无法解释非对称环境规制对企业间资源再配置的影响(Tombe and Winter;2015)。为此,本文以中国首次约束性污染控制为基础,分析环境规制对企业间资源再配置效应的影响及其作用机制。本文发现:①约束性污染控制有利于中国污染行业的资源再配置,提升了行业的平均全要素生产率(Total Factor Productivity,TFP)水平;②约束性污染控制显著引致污染行业内资本要素向高生产率企业流动,同时提高了高生产率企业的市场份额,且有助于缓解补贴政策导致的资源错配问题。

本文的结构安排如下:第二部分进行文献综述;第三部分给出研究策略、变量选择与数据说明;第四部分与第五部分依次进行基准分析和机制分析;第六部分进行稳健性检验;第七部分总结全文并给出启示性建议。

二、文献综述

规制是政府通过制定标准等方式,解决经济主体行为过程中产生的负外部性等市场不完全问题(Crafts,2006)。现有文献关于环境规制实施对企业生产率以及产业发展的影响机制讨论颇丰,具体表现在诸多学者研究认为环境规制的直接影响是企业满足规制要求所带来的遵从成本,在生产技术、资源约束不变的条件下将会降低生产中有关劳动以及资本等要素投入,减缓企业生产率增长并降低产业竞争力。Gray(1987)将规制的生产率影响分解为测度效应(Measurement Effect)和真实效应(Real Effect),分析发现美国20世纪70年代所实施的规制措施每年降低制造业企业生产率约0.44个百分点;Gollop and Roberts(1983)以二氧化硫排放限制的电力行业为例,得出受限公用事业的平均生产率增长率每年下降0.59个百分点的相近结论;Boyd and Mclell(1999)将环境绩效纳入生产力衡量标准,在得出环境约束使生产减少9%的基础上,分解测算出损失的1/4是由污染减排的资本约束所致。从结论看,以上文献大多认为规制之所以降低生产率源于“规制遵从”成本的增加导致生产型要素投入不足,即挤出效应,其忽视了规制对生产过程(Production Process)的可能影响(Becker,2011)。如果考虑规制对生产过程的影响,严格且适宜的规制并不必然降低生产率,甚至可

以引导技术创新等提升生产率。Porter(1991)以及Porter and van der Linde(1995)考虑了规制对生产过程的影响,提出设计良好的环境规制可能会提高而不是降低产业竞争力。此后,关于具体规制提高技术创新进而影响生产率的研究开始涌现。Jaffe and Palmer(1997)通过研究制造业行业环境支出和创新事实发现,滞后的环境合规性支出对研发支出具有显著积极作用;Hamamoto(2006)的研究结论表明,污染控制支出与研发支出存在正相关关系,由规制严格性刺激的研发投资的增加对全要素生产率的增长率具有显著的积极影响;Berman and Bui(2001)采用双重差分法发现,受严格监管的炼油厂生产率在1987—1992年急剧上升,减排成本措施可能会夸大环境规制的经济成本,因而得出减排措施可以显著提高生产率的结论^①。

理论上讲,由于环境规制的“波特假说”与“规制遵从”导致的挤出效应呈现相反方向,规制政策净影响取决于两者之间的力量对比。此外,具体研究中由于规制指标可能存在的测量误差、样本选择等因素也会影响规制资源再配置效应结论的稳健性(Berman and Bui,2001),以上两个方面是目前经验研究结论莫衷一是的重要原因。尽管以上相关研究对于认识规制的生产率影响以及作用机制具有重要意义,但是仍有一些问题值得商榷。^①以上研究只是关注到规制对企业自身的生产率影响,其既定假设是规制对所有企业的影响是对称的,那么,规制只能通过影响企业内部的生产要素重组及内部技术创新等途径影响生产率,即规制不具有资源再配置效应。仅仅将“规制遵从”视为一项要素投入,忽略了规制影响下的要素市场扭曲问题,而这一扭曲将会显著影响行业生产率水平,即规制的资源再配置效应。相对于要素市场同质企业的最优均衡,异质性企业约束下要素扭曲作用将会降低生产率较高企业的要素资源使用,进而降低其产量(Restuccia and Rogerson,2008;Hsieh and Klenow,2009;Brandt et al.,2012),而环境规制在面对企业异质性时仍可能引致资源的再配置,甚至扭曲资源再配置,降低资源再配置效率。^②现有关于环境规制对产业发展影响的研究大多是以加总的地区或者产业为研究对象,与基于企业间在投入、产出和生产率水平等方面的研究存在的显著差异(Hopenhayn,1992;Baily et al.,1992),环境规制的影响很容易产生非对称性,而环境规制非对称性则可能产生规制的资源再配置效应(Tombe and Winter,2015),探究基于企业层面行为选择的环境规制如何导致资源再配置效应显得非常必要。

作为进行环境规制资源再配置影响的开创性文献,Tombe and Winter(2015)认为,基于污染强度而设定的规制标准实施将会在企业间产生明显的非对称影响,这一非对称作用的规制影响将会在要素市场均衡中形成一个可能引致资源错配的“楔子”,这对本研究具有重要启示意义,但该研究仍然无法直接解释中国的环境规制实施影响,根本原因在于规制实施背景存在显著差异。本文研究的首次约束性污染控制要求对重点行业以及重点排污单位进行监控,其实质是对污染程度较高的部门进行更为严格的规制。但是,污染程度较高的部门往往是当地GDP、就业以及税收的主要贡献者,因而在约束性污染控制实施前重点排污单位在环境规制方面受到地方政府默许或者保护(Jia and Nie,2017)^②。因此,约束性污染控制实施前存在显著的规制差异,并不符合Tombe and Winter(2015)研究中基期规制无约束的假设。进一步地,规制无约束假设的基期是无扭曲的要素市场均衡

^① 当然这一假说也曾受到后续研究的质疑(Simpson and Bradford,1996)。与此同时,Lanoie et al.(2008)等研究对“波特假说”进行实证检验和完善,认为环境规制对生产力的影响是负作用,而监管的滞后作用则是积极的,进而肯定其猜想。

^② 限于数据获得问题,本文无法量化哪些企业受到地方政府的影响。然而,聂辉华及其合作者的系列研究均已证明了地方政府为了经济增长,通过默契合谋等方式对当地相关企业放松规制要求(聂辉华和贾瑞雪,2011),本文将其作为一个既定假设。

状态,而本文的研究基期(实施约束性污染控制前)存在显著非对称规制问题,同时约束性污染控制后又实施了另一项非对称规制政策。

本文依托首次约束性污染控制分析环境规制如何影响资源再配置效率,并揭示其内在影响机制。区别于现有通过污染治理投资额(Becker, 2011)、治污运营成本(张成等, 2011)以及绩效综合指标(陈诗一, 2010)等进行的环境规制识别,本文以国家“十一五”规划中细分到各省份的约束性污染控制目标作为环境规制识别的基础,以尽可能避免现有研究中规制识别的内生性问题。同时,本文还发现国家“十一五”规划除设定了污染物减排目标外还规定了能耗降低目标,而能耗降低目标也可能对产业发展带来影响^①,为了最大程度地对环境规制进行清晰识别,本文剔除了能耗降低目标的干扰。进一步,为了提高研究稳健性、降低内生性问题干扰,本文还选择了不同方法对资源错配进行测度,并选择边界样本对基本结论进行再验证。

三、研究策略、变量选择与数据说明

1. 研究策略

20世纪70年代以来,中国在环境规制方面进行了不懈努力。1987年,颁布针对工业和燃煤污染为主的《大气污染防治法》,旨在采用浓度控制的方式控制酸雨和抑制二氧化硫污染、消烟除尘和进行工业点源治理;1998年,通过划分酸雨控制区和二氧化硫污染控制区首次实现了差别化规制并进行属地管理;2005年,国家“十一五”规划转变了整体的政策思路,明确提出在“十一五”期末全国主要污染物(SO₂和COD)排放总量减少10%(作为约束性指标),并强调将“约束性指标”纳入目标考核作为政治晋升的重要指标。从实施效果看,两控区政策虽然取得一定成效但收效甚微(见图1),而首次约束性污染控制显著缓解了污染排放问题。对比约束性污染控制实施前后的规制效果,SO₂总量变动趋势图以2006年为界形成鲜明拐点,COD总量变动趋势虽不是很明显,但其在2006年仍然有一个相对微弱的拐点(见图1),超额完成了规划目标,但其对产业的影响,尤其是对资源再配置的影响不容忽视。

