

环境规制对珠江流域水污染治理的影响研究

——基于技术进步与产业集聚的中介效应

杨凯迪

上海工程技术大学, 管理学院, 上海

收稿日期: 2022年2月6日; 录用日期: 2022年3月1日; 发布日期: 2022年3月8日

摘要

随着工业化和城市化的发展, 生态环境污染日渐加剧, 为此地方政府逐渐加强环境规制水平, 以期在经济发展与生态保护之间寻求平衡。学术界与政府决策人员担心加强环境规制虽能有效控制环境污染, 但亦会使企业负担加重, 甚至使企业向环境规制较弱的区域转移, 从而陷入环境改善而经济发展停滞的困境。因此, 选取中国珠江流域云南、贵州、广西、广东、湖南、江西6个省的58个地级市, 2004~2019年的面板数据为实证研究的样本, 通过构建计量经济模型来研究环境规制强度对水污染治理存在怎样的影响, 在此基础上进行中介效应检验, 分别考虑工业企业的技术进步和区域产业集聚是否会影响环境规制与水污染治理之间的关系。研究发现环境规制强度对水污染指数具有显著的负向影响, 环境规制会限制技术效率, 而技术效率被限制之后, 整体工业企业由于生产方面受到一定的影响, 从而会降低水污染指数, 环境规制会促进产业集聚, 而产业集聚被激发之后, 整体企业由于生产方面受到集聚效应, 从而会降低水污染指数。由此建议有关部门完善环境规制手段, 使环境监管和技术进步在本质上保持一致, 发展差异型环境规制工具。

关键词

环境规制, 水污染治理, 生产技术进步, 区域产业集聚, 珠江流域

Influence of Environmental Regulation on Water Pollution Control in Pearl River Basin

—Based on the Mediating Effect of Technological Progress and Industrial Agglomeration

Kaidi Yang

School of Management, Shanghai University of Engineering and Science, Shanghai

Abstract

With the development of industrialization and urbanization, ecological environmental pollution is increasingly aggravated, so local governments gradually strengthen the level of environmental regulation, in order to seek a balance between economic development and ecological protection. Academics and government policymakers worry that strengthening environmental regulation can effectively control environmental pollution, but it will also increase the burden on enterprises, and even make enterprises move to regions with weak environmental regulation, thus falling into the dilemma of environmental improvement and economic stagnation. Afterwards, taking China's Pearl River basin of Yunnan, Guizhou, Guangxi, Guangdong, Hunan, Jiangxisix provinces of 58 city, 2004~2019 panel data for empirical research samples, the econometric model is constructed to study environmental regulation intensity influence on how water pollution governance exists, on the basis of the intermediary effect of inspection. Whether the technological progress of industrial enterprises and regional industrial agglomeration will affect the relationship between environmental regulation and water pollution control is considered respectively. Study found that: the intensity of environmental regulation on water pollution index has obvious negative impact; environmental regulation will limit the technical efficiency; technical efficiency is limited; the overall industrial enterprises as affected by a certain production, thus can reduce water pollution index; environmental regulation will promote industrial agglomeration; and industrial agglomeration is triggered; for the overall enterprise, because production is crowding effect, this will lower the water pollution index. Therefore, it is suggested that the relevant departments should improve the means of environmental regulation, make the environmental regulation and technological progress consistent in essence, and develop differential environmental regulation tools.

