
大气污染治理、资源配置结构与 工业绿色全要素生产率

王谦¹

(中南大学 商学院, 湖南 长沙 410083)

【摘要】: 基于 2001-2017 年中国 30 个省级工业部门的面板数据, 考察大气污染治理、资源配置结构与工业绿色全要素生产率的关系。结果发现: 大气污染治理对工业绿色全要素生产率具有显著的正向效应; 资源配置结构在大气污染治理提升工业绿色全要素生产率的过程中起到了部分中介作用, 且呈现出显著的区域差异性。

【关键词】: 大气污染治理 绿色全要素生产率 中介效应

【中图分类号】: F426 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1003-7217(2021)01-0094-08

一、引言

改革开放以来, 我国工业经济取得了举世瞩目的成就, 1978-2019 年工业增加值年均增长率达到 13.73%。然而, 粗放式发展模式并没有得到根本性转变, 高能耗、高污染现象仍十分突出, 制约了经济的可持续发展。因此, 需要推动工业经济节能、减排、增效, 提升绿色全要素生产率, 实现高质量发展。面对我国严峻的大气污染问题, 党的十九大提出, 要持续实施大气污染防治行动。大气污染治理既会对企业生产产生直接影响, 也会通过“关停并转”等方式促进工业整体生产要素的重新配置。那么, 我国持续的大气污染治理行动, 是否优化了工业资源配置, 进而驱动了绿色全要素生产率提升? 回答这一问题, 对于通过环境规制工具促进经济高质量发展的研究, 具有理论和现实意义。

研究表明, 严格的环境管制很可能对企业生产资源进行强制性的优化, 驱动企业之间的资源再配置, 使生产要素从效率低下的企业流向效率较高的企业, 最终提升整体全要素生产率水平。Tang 等(2014)研究发现, 污染税的实施会导致生产效率最低的企业退出市场^[1]。盛丹和张国峰(2019)研究了酸雨和二氧化硫两控区政策, 发现环境管制淘汰了效率较低的高污染企业^[2]。韩超等(2017)基于我国在“十一五”规划中首次提出的污染减排约束性指标, 发现约束性指标驱动资本要素向高生产率企业集中, 显著降低了污染行业内部的资源错配程度, 由此推动了污染行业整体生产率水平的提升^[3]。

此外, 环境治理也会对企业产生差异化的影响。张志强(2017)的研究表明, “两控区”政策降低了企业的全要素生产率, 但是对不同所有制企业的影响存在着明显差异, 外商投资企业受到的制约效应要高于其他所有制类型企业, 而对国有企业的制约效应有限^[4]。盛丹和张国峰(2019)的研究同样表明, “两控区”政策通过提高生产成本对控制区内民营企业 and 外资企业的生产率增长产生了显著的抑制作用, 对国有企业的增长率则没有显著的影响^[2]。在面对环境治理压力时, 由于不同所有制企业的谈判势力并不相同, 具有不同的环境合规成本承担能力, 因而, 企业生产过程所受的影响存在差异, 从而可能导致企业之间资源配置的变化。

¹作者简介: 王谦(1989-), 男, 湖南湘乡人, 中南大学商学院博士研究生, 研究方向: 产业与环境政策。

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71974205)

综合来看,现有研究主要从微观层面分析了环境治理对不同性质企业的影响,未从宏观层面关注环境治理对市场资源配置结构的影响。此外,关于环境治理促进资源再配置从而提升生产率的研究也比较丰富,但对于环境治理、资源配置结构与绿色全要素生产率的研究较为匮乏,鲜有文献将该三个指标纳入一个分析框架。鉴于此,本文在理论分析的基础上,系统探讨大气污染治理、资源配置结构与工业绿色全要素生产率之间的关系,厘清大气污染治理的经济效应,并根据结论提出针对性的政策建议。

二、作用机理分析

本文通过建立一个简易的经济模型来分析大气污染治理对国有与非国有部门要素流动的影响。假设一个经济体拥有家庭和生两个经济部门,其中,生产部门分为国有部门(x)和非国有部门(y)。国有部门和非国有部门生产产品用于家庭消费,分别为 q_x 和 q_y ,两种产品具有可替代性。进一步,建立一个不变相对风险规避(Constant Relative Risk Aversion, CRRA)且不变替代弹性(Constant Elasticity of Substitution, CES)的效用函数^[5]:

$$U(q_x, q_y) = \frac{\{[\gamma^{\frac{1}{\rho}} q_x^{\frac{\rho-1}{\rho}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\rho}} q_y^{\frac{\rho-1}{\rho}}]^{\frac{\rho}{\rho-1}}\}^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{D e^{1+\sigma} - 1}{1+\sigma} \quad (1)$$