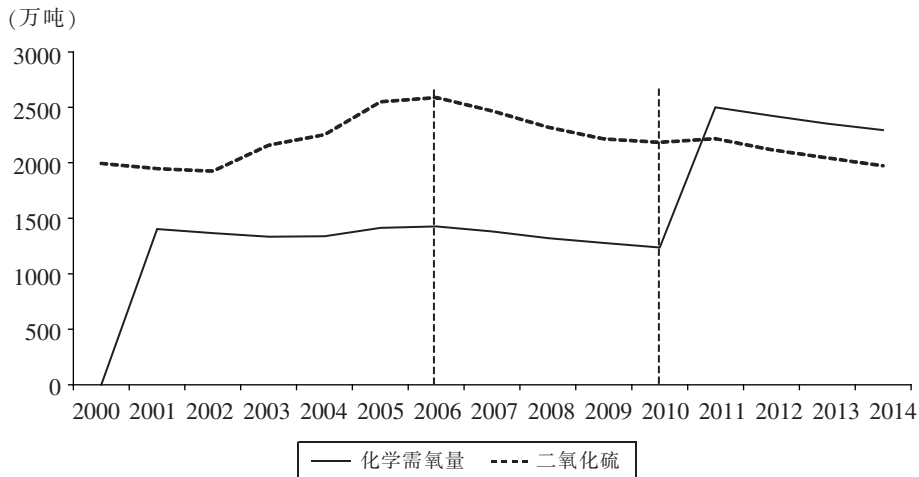


图1 2000—2014年中国主要污染物总量变动趋势

资料来源:作者绘制。

^① 采用能耗降低目标进行规制的识别还有一个缺陷,即其与企业的生产具有更为严重的内生性(Gray, 1987)。

图2为约束性污染控制与资源配置的趋势图,横轴为约束性污染控制,纵轴为行业内 $\ln TFP$ 以及 $\ln TFP$ 标准差度量资源错配的平均值。图2可知,随着约束性污染控制的提高,资源错配具有降低的趋势,而 TFP 具有提升的趋势。分行业观察可以发现,污染行业约束性污染控制 TFP 提升趋势相对更为明显。约束性污染控制在不同地区间的规制约束为本文进行环境规制识别提供了方便。同时,约束性污染控制从2006年才开始实施则极大地方便了在时间维度上进行的环境规制识别。此外,污染行业是约束性污染控制的直接约束对象,而非污染行业相对而言受环境规制影响较小,规制在行业间的影响差异也为下文进行分析提供了方便。基于以上分析,构造如下模型:

$$mis_{it} = \mu_i + \beta regu_{it} + \theta Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, mis 表示资源错配水平, $regu$ 表示环境规制指标, Z_{it} 为其他可能影响 mis 的变量(包括地区固定效应、行业固定效应、时间固定效应以及地区与时间联合固定效应)。由于 $regu$ 在地区层面存在显著差异,且在约束性污染控制实施前后存在时间层面变动,因此,模型(1)中 $regu$ 测度的是相对于规制强度较低的地区,规制强度较高地区实施约束性污染控制带来的资源再配置效应。经计算发现,约束性污染控制实施前后,污染行业与非污染行业存在显著的 TFP 差异^①,从侧面说明约束性污染控制将直接影响污染行业。通过构造污染行业的对照组,可以较为稳健地分析规制对污染行业资源再配置的影响,但模型(1)无法体现约束性控制中对重点行业(污染行业)带来的影响,因而存在显著缺陷。

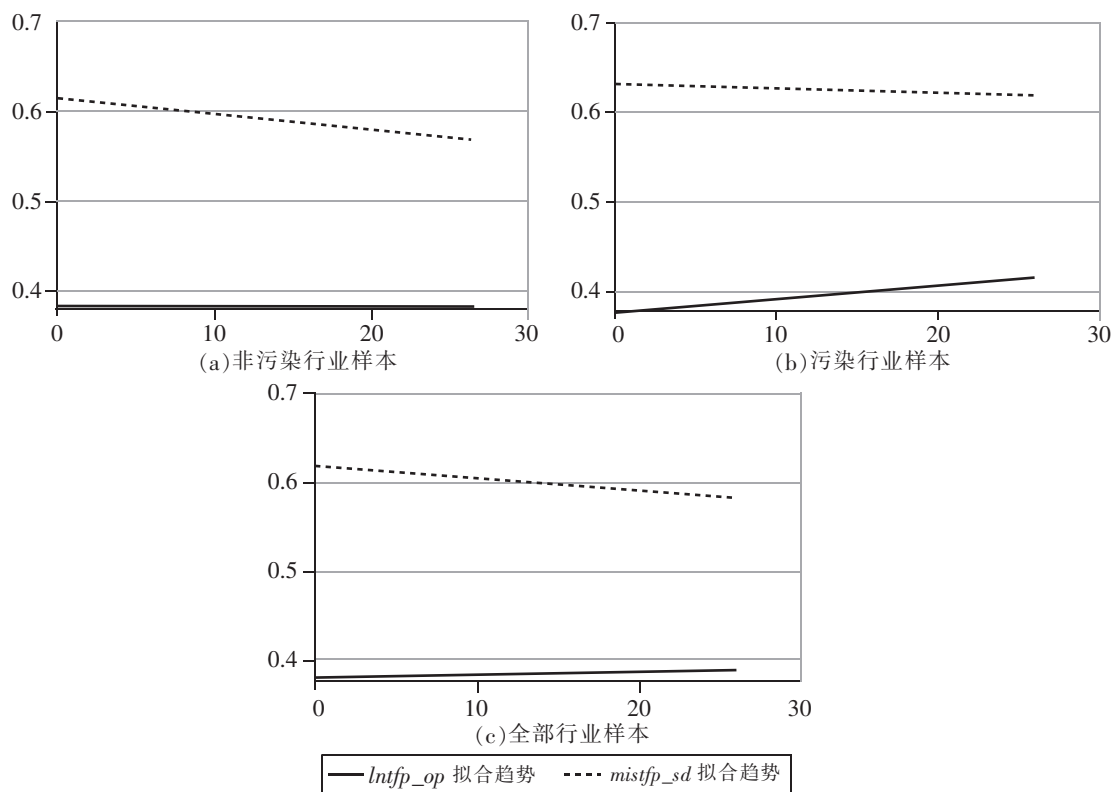


图2 分行业资源错配和企业生产率变化趋势

资料来源:作者利用 Stata 软件绘制。

① 限于篇幅,正文未列示污染行业与非污染行业 TFP 差异的对照表,感兴趣的读者可登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

因此,需对模型(1)进行调整,得到:

$$mis_{it} = \mu_i + \eta regu_{it} \times cich + \rho cich + \lambda regu_{it} + \theta Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型(2)与模型(1)的显著区别在于引入了污染行业虚拟变量 $cich$,但其表达的含义与模型(1)相比存在显著差异。此处 η 的系数测度是相对非污染行业而言,污染行业的资源配置水平在不同规制强度影响下的变动情况,因此 η 的估计体现了双重差分的思想。污染行业的划分依据中国环境保护部颁布的“上市公司环保核查行业分类管理名录”进行确定,并使用虚拟变量进行识别, $cich=1$ 为污染行业, $cich=0$ 为非污染行业。由于约束性污染控制的非对称性特征,本文将以模型(2)为基础进行基准分析。此外,国家“十一五”规划不仅规定了污染控制约束目标,同时也规定了能耗降低的约束目标。观察发现,“十一五”规划对全国各省份的能耗降低目标中有 20 个省份保持一致(均将约束目标设置为 20%),其余省份除吉林设置为 30%、山西与内蒙古设置为 25%、西藏与海南设置为 12%外,大多省份的能耗降低目标非常接近 20%,大部分样本的能耗降低目标不存在变动。为了尽可能消除节能控制目标产生的干扰,本文剔除了能耗控制目标不是 20%的相关样本,仅保留 20 个省份样本进行分析。