Keywords

Environmental Regulation, Water Pollution Control, Progress in Production Technology, Regional Industrial Agglomeration, Pearl River Basin

Copyright © 2022 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

改革开放以来,我国经济增长一直保持较高水平,却以高投入高消耗高污染为代价,加大了水污染治理的工作难度。珠江流域作为我国七大重点流域之一,由西江、北江、东江以及珠江三角洲诸河组成,涉及云南、贵州、广西、广东、湖南、江西6个省(区),珠江流域丰富的水资源保障了沿岸约2亿人的用水需求,服务于粤港澳大湾区和珠江—西江经济带等国家重点战略区域。为了推进珠江流域水污染治理问题的解决,2013年广东省制定《南粤水更清行动计划》,提出“严格环境准入,倒逼产业转型”、“探索建立河流生态补偿机制(县、市)”、“重污染流域治理推行河长制”,2017年《南粤水更清行动计划(修订本)》再次提出“加大工业集聚区水污染治理力度”,据统计,从2003年到2020年南粤(珠三角)治污总投资2245.87亿元。“十三五”期间,珠江流域各省(区)政府积极推进水污染联防联控协作机制建设,相继签署《粤桂九洲江流域跨界水环境保护合作协议》《关于汀江—韩江流域上下游横向生态补偿的协

议》《共建“粤西美丽江河”合作框架协议》等文件，为有效解决跨界重点河流清理问题打下了良好的基础。目前，珠江流域涉及的各个省区均制定了一些水污染治理相关的制度规定，但是污染的整体趋势并未得到根本扭转。现有研究聚焦于从诸如地方政府竞争与政企合谋[1] [2] [3]、工业企业贸易与生产[4] [5] [6]等某一特定方面，探讨环境规制的发生原因与带来的经济生产方面的后果，鲜有文献考虑生产技术进步和区域产业集聚的传导效应，就环境规制污染治理效应的发生机制进行全面梳理和探讨。所以本文运用计量经济学模型进行实证分析，探究环境规制强度对水污染治理存在怎样的影响，在此基础上分别考虑工业企业的技术进步和区域产业集聚的中介效应，以期为提升各地区水污染治理水平提供可靠决策。

2. 研究假设与设计

2.1. 研究假设

2.1.1. 环境规制对水污染指数的影响

环境规制能够从总体上管制生产和生活空间，监管城乡各类污染排放，制止和惩处破坏生态环境行为，保护和修复生态环境，起到倒逼产业结构升级作用，集中体现了保护、节约优先的可持续性。在绿色经济发展诉求下，优化环境管制方式与路径，是引导工业文明迈向生态文明的重要路径。因此，本文将首先分析环境规制强度对水污染指数影响，并提出假设 H1。

H1：环境规制强度对水污染指数具有显著的负向影响。

2.1.2. 技术进步在环境规制与水污染指数关系中的中介作用

在实施环境规制的过程中，政府只能通过限制资源和环境，形成使用、交易和补偿的激励约束机制，即赋予私有产权，使企业在开发利用过程中成本内部化，推动企业创新生产技术，节约资源，保护环境。由于生产技术的进步需要投入一定的人力资本、物力资本等资源，当企业投入的污染治理资源有限时，企业购买排放许可证或绿色技术创新，必然会占用企业用于生产技术创新的资金。此时，环境法规对生产技术的进步有一定的阻碍作用[7]。此外，由于资源的投入不一定会导致成比例的创新产出，因此很难衡量其拥挤效应对生产技术进步的影响。总体而言，污染治理投资的挤出效应可能对一些技术基础薄弱的小型企业的生产技术创新影响较大，对研发能力较强的大型企业的生产技术创新影响较小。

由以上分析可知，环境规制对水污染的影响是通过技术进步来作用的，因此，接下来本文将分析技术进步在环境规制对水污染指数影响中的中介传递效应，并提出假设 H2。

H2：环境规制在一定程度上会抑制生产技术进步，进而降低水污染指数。

2.1.3. 产业集聚在环境规制与水污染指数关系中的中介作用

产业集聚是企业以利润最大化为目标进行区位选择的结果。从表面上看，产业集聚似乎与环境污染呈正相关，即集聚水平越高，污染排放越多。然而，产业集聚作为一种高效紧凑的空间发展模式，也具有规模经济效应和技术溢出效应，有助于优化资源配置，加快技术扩散，从而提高能源利用率和生产效率，减少污染排放[7]。产业集聚容易受到市场潜力等因素的影响，具体表现为，在环境规制强度较高的地区，环境问题相对得到改善，从而吸引更多的消费者居住在该地区，从而使该地区有更多的企业从事专业化生产，因此这将增加当地消费者喜欢的产品类型，并降低产品价格指数。在给定名义工资的情况下，实际工资将增加，市场潜力将增加[8]。