其中, γ 为家庭消费国有部门产品的权重,即国有部门市场份额, $1-\gamma$ 为消费非国有部门产品的权重,即非国有部门市场份额,且 $\gamma \in (0, 1)$; ρ 表示两部门的不变替代弹性, $\rho > 0$ 且 $\rho \neq 1$; σ 表示不变相对风险规避参数, $\sigma \neq 1$; e 表示工业污染排放水平, D 表示污染排放的负效用权重,且 $D \geq 0$ 。排放存量是一种负外部性,它降低了效用,但对生产没有影响。

假设生产仅投入一种要素,即家庭向生产部门提供劳动力(l), π 表示生产部门的利润, G 表示政府的一次性转移支付, S^+ S^- 表示储蓄。那么,家庭受到下列预算的限制:

$$p q_x + q_y + \bar{S} = w l + \varphi q_x + \phi q_y + \pi + G \quad (2)$$

其中, p 为固定的国有部门产品相对于非国有部门产品的价格比率; w 是每单位劳动力的实际工资; ϕ 和 φ 分别表示大气污染治理对国有部门和非国有部门的规制因子,且 $\phi \geq 0, \varphi \geq 0$,当企业不受规制时, ϕ 和 φ 等于 0。因此, ϕq_x 和 φq_y 分别代表了国有部门和非国有部门生产产品所付出的污染减排成本。

那么,家庭效用最大化(方程(1))受到了预算的限制(方程(2))。利用 λ 预算约束的拉格朗日乘数,效用最大化的拉格朗日条件为:

根据方程(3),效用最大化的一阶条件为:

$$\begin{aligned} \max_{q_x, q_y} L = & \frac{\{[\gamma^{\frac{1}{\rho}} q_x^{\frac{\rho-1}{\rho}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\rho}} q_y^{\frac{\rho-1}{\rho}}]^{\frac{\rho}{\rho-1}}\}^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \\ & \frac{D e^{1+\sigma} - 1}{1+\sigma} + \lambda(w l + \varphi q_x + \phi q_y + \pi + \\ & G - p q_x - q_y - \bar{S}) \end{aligned} \quad (3)$$

$$[\gamma^{\frac{1}{p}} q_x^{\frac{p-1}{p}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{p}} q_y^{\frac{p-1}{p}}]^{\frac{p-1}{p-1}} \left(\frac{\gamma}{q_x}\right)^{\frac{1}{p}} = -\lambda(p-\varphi) \quad (4)$$

$$[\gamma^{\frac{1}{p}} q_x^{\frac{p-1}{p}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{p}} q_y^{\frac{p-1}{p}}]^{\frac{p-1}{p-1}} \left(\frac{1-\gamma}{q_y}\right)^{\frac{1}{p}} = -\lambda(1-\phi) \quad (5)$$

$$\frac{q_x}{q_y} = \frac{\gamma}{1-\gamma} \left(\frac{p-\varphi}{1-\phi}\right)^{-p} \quad (6)$$

根据方程(4)和(5)可得:

由方程(6)可知, 国有部门与非国有部门的产出之比取决于市场份额 γ 、大气污染治理的规制因子 ϕ 和 φ 、固定价格比率 p 。根据方程(6)整理可得:

$$\frac{\gamma}{1-\gamma} = \frac{q_x}{q_y} \left(\frac{p-\varphi}{1-\phi}\right)^p \quad (7)$$

令 $\frac{\gamma}{1-\gamma} = W$, 则 $W = \frac{q_x}{q_y} \left(\frac{p-\varphi}{1-\phi}\right)^p$ 。变换等式可得:

$$\gamma = \frac{W}{1+W} \quad (8)$$

$$\gamma = \frac{1}{\left(\frac{q_x}{q_y}\right)^{-1} \left(\frac{p-\varphi}{1-\phi}\right)^{-p} + 1} \quad (9)$$

即得到:

假设国有部门和非国有部门在 t 期分别受到了大气污染治理规制强度 ϕ 和 φ 。由于 t 期企业已经做了生产安排, 无法立即对生产进行调整, 我们假定企业将于 $t+1$ 期对生产进行调整。那么, 国有部门产品市场份额的变化为:

$$\Delta\gamma = \frac{1}{\left(\frac{q_{x,t+1}}{q_{y,t+1}}\right)^{-1} \left(\frac{p-\varphi}{1-\phi}\right)^{-p} + 1} - \frac{1}{\left(\frac{q_{x,t}}{q_{y,t}}\right)^{-1} \left(\frac{p-\varphi}{1-\phi}\right)^{-p} + 1} \quad (10)$$