2. 资源再配置水平的测度:资源错配的生产率分布法

在分析资源再配置的同时,本文也考察约束性污染控制对平均意义上企业生产率的影响,以此来分析规制对行业 TFP 的影响。如何识别稳健可靠的 TFP 是目前进行 TFP 测度时不能忽略的问题,这是因为企业进行要素投入决策往往与 TFP 有关,因而要素投入是内生的 (Griliches and Mairesse, 1995)。OLS 估计则要求要素投入是外生变量,即使控制个体的固定效应也不能解决要素投入内生问题,这是因为时间可变的生产率冲击依然会影响要素投入决策 (Aghion et al., 2015),因而使用 OLS 进行要素投入系数估计是有偏的,以此为基础测算 TFP 是不恰当的。因此,本文基于 Olley and Pakes (1996) 提出的半参数估计法 (以下简称 OP 法) 进行 TFP 测度。由于 OP 法使用投资作为 TFP 冲击的代理变量,但投资与 TFP 间可能不具有单调性,因而受到了部分学者的批评 (Levinsohn and Petrin, 2003)。为了尽量减弱这一影响,本文删除了投资为非正值和缺失值的样本。OP 法测算 TFP 不仅解决了要素投入的内生问题,其也可以解决样本选择问题,即考虑企业的进入退出问题。

关于资源再配置水平,近年来学界大多采用资源错配 (Resource Misallocation) 的概念进行描述, Hsieh and Klenow (2009)、Aoki (2012) 等在要素投入存在扭曲的前提下,通过企业利润最大化测度资源错配程度,是测度资源错配的重要方法。但是,他们对要素投入存在扭曲的前提假设忽略了其他因素带来的资源错配影响,而其他因素如钱学锋和蔡庸强 (2014) 指出的与腐败相关联的因素导致的资源错配难以直接衡量。此外,还有一类文献使用生产率离散度来刻画资源错配程度 (聂辉华和贾瑞雪, 2011; Asker et al., 2014)。与 Hsieh and Klenow (2009)、Aoki (2012) 相比,TFP 离散度测算资源错配的方法更为全面、准确^①,因而本文以 TFP 离散度为基础测度资源错配,作为资源再配置水平的代理变量。在基准分析中,本文以行业内 TFP 的四分位距来测度资源配置水平 (Lashitew, 2016),并使用 TFP 的 90%分位与 10%分位之比以及行业内 TFP 的标准差作为稳健性检验,以期得到约束性污染控制资源再配置影响的更为稳健的结论。

3. 数据来源与处理

本文选择以 1998—2007 年^②“中国工业企业数据库”中的制造业部分为基础进行分析。该数据

① 当然,由于没有考虑行业等个体特征,也存在一定不足 (钱学锋和蔡庸强, 2014)。

② 本文研究的问题具有特殊性,其实施影响区间恰好在 2006—2010 年,但是由于 2008—2010 年的数据中缺乏增加值等核心变量,无法进行分析。作为对规制政策平均净政策影响的探索性研究,本文认为 2006—2007 年仍然可以观察到规制政策对资源再配置的影响。

库涵盖了全部国有工业企业以及规模以上(主营业务收入在500万元及以上)非国有工业企业。该数据库存在样本重合等诸多问题(聂辉华等,2012),需要对其进行处理。本文在Brandt et al.(2012)、杨汝岱(2015)的基础上对该数据库进行处理。首先,以“法人代码”进行匹配,若匹配不上或“法人代码”重复,则用“企业名称”进行匹配;若“企业名称”匹配不上或重复,则使用“法人代表姓名+地区(县)”进行匹配;依次类推采用“地区(县)+行业类别(三位数行业)+电话号码”、“开工年份+地区(县)+行业类别(四位数行业)+邮政编码+主要产品”、“法人代码+登记注册类型+国有控股情况”共11个基准变量进行匹配得到非平衡面板数据集。其次,对形成的非平衡面板数据集进行进一步处理,删除工业增加值、固定资产合计、中间投入为负以及劳动力(从业人数)小于、等于8人的观察值。为了消除价格影响,本文以1998年为基期,利用工业生产者出厂价格指数及固定资产投资价格指数分别对工业增加值和固定资产合计、本年折旧、中间投入、固定资产净值平均余额进行价格平减。最后,由于处理后数据仍然存在部分缺失值,本文参照聂辉华和贾瑞雪(2011)、鲁晓东和连玉君(2012)、杨汝岱(2015),使用固定资产合计、固定资产净值、本年折旧等变量,通过永续盘存法计算企业层面的投资和资本存量。同时,根据盖庆恩等(2015)对工业增加值缺失值的补充方法(工业增加值=工业总产值-中间投入+增值税),对2001年和2004年的工业增加值进行补充。通过样本匹配、删除无效变量、价格平减等处理过程,最终得到1998—2007年的中国制造业企业数据库,以此为基础进行分析。

四、基准分析

资源再配置效率分析存在两个维度:一是细分到企业的TFP;二是资源错配程度为代表的资源再配置水平。为了揭示环境规制对资源再配置的影响,这里分别进行环境规制对TFP以及资源错配程度影响的分析。

1. 约束性污染控制与TFP

在约束性污染控制中,“十一五”规划分别规定了二氧化硫(SO₂)和化学需氧量(COD)的约束性控制目标(COD污染控制表示为 $reguc$,SO₂污染控制表示为 $regus$)。检验表明,两个控制目标变量的相关性系数为0.97,将两者同时放入方程估计对 $\ln TFP$ 的影响时,VIF检验达到30以上,表明两者存在较为严重的共线性问题。为了稳健性考虑,本文分别采取两类污染物控制目标作为环境规制的设定基础,同时还对SO₂和COD控制目标进行加总(表示为 $regu_sum$)以体现两者的综合影响,表1给出了估计结果。第(1)—(3)列给出了环境规制对 $\ln TFP$ 影响的估计结果,第(4)—(6)列则给出了环境规制对资源错配影响的估计结果。为了尽可能控制其他变量带来的影响,本文还控制了省级固定效应、年度固定效应、四位数行业固定效应以及省级地区与年度的联合固定效应,因而可以在一定程度上消除地区、时间、行业以及地区随时间变动的影响因素的可能干扰^①,得到稳健的环境规制影响结论。

表1以对数形式的 $\ln TFP$ 为被解释变量,以污染物控制目标为基础进行了环境规制的识别,以此分析环境规制对产业发展的影响。从整体的估计结果看,约束性污染控制($reguc$ 、 $regus$ 或加总的 $regu_sum$,为了表达方便以下均以变量字母名进行描述)均通过了显著性检验,其对 $\ln TFP$ 存在显著影响。具体来看,对于全部行业而言, $reguc$ 、 $regus$ 或加总的 $regu_sum$ 对 $\ln TFP$ 的影响均具有积极影响,均通过了0.01的显著性检验,因而从直接影响看,首次约束性污染控制产生了积极提升TFP的作用,从具体数值看,提高约束性污染控制目标1个百分点,可提升 $\ln TFP$ 约0.8—2.3

^① 感谢匿名审稿专家对此提出的建设性建议。

表 1 基准估计 I :环境规制对资源错配与 TFP 的直接影响

	<i>lnTFP</i>			资源错配		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>reguc</i>	0.008*** (0.0006)			0.0001 (0.0006)		
<i>regus</i>		0.0233*** (0.0003)			0.0029*** (0.0005)	
<i>regu_sum</i>			0.0092*** (0.0002)			0.0027*** (0.0003)
<i>reguc_h</i>	0.0012 (0.0009)			-0.0037* (0.0020)		
<i>regus_h</i>		0.0012* (0.0007)			-0.0041** (0.0019)	
<i>regu_h</i>			0.0006 (0.0004)			-0.0021* (0.0010)
控制年度	是	是	是	是	是	是
控制省级	是	是	是	是	是	是
控制行业	是	是	是	是	是	是
控制省级与年度联合	是	是	是	是	是	是
样本量	435830	435830	435830	50704	50704	50704
R ²	0.0774	0.0774	0.0774	0.1237	0.1237	0.1237

注:括号内为稳健标准误,聚类到省级层面;如非特别说明,以下表格将省略报告年度、省级、行业以及省级与年度联合等固定效应;***、**、* 分别代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 。

资料来源:作者计算整理。

个百分点。结合“十一五”规划“主要污染物总量控制指标纳入本地区经济社会发展“十一五”规划和年度计划,分解落实到基层和重点排污单位”的具体要求,约束性污染控制的直接影响可能与行业具有相关关系。基于首次约束性污染控制实施的特征,本文还引入污染行业虚拟变量 *cich*,并构造环境规制与污染行业虚拟变量的交互项(分别以 *reguc_h*、*regus_h* 与 *regu_h* 代表 COD 污染控制、SO₂ 污染控制以及综合污染控制与污染行业虚拟变量的交互项),以此探析环境规制对污染行业 TFP 的影响。表 1 的 (1)—(3) 列表明,仅有 *regus_h* 通过 0.1 的显著性检验,但查询 *reguc_h*、*regu_h* 的 *p* 值可知,其均在 0.1 附近,基本可以认为其具有显著影响,因而以污染控制目标为基础识别的环境规制对污染行业 TFP 也具有积极影响,同时相对非污染行业而言其提升作用更大,原因在于环境规制对污染行业内部产生了显著的“去错配”效应。