由以上分析可知，环境规制对水污染的影响在一定程度上是通过产业集聚来作用的，因此，接下来本文将分析产业集聚在环境规制对水污染指数影响中的中介传递效应，并提出假设 H3。

H3：环境规制可以通过促进区域产业集聚，进而降低水污染指数。

2.2. 研究设计

2.2.1. 样本选择及数据来源

wind 数据库是根据相关统计年鉴进行收录的数据库。本文基于 wind 数据库平台, 所用数据根据《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、《中国环境年鉴》、《中国环境统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》和各省统计年鉴的相关数据整理和计算而得。选取中国珠江流域云南、贵州、广西、广东、湖南、江西 6 个省的 58 个地级市作为实证研究的样本, 考虑到水污染数据具有较强的滞后性, 从环境规制的制定、实施到水污染情况的改善往往要经历长时间的等待, 等待时间往往有一到两年, 甚至更久, 所以本文选择获取 2004 年到 2019 年 2004~2019 年的面板数据进行汇总研究, 剔除缺失值之后, 本文得到 760 个样本, 所采用的数据分析软件为 Stata16, 运用回归模型和中介效应模型进行实证分析。

2.2.2. 变量定义

本文模型中的变量主要分为四部分, 即被解释变量、核心解释变量、中介变量、控制变量。

1) 被解释变量

水污染指数。根据文献研究, 选取来自《中国环境年鉴》、《中国环境统计年鉴》2004~2019 年的中国珠江流域云南、贵州、广西、广东、湖南、江西 6 个省的 58 个地级市废水排放量、化学需氧量排放量、氨氮排放量数据, 根据熵值法赋以权重将其生成水污染指数(WP), 使用三个指标综合表示水污染。其中废水排放量是直接衡量水污染, 化学需氧量排放量和氨氮排放量是间接衡量水污染, 熵值法确定水污染指数见表 1。

Table 1. Water pollution index determined by entropy method

表 1. 熵值法确定水污染指数

项	熵值法计算权重结果汇总		
	信息熵值 e	信息效用值 d	权重系数 w
工业废水排放量万吨	0.9599	0.0401	21.64%
化学需氧量	0.933	0.067	36.17%
氨氮排放量	0.9219	0.0781	42.18%

从上表的结果来看, 工业废水排放量万吨、化学需氧量、氨氮排放量的权重分别为 21.64%、36.17%、42.18%。

2) 解释变量

环境规制强度(S)。我们用环境规制强度来衡量各省市环境规制的严峻性。对于环境规制强度的测度方法, 学者们多以企业实施和实施环境规制所产生的支出和成本作为指标。由于生产规模不同的企业对相同的污染治理成本意义不同, 成本负担也不同。此外, 区域产业结构的差异也会导致环境规制强度的度量存在一定偏差, 因此, 应该采用 Levinson (1999)的环境规制评价指数作为衡量环境规制强度的标准, 其计算公式如下:

$$S_{it} = \frac{P_{it}}{Y_{it}S_t} \times 100$$

其中: S_{it} 表示各省份的单位工业产值污染治理成本; P_{it} 表示 i 省份 t 年的工业污染治理投资完成额; Y_{it} 表示 i 省份 t 年的工业产值; S_t 表示工业产值占 GDP 的比例。