企业必须在政府规定的污染排放水平以下进行生产。在减排的过程中, 企业讨价还价的能力和本身企业的减排效率决定了环境规制给其带来的影响。通常来说, 国有企业具有较强的讨价还价能力, 容易争取到政府的大额补贴, 相当于降低了污染治理支出,

从这一点看,国有部门的单位产品治污费用支出小于非国有部门,即 $C_{x1} < C_{y1}$ 。此外,企业本身的减排效率也决定了治污费用支出。在应对环境合规压力时,由于非国有企业内部体制机制的调整与改革以及生产要素在企业内部的自由流动更加灵活,因而,非国有企业的资源重新配置效率相对于国有企业会更高^[6]。因此,减排效率决定的治污费用支出 $C_{x2} > C_{y2}$ 。综合来看,大气污染规制对两部门影响的大小分别为 $\phi = C_{x1} + C_{x2}$ 和 $\varphi = C_{y1} + C_{y2}$ 。

现在,我们假设国有部门受到大气规制 $\phi > 0$,而非国有部门受到规制很小,令 $\varphi = 0$,即国有部门受到影响而非国有部门不受影响。此时,国有部门生产成本上升,因而 $t+1$ 期会减少生产,即 $q_{x,t+1}$ 下降,导致家庭寻求替代品 q_y 的消费,促使 $q_{y,t+1}$ 增加。因此, $\Delta \gamma < 0$,即国有部门产品的市场份额下降,非国有部门产品的市场份额上升。与此相反,若假设国有部门受到的大气规制很小,即 $\phi = 0$,而非国有部门受到的规制 $\varphi > 0$,那么 $\Delta \gamma > 0$,即国有部门产品的市场份额上升而非国有部门下降。国有与非国有部门产品市场份额的相对变化,意味着市场资源配置结构的相对变化^[3,7],这取决于大气污染规制对两部门造成的影响大小。

工业资源配置结构若出现变化,必然会对工业整体的生产率产生影响。现有文献多强调资源配置不当对生产率的影响,配置不当会造成生产率水平低下,而避免或者降低资源的不当配置程度有利于生产率的提高^[8,9]。Timmer 和 Szirmai (2000) 将要素重置导致的正向效应称为“结构红利假说”^[10],其实质是资源要素配置的优化提高了整体生产效率。已有文献表明,国有企业效率较低,其生产率落后于非国有企业^[11-13]。然而,国有企业却更容易获得外部信贷支持和政府部门的大额补贴,而非国有企业则面临着严峻的融资约束^[9,14,15]。Brandt 等 (2012) 指出,若资源从低效率的国有企业流向高效率的非国有企业,则经济整体的生产率将有显著提升^[16]。黄先海等 (2017) 进一步测算得出,国有部门向非国有部门的要素流动贡献了 1998-2007 年制造业全要素生产率提升的 25%^[17]。因此,若资源要素在国有与非国有部门之间实现更有效的配置,工业总的生产率水平将得到提升,实现工业结构红利。相反,若资源要素配置效率下降,则工业生产率水平将受到抑制。

综上所述,本文认为,资源配置结构是大气污染治理影响工业绿色全要素生产率的作用路径。

三、研究设计

(一) 指标选取

1. 因变量。

工业绿色全要素生产率 (gtfp)。Malmquist 指数多用来分析生产率的变动情况,为保证指数具备传递性,相邻时期指数可相乘,采用 Pastor 和 Lovell (2005)^[18] 提出的全局 Malmquist 指数 (GMI) 方法。此外,Chambers 等 (1996)^[19] 和 Chung 等 (1997)^[20] 提出的方向距离函数 (DDF) 在鼓励期望产出向生产前沿扩张时,使非期望产出最大化缩减,与绿色全要素生产率的含义一致。因此,本文采用 DDF-GMI 方法测度 2001-2017 年我国省级工业部门的绿色全要素生产率。进一步,把 2001 年作为基期,假设绿色全要素生产率为 1,则 2002 年的绿色全要素生产率等于 2002 年的 DDF-GMI 值乘以 1,依此类推,得到各年的绿色全要素生产率。

绿色全要素生产率的投入指标包括资本、劳动力、能源,期望产出指标为工业主营业务收入,非期望产出指标为二氧化硫、烟(粉)尘 1。其中,资本指标为各地区规模以上工业企业固定资产合计,表示固定资产经过扣减折旧、减值准备等后的期末余额;劳动力指标为各地区规模以上工业企业平均用工人数;能源指标为各地区工业终端能源消费量,由主要能源消费品种折算标准煤后加总得到。