2. 约束性污染控制与资源再配置

作为外生的环境规制政策,约束性污染控制可能带来要素的相对价格变化,进而产生资源再配置效应。因此,本文估计了基于 *lnTFP* 对数的行业内资源错配对约束性污染控制的反应方程(见表 1 第(4)—(6)列)。可以发现,当不考虑行业差异时,*regus* 及 *regu_sum* 对整体行业资源错配具有显著的提升错配(降低资源配置效率)的作用,其均通过了 0.01 的显著性检验。进一步结合首次约束污染控制实施特征,发现无论是 *reguc_h*、*regus_h* 还是 *regu_h*,约束性污染控制与污染行业交

互项均通过了 0.1 的显著性检验 ($regus_h$ 通过 0.05 的显著性检验), 且其系数均呈现负值。估计结果表明, 约束性污染控制对于整体的资源再配置具有不利影响, 其提升了错配水平。但是, 相对而言, 约束性污染控制对污染行业资源错配程度具有显著的降低作用。约束性污染控制首先会使政府对重点行业、重点企业 (简称重点单位) 进行监控, 因而将会引导重点单位增加相关投资, 将相关外部性内部化, 而这一措施具有显著“要素扭曲”效应, 进而降低污染行业的资源错配程度。

3. 约束性污染控制在错配影响中的调节作用

根据 Hsieh and Klenow (2009)、Lashitew (2012) 等研究结论, 资源错配程度加深将会导致 TFP 降低, 那么, 约束性污染控制对污染行业资源错配的降低作用将有可能提升相应的 TFP 水平。通过将资源错配引入 $\ln TFP$ 决定方程中, 可以将资源错配影响 TFP 的机制揭示出来, 估计结果见表 2。为了识别约束性污染控制的调节作用, 本文按照年度将行业分为高错配产业和低错配产业 (如果年度内行业错配高于平均值则定义为高错配产业 $mis_high=1$, 否则定义为低错配产业 $mis_high=0$), 并将其与约束性污染控制指标 $reguc_regus$ 及 $regu_sum$ 相乘得到 $reguc_mis_high$ 、 $regus_mis_high$ 与 $regu_mis_high$ 。表 2 可见, 如果不考虑资源错配与其他变量的交互影响, 资源错配 $mistfp_iqr$ 将显著降低 TFP, 这一结论佐证了目前关于资源错配对 TFP 影响的研究结论 (Hsieh and Klenow, 2009; Lashitew, 2012; Restuccia and Rogerson, 2008; 韩剑和郑秋玲, 2014)。从整体看, $regus$ 、 $reguc$ 与 $regu_sum$ 对 TFP 的影响通过 0.01 的显著性检验, 且其影响方向与表 1 保持一致, 为正向作用, 表明约束性污染控制对企业而言产生了积极的 TFP 提升作用。同时, 通过观察约束性污染控制与高错配行业的交互项系数, 可知其均未通过显著性检验, 即约束性污染控制并不会对一般产业产生调节作用。进一步结合重点污染行业, 本文在约束性污染控制与高错配行业的交互项基础上再与污染行业交互, 即观察约束性污染控制是否对污染行业中高错配产业具有显著的调节作用。表 2 中规制与污染行业交互项为正值 (均通过 0.01 的显著性检验), 通过表 1 可知, 污染行业本身的错配程度较高且 $reguc_h$ 、 $regus_h$ 与 $regu_h$ 显著为正值, 同时表 2 中 $mistfp_iqr$ 又显著为负值, 综合以上几个系数特征, 可以推断污染行业中约束性污染控制发挥了显著的积极调节作用, 有利于污染行业“去错配”与 TFP 提升。值得注意的是, 表 1 显示整体上约束性污染控制提高了资源错配水平, 但表 2 却显示约束性污染控制提升了 TFP 水平, 直觉上与资源错配的经典文献不符。产生这一现象的原因在于, 约束性污染控制不仅提升资源再配置效率, 还会直接影响企业内部管理水平, 进而影响企业内部效率, 因而, 如本文在综述中所述, 存在内部技术提升和外部资源再配置提升两方面的效应^①。

五、进一步分析: 规制如何影响资源再配置

基准分析表明, 以中国首次约束性污染控制为基础的环境规制会影响资源错配与 TFP, 尤其会对重点单位具有显著影响。然而, 以上分析仍未回答约束性污染控制如何影响企业行为, 尤其是微观层面决定资源再配置的要害层面流动问题, 同时也无法回答以上影响是否对产业层面已有的政策扶持扭曲产业的进一步影响^②。

① 由于本文主要关注资源再配置效应, 因而对内部效率提升的影响不做讨论。

② 由于无法识别出到底哪个企业受到政企合谋等制度的扭曲影响, 因而本文只能揭示资源再配置效应“是什么”以及“如何发生”, 并一定程度回答“为什么”的问题, 但仍无法给出全面“为什么”的答案, 这也是本文的遗憾之处。尽管如此, 本文认为从科学的角度进行本项研究仍具有理论价值。感谢审稿专家对此问题提出的建设性建议。

表 2 基准估计 II:环境规制影响的调节作用

被解释变量 $\ln TFP$	COD 污染控制		SO ₂ 污染控制		综合控制	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
规制	0.0097*** (0.0004)	0.0085*** (0.0006)	0.0245*** (0.0007)	0.0236*** (0.0003)	0.0067*** (0.0005)	0.0061*** (0.0005)
规制与高错配产业交互项	-0.0016 (0.0010)		-0.0010 (0.0010)		-0.0006 (0.0005)	
规制与污染行业交互项		0.0028*** (0.0008)		0.0028*** (0.0007)		0.0014*** (0.0004)
规制、污染行业与高错配产业交互项		-0.0037*** (0.0010)		-0.0034*** (0.0009)		-0.0017*** (0.0005)
资源错配指数	-0.0490* (0.0257)	-0.0501* (0.0255)	-0.0499* (0.0258)	-0.0499* (0.0255)	-0.0494* (0.0257)	-0.0499* (0.0255)
样本量	435830	435830	435830	435830	435830	435830
R ²	0.0782	0.0782	0.0781	0.0782	0.0782	0.0782

注:括号内为稳健标准误,聚类到省级地区层面;***、**、* 分别代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 。

资料来源:作者计算整理。

1. 约束性污染控制影响资源再配置的微观机制:要素流动考察

约束性污染控制实施的最终影响体现在微观层面则是企业层面的要素使用以及要素流动,根据资源错配理论关于资源优化再配置的基本观点,良好的政策应当降低低生产率企业的资源流入,同时促进高生产率企业要素资源的流入。为了验证这一影响机制,本文在上文基础上进一步探析约束性污染控制对劳动与资本流动的影响,同时验证规制约束下要素流动与企业生产率之间的内在关系。表 3 给出了估计结果,其中,第(1)—(3)列为约束性污染控制对劳动变动的影响,第(4)—(6)列为约束性污染控制对资本变动(以资本增加的对数代表)的影响^①。从中发现,无论是对资本变动还是对劳动变动, $L.lnifp$ (表示 $\ln TFP$ 的滞后 1 期)的系数在 0.01 的水平上显著为正,表明高生产率的企业更容易获得要素资源,这一结果符合基本的要素配置规律,即要素总是流向生产率高的企业。

表 3 显示,约束性污染控制对劳动的变动影响 $reguc$ 和 $regus$,分别通过 0.05 和 0.01 的显著性检验且为正向影响。但约束性污染控制对资本变动的的影响呈现非一致性, $reguc$ 通过 0.01 的显著

① 由于进行资本变动估计时关键系数的标准误没有显示,因而本文在估计约束性污染控制对资本流动影响时,采取资本变动的对数形式进行估计,这样做的一个弊端就是将会删除资本变动小于、等于 0 的样本,可能会存在一定影响。但是,作为探索性研究,本文认为这一处理仍可以在一定程度上说明约束性污染控制对资本变动的的影响。