3) 中介变量

技术进步(TECH)。本文选择生产技术进步率作为衡量技术进步的指标。由于采用随机前沿超越对数生产函数法计算生产技术进步率,需要各行业的投入产出数据。这里,我们选择各行业规模以上工业企业的工业总产值作为产出,并根据工业产品出厂价格指数和1978年的不变价格进行削减。资本投资通常以资本存量来衡量。由于缺乏资本存量数据,我们使用固定资产存量代替资本存量。由于统计数据包括规模以上工业企业的年度固定资产净值。因此,我们使用固定资产净值跳过折旧。固定资产的年增量是通过减去相邻年份的固定资产净值得出的,固定资产的增量根据固定资产投资价格指数减少,然后加到上一年的固定资产存量中固定资产存量。如此计算可获得各年的资本增量和资本存量。2004年的缺失数据是通过2003年和2005年的算术平均数获得的。理论上,劳动投入应该用劳动时间来表示,但由于无法获得数据,本文选择全体员工的年平均劳动时间来代替劳动时间,随机前沿超越对数生产函数法计算生产技术进步率的具体结果见表2。

Table 2. Regression results of stochastic frontier transcendental logarithmic production function method
表 2. 随机前沿超越对数生产函数方法的回归结果

Time-varying decay inefficiency model							
lny	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
lnl	0.143	0.035	4.15	0	0.076	0.211	***
lnk	0.65	0.035	18.55	0	0.581	0.719	***
Constant	7.686	0.856	8.98	0	6.008	9.364	***
/Mu	1.814	0.367	4.94	0	1.095	2.533	***
/Eta	0.022	0.003	7.80	0	0.017	0.028	***
/lnsigma2	-0.754	0.185	-4.08	0	-1.117	-0.392	***
/lgtgamma	2.212	0.213	10.37	0	1.794	2.63	***
Mean dependent var		16.106		SD dependent var		1.389	
Number of obs		760.000		Chi-square		359.567	
Prob > chi2		0.000		Akaike crit. (AIC)		126.884	

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

上表是随机前沿超越对数生产函数方法的回归结果,将产业集聚度和资本存量以及工业产值带入到模型中进行回归,得到以上结果,从上表的各个检验来看,均通过,说明该数据具有良好的效率,技术进步结果有效。然后利用 predict 命令对技术进步进行结果输出。

产业集聚度(LQ)。本文选取产业集聚度作为中介变量其二,来研究产业集聚度是如何在环境规制作用于水污染治理的过程中发挥中介效应的,中间的传导过程怎样从理论和实证上进行展示。本文采用区位商来衡量各省市各行业的集聚程度,其计算公式如下:

$$LQ_{ij} = \left(x_{ij} / \sum_i x_{ij} \right) / \left(\sum_j x_{ij} / \sum_i \sum_j x_{ij} \right)$$

LQ_{ij} 表示 i 产业在 j 省市的区位熵, x_{ij} 表示 i 产业在 j 省市的就业人数。

4) 控制变量

首先是开放性(OPEN)。本文采用各地区货物进出口总额与国内生产总值(GDP)的比值作为衡量开放程度的指标。其次是人力资本存量。本文将教育获取作为衡量人力资本水平的指标。再次是科技投资(TI)。

本文用研发机构科技活动内部支出总额来衡量科技投入，以 1999 年为基准期，利用商品零售价格指数对其进行降准。最后是污染密集程度(POL)。污染强度会影响技术工人的区域选择，从而影响技术进步，本文用各省市工业部门二氧化硫排放量与工业增加值之比来衡量污染强度。

具体变量及计算方法见表 3。

Table 3. Variable description and definition
表 3. 变量描述和定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	水污染指数	WP	利用熵值法方法来衡量
解释变量	环境规制强度	S	利用 Levinson (1999)的环境规制评价指数进行衡量
中介变量	技术进步	TECH	利用生产技术进步率进行衡量
	产业集聚度	LQ	利用区位商方法来衡量
控制变量	开放程度	OPEN	按境内目的地和货源地分货物进出口总额与地区生产总值的比值
	人力资本	HC	受教育年限
	科技投入	TI	利用研究与开发机构科技活动经费内部支出总额来衡量
	污染密集程度	POL	工业部门的二氧化硫排放量与工业增加值之比