2. 自变量。

大气污染治理强度 (apci)。借鉴赵霄伟 (2014)^[21] 的方法,基于大气污染物排放构建综合指数衡量大气污染治理强度。首先,

计算各地区工业大气污染物排放相对强度,即 $I_{ijt} = \frac{P_{ijt}}{Y_{it}} / \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{P_{ijt}}{Y_{it}}$ 。其中, I_{ijt} 表示 t 时期 i 地区工业部门第 j 种大气污染物排放的相对强度, P_{ijt} 表示 t 时期 i 地区工业部门第 j 种大气污染物的排放量, Y_{it} 表示 t 年 i 地区的工业增加值。其次, 把大气污染物排放相对强度指标等权平均, 即 $I_{it} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m I_{ijt}$ 。由于数据的可获得性, 本文只考虑工业二氧化硫和烟粉尘两种大气污染物。最后, 计算大气污染治理强度综合指数, 即 $APCI_{it} = \frac{1}{I_{it}}$ 。 $APCI_{it}$ 越大, 表明地区大气污染治理强度较大, 反之则强度较小。

3. 中介变量。

资源配置结构(ras)。根据资源再配置理论, 在要素使用及要素流动方面, 政策实施的较优结果应该是减少资源流入低生产率企业, 同时促进资源流入高生产率企业; 在产品方面, 应该是高生产率企业获得更大的市场份额^[3,7]。基于这一理论, 本文采用非国有工业企业固定资产与国有工业企业固定资产的比值(ras)以及非国有工业企业主营业务收入与国有工业企业主营业务收入的比值(ras_y)表示各地区工业部门的资源配置结构, 分别用于实证分析和稳健性检验。若比值上升, 则表明国有企业资源配置比例相对降低而非国有企业相对上升, 意味着资源配置结构的优化。

4. 控制变量。

(1) 外贸依存度(trade)。根据童健等(2016)^[22]的方法, 采用各地区进出口总额占国内生产总值的比重表示。(2) 外资参与度(fdi)。采用各地区外商投资占全社会固定资产投资的比重表示。(3) 创新(innovation)。新产品的销售不仅反映了企业开发新产品或服务的能力, 也反映了技术创新在商业上的成功^[23], 因此, 本文采用工业部门新产品产值占主营业务收入的比例衡量相对创新能力, 比值越大意味着创新能力越强。(4) 能源消费结构(ecs)。采用煤炭消费占比表示, 即各地区工业终端煤炭消费量(标准煤)与终端能源消费总量(标准煤)的比值。

(二) 计量回归模型

本文致力于研究大气污染治理对工业绿色全要素生产率的影响, 并探究资源配置结构作为上述影响的作用路径是否成立。因此, 根据中介效应的检验方法^[24,25], 构建如下计量回归模型对上述问题进行实证分析。

第一, 构建大气污染治理与工业绿色全要素生产率的计量模型:

$$\begin{aligned} \ln gtfp_{it} = & a_0 + a_1 \ln apci_{it} + a_2 \ln trade_{it} + \\ & a_3 \ln fdi_{it} + a_4 \ln innovation_{it} + a_5 \ln ecs_{it} + \\ & a_6 province + a_7 year + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

第二, 构建大气污染治理与资源配置结构的计量模型:

$$\begin{aligned} \ln ras_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln apci_{it} + \beta_2 \ln trade_{it} + \\ & \beta_3 \ln fdi_{it} + \beta_4 \ln innovation_{it} + \beta_5 \ln ecs_{it} + \\ & \beta_6 province + \beta_7 year + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

第三,构建大气污染治理、资源配置结构与工业绿色全要素生产率的计量模型:

$$\ln gtfp_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln apci_{it} + \gamma_2 \ln ras_{it} + \gamma_3 \ln trade_{it} + \gamma_4 \ln fdi_{it} + \gamma_5 \ln innovation_{it} + \gamma_6 \ln ecs_{it} + \gamma_7 province + \gamma_8 year + \epsilon_{it} \quad (13)$$

其中, i 代表地区 ($i=1, 2, 3, \dots, 30$), t 代表时期 ($t=1, 2, 3, \dots, 17$), $province$ 为地区固定效应, $year$ 为年份固定效应, ϵ_{it} 为残差项。计量回归模型的变量说明如表 1 所示。