表3 环境规制影响资源错配的微观基础:要素变动的视角

	劳动变动			资本变动		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>reguc</i>	1.5115** (0.6436)			-0.0260*** (0.0033)		
<i>reguc_h_tfp</i>	0.2416 (0.5901)			0.0048*** (0.0017)		
<i>regus</i>		3.7173*** (0.1394)			0.0083*** (0.0019)	
<i>regus_h_tfp</i>		0.3027 (0.5625)			0.0018 (0.0031)	
<i>regu_sum</i>			-0.0746 (—)			-0.0046*** (0.0008)
<i>regu_h_tfp</i>			0.1433 (0.2960)			0.0010 (0.0017)
<i>L.lntfp</i>	16.0354*** (3.1570)	15.8493*** (3.1891)	15.9208*** (3.1862)	0.2872*** (0.0088)	0.2885*** (0.0548)	0.2882*** (0.0549)
样本量	148396	148396	148396	110742	110742	110742
R ²	0.0166	0.0166	0.0166	0.0995	0.0992	0.0994

注:括号内为稳健标准误,聚类到省级地区层面,显示“—”代表估计未显示具体数值;***、**、*分别代表 $p < 0.01$, $p < 0.05$, $p < 0.1$ 。
资料来源:作者计算整理。

性检验,其影响为负向,*regus* 通过 0.01 的显著性检验但其影响为正向。这表明,约束性污染控制显著增加劳动要素投入,但对资本投入增速的影响存在差异,SO₂ 污染控制显著促进资本投入增速提高,但 COD 污染控制却抑制资本投入增速提高^①。对于重点关注的污染行业中约束性污染控制对资源再配置的影响,可以观察约束性污染控制、污染行业与 *lnTFP* 的交互项(*reguc_h_tfp*、*regus_h_tfp* 与 *regu_h_tfp*)的系数,可知其对劳动变动的影响并不显著,表明其并未对劳动要素的资源再配置产生优化作用,但对资本变动(资本投入增速)影响中 *reguc_h_tfp* 通过 0.01 的显著性检验且其系数为正值,表明 TFP 越高的企业获得资本资源越多,即污染行业中约束性污染控制促进了资本要素向高生产率企业流动。同时 *regus_h_tfp* 与 *regu_h_tfp* 虽然未通过显著性检验,但其系数也为正值,具有与 *reguc_h_tfp* 相近的作用机制。

本文认为,以上发现与资源错配理论内涵的观点是一致的:①要素流向 TFP 较高的企业符合最基本的资源优化配置规律;②对污染行业而言,约束性污染控制促进资本向高生产率企业流动,

① SO₂ 污染控制和 COD 污染控制的影响差异并非本文关注的重点,其影响机制差异的背后逻辑有待未来分析。

这一结论也与表 1 中发现的约束性污染控制对污染行业具有相对的“去错配”效应是紧密对应的,符合有关理论逻辑,其背后原因是首次约束性污染控制实施导致政府对重点污染行业 and 单位进行特别监控;③污染行业中,约束性污染控制并不会促进劳动要素向高生产率企业流动符合基本事实,这是因为约束污染控制对企业的影响主要是增加污染预防与末端治理等方面的资本投入,因而对污染行业而言,约束性污染控制产生的“去错配”效应并不会直接作用于劳动要素层面。

2. 约束性污染控制的资源再配置效应：市场份额考察

通过约束性污染控制影响资源错配的微观机制可知,要素显著向高生产率企业流动,但这只是从要素市场的角度出发进行的分析,仍不能确定其是否提高高生产率企业的市场份额。根据资源再配置的理论,政策实施的优化结果应该使高生产率企业获得更高的市场份额,以此才能取得更优的资源再配置效应(Hopenhayn, 1992; Aghion et al., 2015)。因此,本文在掌握企业要素流动微观机制的基础上,探究约束性污染控制对企业市场份额的影响。本文将某年度某地区某行业视为一个市场,以企业增加值与行业加总增加值的比值来衡量企业市场份额,记为变量 $share_{ijt}$ (i, j, t 分别代表地区、行业与年份)。同时,为了具体分析约束性污染控制对重点污染行业内高生产率企业(以是否高于行业平均生产率作区分)的资源再配置效应,本文构造了约束性污染控制、污染行业以及高生产率三者的联合交互项,分别记为 $reguc_h_Htfp$ 、 $regus_h_Htfp$ 、 $regu_h_Htfp$ 。表 4 给出了环境规制对高生产率企业绩效的资源再配置效应估计结果,从中可知不同规制指标下 $L.lntfp$ 均通过了 0.05 的显著性检验,符合基本的经济运行规律。

表 4 环境规制的资源再配置：高生产率企业市场份额是否会提高

被解释变量 $share$	(1)	(2)	(3)
$reguc$	0.0026*** (0.0005)		
$regus$		-0.0083*** (0.0005)	
$regu_sum$			-0.0001 (0.0002)
$reguc_h_Htfp$	0.0010** (0.0004)		
$regucs_h_Htfp$		0.0008** (0.0003)	
$regu_h_Htfp$			0.0004** (0.0002)
$L.lntfp$	0.0094** (0.0040)	0.0095** (0.0040)	0.0094** (0.0040)
样本量	81890	81890	81890
R ²	0.4704	0.4704	0.4704

注：括号内为稳健标准误,聚类到省级地区层面;***、**、* 分别代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 。

资料来源：作者计算整理。

从表4结果可以看出, *reguc* 和 *regus* 对市场份额的影响均通过 0.01 的显著性检验, 但其影响方向不一致: *reguc* 存在提高市场份额的倾向, 而 *regus* 存在降低市场份额的倾向, 这一差异可能与两者作用对象差异有关, 但这并不是本文重点关注的内容。对于约束性污染控制的资源再配置效应而言, *reguc_h_Htfp*、*regus_h_Htfp* 以及 *regu_h_Htfp* 才是体现资源再配置的核心指标。通过表4可知, 以上三个变量均通过 0.05 的显著性检验, 其系数为正值表明约束性污染控制可以显著促进污染行业内高生产率企业市场份额的提升, 再次表明其“去错配”效应产生了积极的资源优化再配置效果。同时, 表4的结论也对表3进行了回应, 增强了表3结果的稳健性。

综合表3和表4, 并结合 Jia and Nie(2017)等相关研究, 本文认为由于规制尚未实现独立性, 因而中国环境治理与产业发展实际是内生于地方政府的目标函数中, 而这是产生以上结论的根本原因。在约束性污染控制实施前, 地方政府既具有发展经济的任务, 也具有环境规制的责任, 但是由于环境规制硬约束的缺失, 同时污染问题又存在显著的信息不对称问题, 因而地方政府的理性选择则是与“重点单位”建立“合谋”或者“默契合谋”关系, 而这一关系事实上是扭曲了环境规制的作用机制, 偏离了要素市场最优均衡, 使得在“合谋”关系下“重点单位”获得了偏向性的环境规制政策, 不利于资源的优化再配置。反过来, 约束性污染控制的实施使得环境规制的“软约束”调整为“硬约束”, 去掉了存在于行业内的偏向性政策, 产生了显著的“去污染”与“去错配”的双赢效果。

3. 约束性污染控制是否缓解政府扶持带来的资源再配置扭曲

以上分析可知, 约束性污染控制对资源再配置具有显著影响, 鉴于本文是基于制造业企业进行的分析, 而制造业又受到补贴等政策扶持的显著影响, 现有不少研究发现其对资源再配置产生了不利影响(蒋为和张龙鹏, 2015), 那么, 很自然的一个疑问就是约束性污染控制的环境规制对于政策扶持扭曲资源配置过程是否会产生影响? 因此, 本文从补贴的视角以小窥大地观察政府扶持政策的影响, 具体而言以行业内加总的补贴占加总的增加值比例为行业补贴程度变量 sub_degr_{ijt} (i, j, t 分别代表地区、行业与年份), 同时在分析对 $\ln TFP$ 影响时, 本文以企业获得补贴与增加值之比构造企业的补贴程度变量 sub_degr_firm 。为了分析约束性污染控制与政府补贴在资源再配置中的关系, 本文还构造补贴与约束性污染控制的交互项, 分别表示为 *reguc_sub*、*regus_sub* 与 *regu_sub*, 对应企业补贴程度时加“_firm”后缀。表5第(1)—(3)列给出了对 $\ln TFP$ 影响的估计结果, 第(4)—(6)列则给出了对资源错配影响的估计结果。