2.2.3. 实证模型

本文研究环境规制对水污染指数的影响，并引入了地区开放程度、人力资本存量、科技投入、污染密集程度作为控制变量，同时本文模型控制了时间固定效应和个体固定效应。为了检验假设 H1，本文建立了模型(4-1)，如下是模型(4-1)的公式：

$$WP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 S_{it} + \alpha_2 OPEN_{it} + \alpha_3 HC_{it} + \alpha_4 TI_{it} + \alpha_5 POL_{it} + \sum Year + \sum pro + \mu \quad (4-1)$$

上式中 WP 为被解释变量，代表水污染指数；S 为核心解释变量，代表环境规制。模型中的控制变量主要包含 OPEN (开放程度)、HC (人力资本存量)、TI (科技投入)、POL (污染密集程度)，并控制了年份效应和个体效应。若在 5% 的显著性水平下，模型(4-1)中 δ_1 显著为正，则说明假设 H1 成立。

为了验证假说 H2，建立模型(4-2)、(4-3)，以研究技术进步在环境规制与水污染指数关系中是否起到中介作用，具体如下所示：

$$TECH_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 S_{it} + \alpha_2 OPEN_{it} + \alpha_3 HC_{it} + \alpha_4 TI_{it} + \alpha_5 POL_{it} + \sum Year + \sum pro + \mu \quad (4-2)$$

$$WP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 S_{it} + \alpha_2 TECH_{it} + \alpha_3 OPEN_{it} + \alpha_4 HC_{it} + \alpha_5 TI_{it} + \alpha_6 POL_{it} + \sum Year + \sum pro + \mu \quad (4-3)$$

模型(4-2) TECH 为被解释变量技术进步，S 为核心解释变量环境规制。若在 5% 的显著性水平下，模型(4-2)中 α_1 显著为正，且模型(4-3) α_2 显著为正，则说明假设 H2 成立。

为了验证假说 H3，建立模型(4-4)、(4-5)，以研究产业集聚在环境规制与水污染指数关系中是否起到中介作用，具体如下所示：

$$LQ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 S_{it} + \alpha_2 OPEN_{it} + \alpha_3 HC_{it} + \alpha_4 TI_{it} + \alpha_5 POL_{it} + \sum Year + \sum pro + \mu \quad (4-4)$$

$$WP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 S_{it} + \alpha_2 LQ_{it} + \alpha_3 OPEN_{it} + \alpha_4 HC_{it} + \alpha_5 TI_{it} + \alpha_6 POL_{it} + \sum Year + \sum pro + \mu \quad (4-5)$$

模型(4-4) LQ 为被解释变量技术进步，S 为核心解释变量环境规制。若在 5% 的显著性水平下，模型(4-4)中 α_1 显著为正，且模型(4-5) α_2 显著为正，则说明假设 H3 成立。

3. 实证结果分析

3.1. 描述性统计分析

首先对变量进行描述性统计，对数据基本的统计量进行结果分析，见表 4。

Table 4. Descriptive statistics

表 4. 描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
wp	760	0.096	0.106	0.008	0.818
S	760	0.061	0.141	0.000	1.428
tech	760	0.163	0.137	0.011	0.685
lq	760	1.530	1.909	0.016	18.769
open	760	0.130	0.512	0.000	4.709
hc	760	0.158	0.065	0.080	0.517
ti	760	9.407	1.856	4.078	15.529
pol	760	0.007	0.010	0.000	0.067