表 1 计量回归模型变量的说明

变量	说明
工业绿色全要素生产率 ($\ln gtfp$)	基于 DDF-GMI 方法(取自然对数)
大气污染治理强度 ($\ln apci$)	基于大气污染物排放构建综合指数(取自然对数)
资源配置结构 1 ($\ln ras$)	地区非国有工业企业固定资产与国有工业企业固定资产的比值(取自然对数)
资源配置结构 2 ($\ln ras_y$)	地区非国有工业企业主营业务收入与国有工业企业主营业务收入的比值(取自然对数)
外贸依存度 ($\ln trade$)	地区进出口总额占国内生产总值的比重(取自然对数)
对外开放度 ($\ln fdi$)	地区外商投资占全社会固定资产投资的比重(取自然对数)
创新 ($\ln innovation$)	地区工业部门新产品产值占主营业务收入的比例(取自然对数)
能源消费结构 ($\ln ecs$)	地区工业终端煤炭消费量(标准煤)与终端能源消费总量(标准煤)的比值(取自然对数)

(三)数据

本文以省际工业部门为研究对象,采用 2001-2017 年我国大陆 30 个省市区(由于西藏大量数据未披露,所以剔除)的面板数据进行实证分析。变量的原始数据来源于中国国家统计局网站、《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国科技统计年鉴》和 EPS 数据平台。另外,分别利用工业生产者出厂价格指数和固定资产投资价格指数将货币数值的当年价格换算成以 2000 年为基价的不变价格,用人民币兑美元年平均汇率把进出口贸易数据换算成人民币计价数据。主要变量的描述性统计结果见表 2。

表 2 主要变量的描述性统计结果

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
gtfp	510	2.225	0.934	0.904	5.517
ras	510	1.827	0.737	1.044	4.629

ras_y	510	3.059	1.949	1.109	10.43
apci	510	3.021	4.443	0.194	37.42
trade	510	0.312	0.385	0.0169	1.721
fdi	510	0.0604	0.0538	0.00142	0.268
innovation	510	0.101	0.0640	0.00381	0.327
ecs	510	0.402	0.130	0.0575	0.946

四、实证结果

(一) 面板数据回归结果

本文使用多维固定效应模型(FE)对面板数据进行估计,估计结果如表3所示。其中,模型(1)–模型(3)为全样本的实证结果,模型(4)–模型(5)为替换中介变量后的估计结果,以检验实证结果的稳健性。

根据模型(1),大气污染治理变量具有正向显著的系数(系数=0.120, $p < 0.01$),意味着大气污染治理对工业绿色全要素生产率具有显著的提升作用。在模型(2)中,大气污染治理变量具有正向显著的系数(系数=0.0583, $p < 0.01$),表明大气污染治理显著优化了资源配置结构,这意味着大气污染治理驱动了工业内部资源要素的再配置,非国有企业的资源配置比例上升。

那么,大气污染治理是否通过优化资源配置结构促进了工业绿色全要素生产率提升呢?模型(3)分析了大气污染治理与资源配置结构对工业绿色全要素生产率的联合效应。结果显示,大气污染治理变量的系数(系数=0.111, $p < 0.01$)与模型(1)符号一致且绝对值更小;此外,资源配置结构的系数显著(系数=0.146, $p < 0.01$),即非国有部门资源配置比例上升有利于工业绿色全要素生产率的提升。联合模型(2),根据中介效应检验原理,资源配置结构的中介效应存在,大气污染治理通过优化资源配置结构促进了工业绿色全要素生产率提升。进一步计算得出中介效应的大小为 $[0.0583 \times 0.146 / 0.120] = 0.0709$,即大气污染治理对工业绿色全要素生产率的提升作用有7.09%是通过优化资源配置结构实现的。从中介变量替换后的估计结果看,资源配置结构的中介效应仍然显著。

表3 全样本估计结果(FE)

变量	基准回归			中介变量替换	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lngtfp	lnras	lngtfp	lnras_y	lngtfp
lnapci	0.120***	0.0583***	0.111***	0.117***	0.103***
	(0.0156)	(0.0141)	(0.0156)	(0.0215)	(0.0167)
lnras			0.146***		
			(0.0517)		

lnras_y					0.146***
					(0.0432)
Intrade	-0.0859***	0.139***	-0.106***	0.161***	-0.109***
	(0.0239)	(0.0268)	(0.0247)	(0.0337)	(0.0235)
lnfdi	-0.0533***	-0.0620***	-0.0443**	-0.0512*	-0.0459**
	(0.0192)	(0.0195)	(0.0194)	(0.0292)	(0.0192)
lninnovation	-0.0965***	-0.0147	-0.0943***	-0.0866***	-0.0838***
	(0.0205)	(0.0142)	(0.0201)	(0.0226)	(0.0202)
lnecs	0.0679*	-0.0615*	0.0769**	-0.00203	0.0682*
	(0.0366)	(0.0349)	(0.0371)	(0.0538)	(0.0359)
地区固定效应	有	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有	有
Constant	0.164*	0.455***	0.0969	0.795***	0.0474
	(0.0870)	(0.0794)	(0.0863)	(0.132)	(0.0802)
Observations	510	510	510	510	510
R-squared	0.942	0.913	0.943	0.934	0.944