通过表5可知, 行业补贴程度变量 sub_degr 对资源错配的影响在 COD 污染控制、SO₂ 污染控制和综合污染控制方程中均通过 0.05 的显著性检验, 其影响系数均为正值, 即补贴与资源错配间具有稳健的正向关系, 这一结论与现有补贴对资源再配置影响的研究结论是一致的(蒋为和张龙鹏, 2015)。同时, sub_degr 对 $\ln TFP$ 的影响除在 COD 污染控制中未通过显著性检验外, 其在 SO₂ 污染控制和综合污染控制方程均通过 0.1 的显著性检验, 其系数稳健为负值表示补贴不利于 $\ln TFP$ 提升, 结合其对资源错配的影响方向可知这一结论与现有关于资源错配与 TFP 关系的研究结论(Hsieh and Klenow, 2009; Lashitew, 2012; Restuccia and Rogerson, 2008)保持一致。结合约束性污染控制的影响, 可以发现表5与表1存在显著差异: *reguc*、*regus* 和 *regu_sum* 对资源错配的影响系数均由正值转为负值, 其背后逻辑可能是约束性污染控制对补贴实施产生影响, 规制实施“去错配”效应可能部分消除补贴的扭曲影响^①。通过表5第(1)—(3)列可知, *reguc_sub*、*regus_sub* 与 *regu_sub* 对 $\ln TFP$ 的影响均通过 0.05 的显著性检验, 其影响系数一致的呈现负值。结合约束性污染控制与补贴对 $\ln TFP$ 以及资源错配的相反影响, 一定程度可以认为约束性污染控制缓解了补贴引致的资源错配问

① 当然这只是个推测, 其具体影响机制本文仍未得知, 希望未来可以更深入地揭示该问题产生的逻辑。

表 5 环境规制在政策扶持扭曲资源配置中的调节作用

	<i>lnTFP</i>			资源错配		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>reguc</i>	0.0096*** (0.0002)			-0.0247*** (0.0012)		
<i>reguc_sub(_firm)</i>	-0.0120** (0.0045)			-0.0049 (0.0178)		
<i>sub_degr(_firm)</i>	-0.0091 (0.0053)	-0.0092* (0.0053)	-0.0092* (0.0053)	0.1462** (0.0641)	0.1431** (0.0620)	0.1446** (0.0630)
<i>regus</i>		0.0240*** (0.0002)			-0.0031*** (0.0009)	
<i>regus_sub(_firm)</i>		-0.0083** (0.0033)			-0.0018 (0.0126)	
<i>regu_sum</i>			0.0093*** (0.0002)			-0.0057*** (0.0006)
<i>regu_sub(_firm)</i>			-0.0049** (0.0019)			-0.0016 (0.0076)
样本量	435830	435830	435830	35242	35242	35242
R ²	0.0795	0.0793	0.0794	0.1314	0.1314	0.1314

注:括号内为稳健标准误,聚类到省级地区层面;***、**、* 分别代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 。

资料来源:作者计算整理。

题,有利于 TFP 提升。

综合以上分析,政府对企(产)业的补贴不利于资源的再优化配置,产生资源错配并抑制 TFP 提升。然而,由于约束性污染控制的实施使得部分企(产)业重新进行资源配置,部分地纠正了要素市场扭曲的状态,部分发挥了“去错配”作用。同时在约束性污染控制实施约束下,政府补贴尤其是偏向性补贴倾向将会减少,从而可以缓解补贴导致的资源错配问题(Aghion et al., 2015)。

六、稳健性检验

本文在理论上仍存在问题需要考虑。一是以四分位距来度量资源错配,其优点在于可以排除异常值的影响,结果能较好地反映中位数附近的样本离散程度。随之而来的问题是,如果采用其他指标测度结论是否发生显著变动。二是尽管本文控制了地区固定效应、地区与时间的联合固定效应,但本文仍不能完全排除约束性污染控制与地区发展特征间的内生关系,仍需基于更为苛刻的样本以验证上文的基本结论。

1. 不同测度方法的资源错配指标的稳健识别

为了检验行业内资源错配测度的稳健性,本文使用 *lnTFP* 的 90%分位与 10%分位之差以及其

标准差替换上文以四分位距度量的资源错配指标,并重新估计约束性污染控制对资源再配置影响。表6采用新的资源错配指标对表2中SO₂污染控制的影响重新进行了估计^①。

从表6第(1)、(2)列可知以90%分位与10%分位数之差为基础进行资源错配测度的分析表明,无论是否考虑污染行业,SO₂污染控制对lnTFP的影响均通过0.01的显著性检验,系数为正值表明具有提升TFP的积极作用。SO₂污染控制与资源错配交互项系数虽然符合预期为负值,但未通过显著性检验。同时可以发现,SO₂污染控制与污染行业的交互项为正值、其与高错配产业交互项为负值以及均通过0.01的显著性检验,表明SO₂污染控制有助于缓解资源错配的影响,具有一定的“去错配”效应。比较意外的是,以90%分位与10%分位数之差测度的资源错配对于lnTFP具有负向影响,这一结论与现有资源错配内在逻辑一致,但其未通过显著性检验。本文认为这一差异是由资源错配的不同指标测度产生,符合不同指标测度产生影响的基本逻辑。相对四分位距而言,90%分位与10%分位之差反映的行业内资源错配,更多聚焦于样本两端极值情形,从资源错配本身测度看,四分位距测度必然小于90%分位与10%分位之差。由于行业内极端企业更易发生异常值的影响,因而以90%分位与10%分位之差进行的资源错配测度难免会存在较大的偏差,其在反映资源错配程度上相对四分位距而言相对较弱,因而更可能产生不符合理论预期或者不显著的情况。

表6 不同资源错配测度的环境规制影响:以SO₂污染控制为例

被解释变量 lnTFP	资源错配测度:90%与10%分位数之差		资源错配测度:标准差	
	(1)	(2)	(3)	(4)
规制	0.0247*** (0.0008)	0.0235*** (0.0003)	0.0130*** (0.0010)	0.0123*** (0.0004)
规制与高错配产业交互项	-0.0012 (0.0011)		-0.0004 (0.0013)	
规制与污染行业交互项		0.0024*** (0.0006)		0.0021*** (0.0006)
规制、污染行业与高错配产业交互项		-0.0027*** (0.0009)		-0.0020* (0.0011)
资源错配指数	-0.0191 (0.0156)	-0.0198 (0.0154)	-0.0756 (0.0513)	-0.0751 (0.0500)
样本量	435830	435830	420368	420368
R ²	0.0777	0.0778	0.0776	0.0776

注:括号内为稳健标准误,聚类到省级地区层面;***、**、* 分别代表 p<0.01、p<0.05、p<0.1。

资料来源:作者计算整理。

从统计上讲,90%分位与10%分位之差与四分位距测度在统计上具有类似特征,即均以中位数为核心测度变量离散程度。事实上,还存在反映与均值之间离散程度的度量,即标准差。统计学上

① 同时,作者也对COD污染控制和综合控制的影响进行了分析,但其与SO₂污染控制估计的结果基本类似。为了提高表格可读性,本文仅汇报了SO₂污染控制的估计结果。对于其他估计结果,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

讲,四分位距度量的是变量中间 50%数据的离散程度,其数值越小,说明中间数据越集中;其数值越大,说明中间的数据越分散,四分位距的优点是其不受极端异常值的影响。此外,由于中位数处于数据的中间位置,四分位距的大小在一定程度上也说明了中位数对一组数据的代表程度。四分位距主要用于测度顺序数据的离散程度,但标准差则可以测度总体的变量离散程度。因此,本文另辟蹊径,采用 $\ln TFP$ 的标准差对行业内资源再配置程度进行再测度,如此一来,可以进一步降低估计结果对具体指标的依赖性的质疑。表 6 第(3)、(4)列基于标准差给出了以 SO_2 污染控制为代表的约束性污染控制影响,可以发现该估计结果与表 6 第(1)、(2)列基本类似, SO_2 污染控制本身也是通过 0.01 的显著性检验对 $\ln TFP$ 具有正向影响,其与高错配产业的交互项不显著,但与污染行业交互项显著为正值,表明 SO_2 污染控制对污染行业具有显著积极的资源优化配置作用。当然,以标准差为基础测度的资源错配仍未通过显著性检验,但其 t 统计量显著大于以 90%分位与 10%分位数之差度量资源错配的影响系数。结合表 2 结果,从理论与实证匹配的视角看,在资源错配测度方面四分位距标准差更为适合,90%分位与 10%分位数之差的测度最差。