从上表的结果来看，描述性统计对各个指标的样本量、均值、标准差、最小值、最大值进行了描述性统计。由表可知，水污染指数的最大值是 0.818，最小值是 0.008，差距较大，初步说明水污染指数有较大变化，平均值是 0.096，标准差是 0.106，说明水污染情况整体分布较为平稳，水污染治理水平需要整体提高。环境规制强度的最大值是 1.428，最小值是 0.000，初步说明环境规制实施强度差异比较大，平均值是 0.061，标准差是 0.141，说明环境规制实施强度整体分布较为平稳，需要科学规划环境规制的实施强度。技术进步的最大值是 0.685，最小值为 0.011，说明工业企业生产技术进步率差别较大，平均值是 0.163，标准差是 0.137，说明技术进步的整体波动较小。产业集聚度的最大值是 18.769，最小值是 0.016，说明珠江流域内工业企业的产业集聚程度有很大变化，体现该区域由于经济快速发展吸引产业集聚。

3.2. 相关性分析

相关性分析的目的在于对变量之间的两两相关系数进行结果输出，两两变量之间的相关性见表 5。由表 5 可知，两两变量之间几乎所有的相关系数的绝对值均小于 0.5，所以初步判断变量之间不存在严重多重共线性。

Table 5. Correlation analysis

表 5. 相关性分析

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1) wp	1.000							
(2) S	-0.044	1.000						
(3) tech	0.304*	-0.339*	1.000					
(4) lq	-0.005	0.112*	-0.355*	1.000				
(5) open	-0.027	-0.097*	0.298*	-0.118*	1.000			
(6) hc	0.283*	-0.056	0.700*	-0.126*	0.156*	1.000		
(7) ti	0.045	-0.420*	0.625*	-0.094*	0.269*	0.246*	1.000	
(8) pol	0.171*	0.358*	-0.381*	0.204*	-0.134*	-0.057	-0.645*	1.000

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

为保证回归模型的可靠性, 本文利用方差膨胀因子(VIF)检验, 对各变量之间是否存在多重共线性进行检验。在统计学上认为, 当各变量的 VIF 值均小于 10 时, 模型不存在严重的多重共线性。多重共线性检验见表 6。为了更加明确共线性, 下面对模型进行 VIF 共线性检验。

Table 6. Multicollinearity test

表 6. 多重共线性检验

	VIF	1/VIF
ti	2.079	0.481
pol	1.773	0.564
S	1.236	0.809
hc	1.095	0.913
open	1.09	0.918
Mean VIF	1.454	.

共线性检验的目的在于对变量之间是否存在变量相近的情况, 从数据来看, 模型中各变量的 VIF 值均小于 10, 说明变量之间不存在严重的共线性问题, 本文回归模型是可靠的。

3.3. 基准的回归结果分析

为了验证本文所提出的假设 1, 本文对构建的模型进行回归, 采用逐步回归的形式对其进行分析, 回归结果见表 7。

由模型(1)可知, 环境规制强度与水污染指数之间的回归系数为-0.117, 在 1% 的显著性水平上拒绝零假设, 说明环境规制力度的增强对水污染有一定程度的抑制作用, 初步证实了假设 1。模型(2)在模型(1)的基础上, 加入了控制变量开放程度, 回归系数由模型(1)的-0.117 变为模型(2)的-0.121, 在 1% 的显著性水平上拒绝零假设, 说明开放程度越高, 能一定程度上抑制水污染程度的加深, 模型(3)在模型(2)的基础上, 加入了控制变量人力资本存量, 回归系数由模型(2)的-0.121 变为模型(3)的-0.0995, 在 1% 的显著性水平上拒绝零假设, 说明人力资本存量越高, 能一定程度上促进水污染程度的加深。模型(4)在模型(3)的基础上, 加入了控制变量科技投入, 回归系数由模型(3)的-0.0995 变为模型(4)的-0.0604, 在 1% 的显著性水平上拒绝零假设, 说明科技投入水平越高, 能一定程度上促进水污染程度的加深。模型(5)在模型(4)的基础上, 加入了控制变量污染密集程度, 回归系数由模型(4)的-0.0604 变为模型(5)的-0.0720, 在 1% 的显著性水平上拒绝零假设, 说明污染密集程度越高, 能一定程度上促进水污染程度的加深, 进一步证实了在加入了控制变量以及时间个体固定效应后, 假设 1 仍然成立。