在中介变量替换的基础上,进一步采用自变量滞后一期、更换估计方法两种方式对实证结果进行稳健性检验,结果如表 4 所示。其一,由于大气污染治理变量可能存在内生性问题,本文采用大气污染治理强度的滞后一期(采用 2000-2016 年的数据)作为当期值的工具变量进行估计,估计结果如模型(6)-模型(8)所示。结果表明,大气污染治理对工业绿色全要素生产率、资源配置结构均表现出显著的正向影响,并且资源配置结构的中介效应显著存在,因而回归结果是稳健的。其二,为了避免可能存在的组间异方差、组内自相关和组间同期相关对回归结果造成影响,本文进一步采用全面可行广义最小二乘法(FGLS)对面板数据进行估计,估计结果如模型(9)-模型(11)所示。结果表明,大气污染治理对工业绿色全要素生产率、资源配置结构仍然表现出显著的正向影响,并且资源配置结构的中介效应依然显著存在。因此,综合来看,本文的实证结果具有较高的稳健性。

表 4 稳健性检验结果

变量	FE-IV			全面 FGLS		
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	lngtfp	lnras	lngtfp	lngtfp	lnras	lngtfp
lnapci _{t-1}	0.109***	0.0524***	0.101***			

	(0.0155)	(0.0142)	(0.0153)			
lnapci				0.0684***	0.0311***	0.0653***
				(0.00899)	(0.00974)	(0.00643)
lnras			0.159***			0.196***
			(0.0508)			(0.0250)
lntrade	-0.0765***	0.144***	-0.0994***	-0.0332***	0.0391***	-0.0312***
	(0.0234)	(0.0268)	(0.0244)	(0.0126)	(0.0150)	(0.0101)
lnfdi	-0.0483**	-0.0596***	-0.0388**	-0.0339***	-0.0231***	-0.0313***
	(0.0189)	(0.0194)	(0.0190)	(0.00888)	(0.00775)	(0.00593)
lninnovation	-0.0955***	-0.0143	-0.0932***	-0.0169*	0.00523	-0.0268***
	(0.0205)	(0.0140)	(0.0201)	(0.00868)	(0.00573)	(0.00729)
lnecs	0.0580	-0.0665*	0.0686*	0.0109	0.00324	0.0384***
	(0.0396)	(0.0349)	(0.0398)	(0.0199)	(0.0112)	(0.0131)
地区固定效应	有	有	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有	有	有
Constant	0.196**	0.471***	0.121	0.0666	0.127**	-0.134**
	(0.0867)	(0.0770)	(0.0883)	(0.110)	(0.0525)	(0.0543)
Observations	510	510	510	510	510	510
R-squared	0.941	0.912	0.942			

(二) 异质性分析

由于经济的梯度发展战略,加上各地区资源禀赋、经济基础差异等原因,我国不同地区的工业化进程暴露出不平衡的问题^[26]。对于工业化领先地区来说,由于其经济发展水平较高,在产业结构、技术创新等方面都具有领先优势,国有与非国有部门效率都较高,故大气污染治理压力对于工业资源配置结构的影响可能较小;而在工业化落后地区,经济发展水平、产业结构及技术创新等方面与工业化领先地区存在较大差距,在大气污染治理的压力下,国有与非国有部门之间以及内部可能会以淘汰落后产能等方式进行生产要素的重新优化配置,进而实现资源配置结构的优化。本文根据黄群慧和李芳芳(2017)^[27]的研究,把我国大陆30个省市区(西藏除外)划分为工业化领先和落后地区2。表5提供了工业化领先和落后地区的实证结果。

从工业化领先地区的结果看,大气污染治理与工业绿色全要素生产率显著正相关,即大气污染治理有利于提升工业绿色全要素生产率。大气污染治理与资源配置结构负相关但不显著,表明大气污染治理并没有驱动工业化领先地区非国有企业资源配置比例的提升。此外,资源配置结构与工业绿色全要素生产率正相关但不显著,意味着非国有企业资源配置比例的提升并没有产生结

构红利。究其原因,在于工业化领先地区经济发展水平和资源配置效率较高,国有企业和非国有企业的效率差异相对较小。综合来看,在工业化领先地区资源配置结构的中介效应不显著。