以上综合对比分析表明,无论是采用四分位距、90%分位与 10%分位之差还是采用标准差度量行业内资源错配,虽然存在微小的差异,但其大部分研究结论趋于一致,即约束性污染控制有助于污染行业的资源优化再配置。

2. 基于更纯净样本的再检验:基准分析的结论是否存在系统性偏差

以上分析仍然存在疑问:约束性污染控制的资源配置效应是否存在样本选择问题? 规制强度指标的选取即本文中约束性污染控制可能与当地发展特征具有显著内在关系,虽然上文控制了诸多因素,但仍有可能存在一些不可观测因素影响自选择问题,那么,不可观测因素是否会影响以上结论稳健性,尤其是是否会对估计结果造成系统性偏差? 按照这个逻辑,可以考虑选择一个区域,在这个区域内只存在环境规制,即约束性污染控制的差异。如果在一个更为纯净的样本中基本结论依然与上文一致,那么,本文认为上文的研究不存在系统性结论偏差,即是基本稳健的。基于以上考虑,本文选择地理边界附近的样本进行分析以获得基本的研究结论。与采用全国样本进行的分析相比,邻近边界的地级市在地理位置、资源禀赋等未观察特征方面更为接近,可以近似地消除地区间发展特征差异带来的干扰,也可以尽可能地将样本的自选择性降低到最小可能。同时,为了体现环境规制的变动需要寻找边界两侧约束性污染控制存在显著差异的边界地区,以此才能得到规制差别以识别约束性污染控制的资源再配置效应。为了避免边界分析样本中 $regus$ 与 $reguc$ 在边界两侧样本中影响方向不一致的情况,即要确保样本中约束性污染控制程度(无论是 $regus$ 还是 $reguc$)差异及方向保证一致,根据国家“十一五”规划,本文整理了两地接壤且 $reguc$ 与 $regus$ 均在一侧显著较大而另一侧较小的边界地区,根据这个原则,本文选择约束性污染控制目标相差在 1.6 倍以上的 6 个边界样本为基础进行分析,涉及 8 个省份的 40 个地级市^①。

将约束性污染控制影响集中到 6 个边界地区后,由于每一个小组在地理上非常接近,因而每一个边界地区均可以视为一个单独的经济体,边界地区两侧除了面对不同的约束性污染控制目标外,其他均可以视为无差异。同时,以上论述还意味着本文分析的样本在企业、行业、地级市外又多了一个维度,即组别维度,因而需要在估计中控制组别效应以剔除不同组别特征影响。因此,可以建立如下模型:

$$mis = \alpha + \beta time + \gamma treated + \delta t_treated + city + ind + year + group + \mu \quad (3)$$

^① 限于篇幅,本文未列示边界样本选择及基本描述表格,可登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

其中, mis 代表行业内资源错配程度, 且将采用标准差和四分位距分别分析, $time=1$ 代表 2006 年以后, $treated=1$ 代表约束性污染控制较高的样本, $t_treated=time \times treated$ 则是本文关注的约束性污染控制变量。 ind 、 $year$ 、 $group$ 以及 u 则分别为控制行业、年度固定效应、边界组固定效应以及残差项。

在以边界地区为样本分析约束性污染控制的资源错配影响时发现^①, 无论是对 $mistfp_sd$ (以标准差测度资源错配) 还是 $mistfp_iqr$ (以四分位距测度资源错配), 约束性污染控制均提升了行业资源错配程度且分别通过 0.1 和 0.01 的显著性检验。在不考虑行业差异时 $t_treated$ 系数显著为正值, 考虑污染行业影响后对 $mistfp_sd$ 影响为正但不显著, 表明其影响效应被污染行业的影响所吸收, 表明约束性污染控制对污染行业内资源错配存在显著影响, 且其影响趋势呈现负向。如果考虑行业的异质性, 本文定义 $t_treated$ 与污染行业的交互项 h_dd 并分析其对资源错配的影响, 估计结果发现其并未通过显著性检验。需要注意的是, 每一个边界组内部虽然不存在地区差异影响, 但是组与组之间仍然存在显著的区域差异。基于此, 本文将 h_dd 与每一个边界组进行交叉得到三个变量联合交互项, 相当于对每个组分别估计, 这一处理消除了地区间差异的影响。结果表明, 不考虑地区影响时 h_dd 为负值, 表明污染行业的约束性污染控制的资源错配效应相对较小。如果将 h_dd 与 $h_dd_gp^*$ 的系数相加则会发现其影响结果大部分呈现负值, 但也有少部分组别呈现正值。

同时, 为了与上文对应, 本部分还估计了约束性污染控制对企业 TFP 的影响^②, 结果表明, 约束性污染控制整体上提高企业 TFP, 但本文更感兴趣的是约束性污染控制相对地提高了污染行业的 TFP, 结合前面的降低污染行业的资源错配程度, 其逻辑与理论相符, 同时结论一致。基于以上分析, 本文认为作为一个较为干净的识别策略, 以边界地区为样本的约束性污染控制对资源错配和 TFP 的影响结果佐证了上文分析的合理性, 提高了研究结论的稳健性。

七、总结性结论与启示

近年来, 中国对环境问题重视程度日渐提升, 与此同时环境规制实施对产业发展的影响, 尤其是对资源再配置的影响不容忽视。2006 年, 中国首次将污染目标控制作为考核指标纳入政府官员绩效评价体系中, 将规制作为约束性目标加以控制, 且取得了非常显著的效果, 这一政策实施为分析规制资源再配置效应提供了良好基础。本文以首次约束性污染控制为基础, 分析了环境规制影响的资源再配置效应。本文发现, 约束性污染控制对全部行业的资源再配置效应并不稳健的显著, 但其对污染行业的资源再配置效应具有显著且稳健的“去错配”效应。进一步研究发现, 约束性污染控制促进资本向高生产率企业流动, 同时在产出端也提高了高生产率企业的市场份额, 有力地揭示了“去错配”效应的微观机制。同时, 本文还研究了约束性污染控制对其他政府扶持政策导致扭曲的作用, 发现约束性污染控制资源再配置作用约束下偏向性补贴倾向降低, 从而部分缓解补贴导致的资源错配问题。通过指标替换、稳健的样本分析等系列稳健性检验, 以上基本结论依然成立。本文认为, 在中国的环境规制实践与产业发展背景下, 适当的环境规制政策设定可以产生“去错配”效应,

① 限于篇幅, 具体稳健性回归结果未列示, 可登陆《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejjournal.org>) 下载。

② 虽然边界地区涉及 8 个省份, 但由于将边界作为一组, 因而事实上边界地区才是一个真正的“经济区域”。以江苏为例, 北部靠近山东的徐州, 事实上与山东枣庄经济更为接近, 江苏南部同上海、浙江经济更为接近。因此, 对边界地区进行估计分析无需控制省级地区以及省级地区随时间变动的虚拟变量。根据 Angrist and Pischke (2008) 第 8 章的讨论, 由于只有 6 个组别, 并不适合采用“cluster”的方式对标准误进行设定。这里感谢审稿专家的建设性建议。

间接提升产业生产率。作为探索性研究,本文研究表明非对称规制并不一定带来资源错配程度加强,如何基于规制历史及现实情况设计适当的规制政策,是环境规制以及其他政策部门需要重点考虑的问题。当然,本文在回答“为什么”会产生资源再配置效应方面依然没有给出充足的证据,有待未来进一步探究。但是,作为探索性研究,本文的研究结论仍然有助于在科学上揭示约束性污染控制对资源再配置的影响,并进而对环境规制政策制定与实施带来启发。

虽然本文发现规制资源再配置效应应具有“去错配”作用,但这一作用的发挥并不是无条件的。就本文而言,本文以首次约束性污染控制来识别环境规制,其具有一个潜在的前提:约束性污染控制实施前,环境规制存在“软约束”问题,即存在规制实施的偏差问题。虽然没法详细验证,但本文认为约束性污染控制实施前的规制“软约束”问题以及由此导致地方政府对重点污染企业在环境规制问题上实施的偏向性政策扭曲产生了资源错配问题。在规制“软约束”下引致的“资源错配”基础上,约束性污染控制的实施产生了积极的“去错配”效应,其更多的作用可以理解为“拨乱反正”。更为一般意义地识别中国环境规制的资源再配置效应,应当成为未来研究的一个重要方向,只有这样在未来进行环境规制政策制定与完善时,才能实现环境与产业发展的“双赢”效果。此外,为“纠偏”而实施的约束性污染控制可以在“无意间”影响补贴政策的效果,表明中国的政策扭曲方式及作用机制具有相似性,因而本文的结论对于其他政策影响机制的揭示也具有一定启发性。从这个视角看,政府应当审慎配置对不同行业的补贴投入等政策扶持,防止因政府干预扭曲要素市场配置过程。