Table 7. Baseline regression results

表 7. 基准回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	wp	wp	wp	wp	wp
S	-0.117*** (-5.829)	-0.121*** (-6.057)	-0.0995*** (-5.274)	-0.0604*** (-2.828)	-0.0720*** (-3.427)
open		-0.0101*** (-2.976)	-0.0175*** (-8.638)	-0.0419*** (-9.465)	-0.0402*** (-8.841)
hc			0.417*** (5.321)	0.153** (2.033)	0.157** (2.027)

Continued

ti				0.0295*** (6.805)	0.0340*** (8.175)
pol					2.429*** (4.065)
Constant	0.146*** (8.373)	0.149*** (8.534)	0.0717*** (3.193)	-0.0830*** (-2.666)	-0.159*** (-4.807)
年份	控制	控制	控制	控制	控制
个体	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	760	760	760	760	760
R-squared	0.083	0.085	0.146	0.217	0.241

Robust t-statistics in parentheses. ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1.

3.4. 技术进步及产业集聚的中介效应

3.4.1. 技术进步中介效应检验结果与分析

下面针对中介效应进行检验，以技术进步作为中介变量，研究技术进步在 S 与 wp 之间的中介效应，有关中介效应的检验结果见表 8。

Table 8. Test results of mediating effect of technological progress

表 8. 技术进步中介效应检验结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	wp	tech	wp
S	-0.0720*** (-3.427)	-0.136*** (-8.073)	-0.0360 (-1.489)
tech			0.266*** (5.541)
open	-0.0402*** (-8.841)	0.00660 (1.518)	-0.0420*** (-9.061)
hc	0.157** (2.027)	1.039*** (25.42)	-0.119 (-1.323)
ti	0.0340*** (8.175)	0.0443*** (12.78)	0.0223*** (4.628)
pol	2.429*** (4.065)	-1.574*** (-5.003)	2.847*** (4.809)
Constant	-0.159*** (-4.807)	-0.304*** (-11.53)	-0.0786** (-2.201)
年份	控制	控制	控制
个体	控制	控制	控制
Observations	760	760	760
R-squared	0.241	0.764	0.269

Robust t-statistics in parentheses. ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1.

模型(2)为环境规制对技术进步的影响,回归系数为-0.136,在1%显著性水平上拒绝零假设,说明环境规制对技术进步有一定的抑制作用,这说明了环境规制会带来工业企业运行成本的增加,工业企业为了严格遵守环境规制的政策要求,有限的资金无法满足技术更新的需求,进而阻碍工业企业生产技术创新的研发和使用[9]。根据中介效应检验程序,中介效应存在。进一步验证技术进步在环境规制与水污染之间的中介作用,得到模型(3),环境规制与水污染之间的回归系数不再显著,而技术进步与水污染之间的回归系数为0.266,在1%显著性水平上拒绝零假设,说明技术进步在环境规制与水污染之间起到了完全中介作用,因此假设H2的技术进步的中介效应是显著成立的。

3.4.2. 产业集聚的中介效应检验结果与分析

以产业集聚作为中介变量,研究产业集聚在S与wp之间的中介效应,有关中介效应的检验结果如下见表9。

Table 9. Test results of the mediation effect of industrial agglomeration

表 9. 产业集聚的中介效应检验结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	wp	lq	wp
S	-0.0720*** (-3.427)	1.026** (2.580)	-0.00390 (-0.217)
lq			-0.00854*** (-4.823)
open	-0.0402*** (-8.841)	-0.237** (-2.334)	-0.0258*** (-2.795)
hc	0.157** (2.027)	-2.238** (-2.565)	-0.398*** (-3.653)
ti	0.0340*** (8.175)	0.0299 (0.334)	-0.00952*** (-5.479)
pol	2.429*** (4.065)	59.90*** (4.971)	2.603*** (9.322)
Constant	-0.159*** (-4.807)	0.765 (1.224)	0.248*** (8.826)
年份	控制	控制	控制
个体	控制	控制	控制
Observations	760	760	760
R-squared	0.241	0.090	0.354