工业化落后地区的实证结果显示,大气污染治理和资源配置结构优化对工业绿色全要素生产率具有显著的提升作用。此外,大气污染治理显著优化了资源配置结构,促进了非国有部门资源配置比例的相对上升。结合中介效应检验理论,资源配置结构为大气污染治理提升工业绿色全要素生产率的中介变量。工业化落后地区资源配置效率相对较低,国有企业和非国有企业的效率差异相对较大,大气污染治理给产业带来了较大的外部性影响,倒逼产业结构调整 and 落后产能淘汰,驱动资源配置效率提升,最终提升了工业绿色全要素生产率。具体计算资源配置结构的中介效应 $[0.0696 \times 0.180 / 0.107] = 0.1171$,即大气污染治理对工业绿色全要素生产率的提升效应中有 11.71% 是通过优化资源配置结构实现的。

表 5 区域差异性实证结果

变量	工业化领先地区			工业化落后地区		
	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
	lngtfp	lnras	lngtfp	lngtfp	lnras	lngtfp
lnapci	0.132***	-0.00114	0.132***	0.107***	0.0696***	0.0944***
	(0.0263)	(0.0275)	(0.0263)	(0.0204)	(0.0149)	(0.0207)
lnras			0.0870			0.180**
			(0.0819)			(0.0707)
lntrade	-0.101***	0.0170	-0.103***	-0.0697*	0.192***	-0.104***
	(0.0333)	(0.0293)	(0.0335)	(0.0358)	(0.0346)	(0.0364)
lnfdi	-0.0574**	0.0145	-0.0586**	-0.0226	-0.0749***	-0.00915
	(0.0287)	(0.0309)	(0.0286)	(0.0263)	(0.0224)	(0.0271)
lninnovation	-0.151***	-0.0388*	-0.148***	-0.0605**	-0.00435	-0.0597**
	(0.0278)	(0.0217)	(0.0272)	(0.0280)	(0.0178)	(0.0279)
lnecs	0.0954**	0.160***	0.0815*	0.0149	-0.193***	0.0497
	(0.0448)	(0.0498)	(0.0440)	(0.0568)	(0.0365)	(0.0584)
地区固定效应	有	有	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有	有	有
Constant	0.102	0.829***	0.0302	0.305*	0.397***	0.234
	(0.0907)	(0.0983)	(0.117)	(0.156)	(0.116)	(0.154)
Observations	238	238	238	272	272	272

R-squared	0.954	0.940	0.954	0.938	0.856	0.940
中介效应	无			有		
中介效应大小	-			11.71%		

五、结论与启示

本文基于我国大气污染治理实践,讨论了大气污染治理对资源配置结构和工业绿色全要素生产率的影响,并从工业化进程角度进行了比较分析。本文的研究结论主要有:第一,总体上,大气污染治理显著提升了工业绿色全要素生产率;在工业化领先和落后地区,大气污染治理均表现出显著的提升作用。第二,总的来看,大气污染治理促进了工业资源配置结构优化,非国有部门资源配置比例提升;工业化落后地区的大气污染治理也具有显著的资源配置结构优化效应,但是工业化领先地区影响不显著。第三,总体来看,资源配置结构优化显著提升了工业绿色全要素生产率,但是在工业化程度不同的地区表现出差异,工业化落后地区资源配置结构优化有利于工业绿色全要素生产率提升而工业化领先地区影响不显著。第四,根据中介效应检验结果,总体来看,大气污染治理通过优化资源配置结构提升了工业绿色全要素生产率,但存在地区异质性。在工业化落后地区,大气污染治理通过优化资源配置结构实现了工业绿色全要素生产率提升,而在工业化领先地区资源配置结构的中介效应不显著。

本文的研究也带来了一些启示。首先,地方政府特别是工业化落后地区,应注重利用大气污染治理政策措施激发工业资源配置结构优化的潜力,充分发挥大气污染治理在淘汰落后产能、促进要素流动中的积极作用。在国有企业市场化改革的背景下,尤其可以利用大气污染治理的压力促进国有企业改善资源配置效率、提升市场竞争力,进而实现地区总体全要素生产率的增长。其次,由于各地区经济发展阶段不同,应实行差异化的大气污染治理行动。在工业化落后地区,应侧重于命令控制型等“硬约束”规制,有效发挥大气污染治理对产业结构优化的倒逼效应,推动生产要素从低生产率的部门流向高生产率的部门进行重新组合;而在工业化领先地区,应侧重于发挥市场型规制的“软约束”作用,让市场在资源配置中起决定性作用,使得企业可以自主选择更加符合自身特点的环境保护行为。最后,地方政府应切实转变经济发展理念,推动经济与生态环境协调发展,通过积极的大气环境保护行动实现“蓝天保卫战”和“经济转型攻坚战”双赢。

参考文献:

- [1] Tang E, Liu F, Zhang J, et al. A model to analyze the environmental policy of resource reallocation and pollution control based on firms' heterogeneity[J]. Resources Policy, 2014, 39:88-91.
- [2] 盛丹, 张国峰. 两控区环境管制与企业全要素生产率增长[J]. 管理世界, 2019, 35(2):24-42+198.
- [3] 韩超, 张伟广, 冯展斌. 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[J]. 中国工业经济, 2017(4):115-134.
- [4] 张志强. 环境规制提高了中国城市环境质量吗?——基于“拟自然实验”的证据[J]. 产业经济研究, 2017(3):69-80.
- [5] Holladay J S, Mohsin M, Pradhan S. Emissions leakage, environmental policy and trade frictions[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2018, 88:95-113.
- [6] 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 等. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2019(5):5-23.

-
- [7]Aghion P,Cai J,Dewatripont M,et al.Industrial policy and competition[J].American Economic Journal: Macroeconomics, 2015, 7(4):1-32.
- [8]Lewis W A.Economic development with unlimited supplies of labor[J].Manchester School of Economic and Social Studies, 1954, 22(2):139-191.
- [9]Song Z,Storesletten K,Zilibotti F.Growing like china[J].The American Economic Review, 2011, 101(1):196-233.
- [10]Timmer M P,Szirmai A.Productivity growth in Asian manufacturing:The structural bonus hypothesis examined[J].Structural Change and Economic Dynamics, 2000, 11(4):371-392.
- [11]Kumbhakar S C,Hjalmarsson L.Relative performance of public and private ownership under yardstick competition:Electricity retail distribution[J].European Economic Review, 1998, 42(1):97-122.
- [12]Ramaswamy K.Organizational ownership,competitive intensity, and firm performance:An empirical study of the Indian manufacturing sector[J].Strategic Management Journal, 2001, 22(10):989-998.
- [13]Berkowitz D, Ma H,Nishioka S.Recasting the iron rice bowl:The reform of China's state-owned enterprises[J].Review of Economics and Statistics, 2017, 99(4):735-747.
- [14]Hering L,Poncet S.Environmental policy and exports:Evidence from Chinese cities[J].Journal of Environmental Economics and Management, 2014, 68(2):296-318.
- [15]Wei S J,Xie Z,Zhang,X.From "made in china" to "innovated in china":Necessity,prospect, and challenges[J].Journal of Economic Perspectives, 2017, 31(1):49-70.
- [16]Brandt L, Van Biesebroeck J,Zhang Y.Creative accounting or creative destruction?Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J].Journal of Development Economics, 2012, 97(2):339-351.
- [17]黄先海,金泽成,余林徽.要素流动与全要素生产率增长:来自国有部门改革的经验证据[J].经济研究, 2017, 52(12):62-75.
- [18]Pastor J T,Lovell C K.A global Malmquist productivity index[J].Economics Letters, 2005, 88(2):266-271.
- [19]Chambers R G,Färe R,Grosskopf S.Productivity growth in APEC countries[J].Pacific Economic Review, 1996, 1(3):181-190.
- [20]Chung Y H,Färe R,Grosskopf S.Productivity and undesirable outputs:A directional distance function approach [J].Journal of Environmental Management, 1997, 51(3):229-240.
- [21]赵霄伟.环境规制、环境规制竞争与地区工业经济增长——基于空间 Durbin 面板模型的实证研究[J].国际贸易问题, 2014(7):82-92.

[22]童健,刘伟,薛景.环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级[J].经济研究,2016,51(7):43-57.

[23]Roper S,Love J H,Bonner K.Firms' knowledge search and local knowledge externalities in innovation performance[J].Research Policy,2017,46(1):43-56.

[24]MacKinnon D P,Lockwood C M,Hoffman J M,et al.A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects[J].Psychological methods,2002,7(1):83-104.

[25]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.

[26]黄群慧.改革开放40年中国的产业发展与工业化进程[J].中国工业经济,2018(9):5-23.

[27]黄群慧,李芳芳.工业化蓝皮书:中国工业化进程报告(1995-2015)[M].北京:社会科学文献出版社,2017.

注释:

1 2016-2017年统计部门只披露了地区总的大气污染物排放数据,工业部门的数据未披露,因此,本文采用2013-2015年工业大气污染物排放占地区排放总量的平均比例进行估算。

2 工业化领先地区:北京、上海、天津、浙江、江苏、广东、辽宁、福建、重庆、山东、湖北、内蒙古、吉林、河北。落后地区:江西、湖南、陕西、安徽、河南、四川、青海、宁夏、广西、山西、黑龙江、新疆、甘肃、海南、云南、贵州。