具体到约束性污染控制本身,虽然其在实现了政策目标(降低污染)的同时降低了资源错配,看似实现了共赢的良好作用,但是从政策本身制定与实施看,约束性污染控制仍然遵循着行政控制办法,而非独立性规制实施的结果,规制治理依然缺乏常态稳定的运行机制。由于稳定机制的缺乏,政策的稳定性相对较差,政策导向预期不够清晰,而这些均会影响政策的实施效果。只有将规制功能从政府职能中剥离后,才能期待得到一个稳定的规制政策制定、实施以及完善的规制体系。本文的研究对于从纵向视角审视中国的环境规制演变及其作用具有重要意义。从理论上,规制实施不仅要关注政策实施效果的影响,还应当将规制对企业本身内部要素使用以及企业间要素资源再配置等影响予以综合考虑,以此为基础因地制宜的进行规制政策制定与实施。具体到政策而言,本文建议:继续坚持约束性污染控制,将控制污染作为地方政府“硬约束”进行考核,以此发挥地方政府在污染控制中的主动性;研究发现环境规制提升资源再配置效率的途径在于要素流动以及“去错配”效应,因而建议清除制约要素流动的的制度障碍,畅通要素流动的渠道,消除可能影响资源再配置的偏向性补贴等扶持政策。

[参考文献]

- [1]陈诗一. 节能减排与中国工业的双赢发展:2009—2049[J]. 经济研究, 2010,(3):129-143.
- [2]盖庆恩,朱喜,程名望,史清华. 要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率[J]. 经济研究, 2015,(5):61-75.
- [3]韩超,张伟广,郭启光. 环境规制实施的路径依赖——对中美环境规制形成与演化的比较分析[J]. 天津社会科学, 2016,(1):97-104.
- [4]韩剑,郑秋玲. 政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解[J]. 中国工业经济, 2014,(11):69-81.
- [5]蒋为,张龙鹏. 补贴差异化的资源误置效应——基于生产率分布视角[J]. 中国工业经济, 2015,(2):31-43.
- [6]鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012,(2):541-558.
- [7]聂辉华,贾瑞雪. 中国制造业企业生产率与资源误置[J]. 世界经济, 2011,(7):27-42.
- [8]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.
- [9]钱学锋,蔡庸强. 资源误置测度方法研究述评[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2014,(3):116-126.

- [10]冉冉. “压力型体制”下的政治激励与地方环境治理[J]. 经济社会体制比较, 2013,(3):111-118.
- [11]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015,(2):61-74.
- [12]张成,陆旸,郭路,于同申. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011,(2):113-124.
- [13]Angrist, J. D., and J. S. Pischke. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*[M]. New Jersey: Princeton University Press, 2008.
- [14]Aghion, P., J. Cai, M. Dewatripont, et al. Industrial Policy and Competition [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2015,7(4):1-32.
- [15]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.
- [16]Asker, J. A., Collard-Wexler, and J. De Loecker. Dynamic Inputs and Resource (Mis) allocation [J]. *Journal of Political Economy*, 2014,122(5):1013-1063.
- [17]Baily, M. N., C. Hulten, D. Campbell, et al. Productivity Dynamics in Manufacturing Plants [J]. *Brookings Papers on Economic Activity Microeconomics*, 1992,(1):187-267.
- [18]Becker, R. A. Local Environmental Regulation and Plant-level Productivity [J]. *Ecological Economics*, 2011,70(12):2516-2522.
- [19]Berman, E., and L. T. Bui. Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2001,83(3):498-510.
- [20]Boyd, G. A., and J. D. Mclell. The Impact of Environmental Constraints on Productivity Improvement in Integrated Paper Plants[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1999,38(2):121-142.
- [21]Brandt, L. J., V. Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012,97(2):339-351.
- [22]Crafts, N. Regulation and Productivity Performance[J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2006,22(2):186-202.
- [23]Gollop, F. M., and M. J. Roberts. Environmental Regulations and Productivity Growth: The Case of Fossil-Fueled Electric Power Generation[J]. *The Journal of Political Economy*, 1983,91(4):654-674.
- [24]Gray, W. B. The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown [J]. *American Economic Review*, 1987,77(5):998-1006.
- [25]Griliches, Z., and J. Mairesse. *Production Functions: The Search for Identification* [R]. NBER Working Paper, 1995.
- [26]Hamamoto, M. Environmental Regulation and the Productivity of Japanese Manufacturing Industries[J]. *Resource & Energy Economics*, 2006,28(4):299-312.
- [27]Hopenhayn, H. A. Entry, Exit and Firm Dynamics in Long Run Equilibrium [J]. *Econometrica*, 1992,60(5):1127-1150.
- [28]Hsieh, C. T., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009,124(4):1403-1448.
- [29]Jaffe, A. B., and K. Palmer. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1997,79(4):610-619.
- [30]Jia, R., and H. Nie. Decentralization, Collusion and Coalmine Deaths [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2017, 99(1):105-118.
- [31]Lanoie, P., M. Patry, and R. Lajeunesse. Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2008,30(2):121-128.
- [32]Lashitew, A. A. Employment Protection and Misallocation of Resources across Plants: International Evidence [J]. *CESifo Economic Studies*, 2016,62(3):453-490.

- [33]Lashitew, A. A. Misallocation, Aggregate Productivity and Policy Constraints: Cross-country Evidence in Manufacturing[R]. Working Paper, 2012.
- [34]Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *The Review of Economic Studies*, 2003,70(2):317-341.
- [35]Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996,64(6):1263-1298.
- [36]Porter, M. E., and C. Van der Linde. Toward A New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 1995,9(4):97-118.
- [37]Porter, M. E. America's Green Strategy[J]. *Scientific American*, 1991,264(4):168.
- [38]Restuccia, D., and R. Rogerson. Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Establishments[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2008,11(4):707-720.
- [39]Simpson, R. D., and R. L. Bradford III. Taxing Variable Cost: Environmental Regulation as Industrial Policy [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1996,30(3):282-300.
- [40]Tombe, T., and J. Winter. Environmental Policy and Misallocation: The Productivity Effect of Intensity Standards[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2015,72(1):137-163.

How Does Environmental Regulation Remove Resource Misallocation —An Analysis of the First Obligatory Pollution Control in China

HAN Chao^{1,2}, ZHANG Wei-guang¹, FENG Zhan-bin³

- (1. Center for Industrial and Business Organization, DUFU, Dalian 116025, China;
2. Postdoctoral Mobile Station in Theoretical Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China;
3. School of Accountancy, Shanghai University of Finance & Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: National “Eleventh Five-Year Plan” has established obligatory targets for main pollutant emissions while the completion of the targets has been associated with the achievements of local officials. In this paper, it is referred to the obligatory pollution control in order to distinguish the past pollution control methods. Based on the first obligatory pollution control in China, this paper analyzed resource reallocation effects of environmental regulation. We found that the obligatory pollution control have a significant effect of “regulation increased, pollution reduced, misallocation decreased”. Specifically, the obligatory pollution control significantly reduced the level of resource misallocation for the high-pollution industries (the regulated industries), also the productivity has been enhanced. Further more, the paper found that the obligatory pollution control significantly led the capital factors flow to the more productive firms, and improved the more productive firm’s market share within high-pollution industry. Also, the resource reallocation effects of the obligatory pollution control eased the misallocation issues caused by the distorted subsidy policy. Moreover, the above conclusions are substantially verified based on boundary sample, which means that asymmetric environmental regulation does not necessarily generate resource misallocation. In the background of regulatory and industrial development in China, appropriate asymmetric environmental regulation will have a positive effect of reducing resource misallocation while industrial productivity should be enhanced.

Key Words: environmental regulation; resource reallocation; resource misallocation; obligatory pollution control; total factor productivity

JEL Classification: Q52 R38 L51

[责任编辑:马丽梅]