Robust t-statistics in parentheses. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

模型(2)为环境规制对产业集聚的影响,回归系数为1.026,在5%显著性水平上拒绝零假设,说明环境规制对产业集聚有一定的促进作用,根据中介效应检验程序,中介效应存在。进一步验证产业集聚在环境规制与水污染之间的中介作用,得到模型(3),环境规制与水污染之间的回归系数不再显著,而产业集聚与水污染之间的回归系数为-0.00854,在1%显著性水平上拒绝零假设,说明产业集聚在环境规制与水污染之间起到了完全中介作用,说明环境规制会提高产业集聚程度,而产业集聚度提高之后,会降低水污染指数,因此假设H3是显著成立的。

4. 结论与建议

4.1. 结论

首先, 为了验证本文所提出的假设 1, 本文对构建的模型进行回归, 采用逐步回归的形式对其进行分析, 在加入了控制变量以及时间个体固定效应后, 环境规制强度与水污染指数之间的回归系数为 -0.0720 , 在 1% 的显著性水平上拒绝零假设, 说明环境规制力度的增强对水污染有一定程度的抑制作用, 进一步证实了假设 1 仍然成立。

其次, 技术进步在环境规制与水污染之间起到了完全中介作用, 因此假设 H2 的技术进步的中介效应是显著成立的。科技创新研究必须分工专精才能产生突破性的成功, 但是由于过度专精, 往往无法全面考虑后果。也有企业急功近利, 为了加速推入市场, 故意忽略其对人类的可能危害[10]; 同时, 环境规制也使得企业的污染治理成本内部化, 造成用于技术创新所需要的人力资本、物力资本等资源压力, 进而会限制技术提升效率, 而技术效率被限制之后, 整体工业企业由于生产方面受到一定的影响, 污染排放减少, 从而会降低水污染指数[9]。同时说明并不是政府采取环境规制措施后, 珠江流域各省份的水污染情况就得到了立即改善, 而是政府采取环境规制措施后, 首先影响了与中介变量有关的行为, 然后再影响水污染情况。

最后, 产业集聚在环境规制与水污染之间起到了完全中介作用, 说明环境规制会提高产业集聚程度, 而产业集聚度提高之后, 会降低水污染指数, 因此假设 H3 是显著成立的。从该结果来看, 环境规制会促进产业集聚, 而产业集聚被激发之后, 整体企业由于生产方面受到集聚效应, 更有利于优化资源配置, 加快技术扩散, 从而提高能源利用率和生产效率, 减少污染排放, 从而会降低水污染指数。同时, 说明并不是政府采取环境规制措施后, 珠江流域各省份的水污染情况就得到了立即改善, 而是政府采取环境规制措施后, 首先影响了与中介变量有关的行为, 然后再影响水污染情况。

4.2. 建议

首先, 完善环境规制手段, 明确科学的环境规制政策体系。在综合考虑政府、市场和社会需求的基础上, 相关政策制定者应建立符合我国经济发展的环境规制政策体系, 积极探索环境资源税费政策、排污权交易政策、生态补偿政策、环境保险政策和绿色资本市场, 逐步形成完整的环境政策体系。在这样的政策体系下, 企业将拥有更大的自由度和灵活性, 可以采取更有效的措施来满足环境监管的要求。

其次, 使环境监管和技术进步在本质上保持一致。在执行环境补贴和技术标准等环境政策时, 政府可以使用资本和信贷支持等经济政策。同时工业企业应该在政府政策的引导下, 重视生产技术的创新与进步, 引进国外先进技术, 加快产业结构升级, 促进工业增长与生产技术进步协调发展。

最后, 发展差异型环境规制工具。积极发展信息公开、公众参与和自愿协议等方式, 利用企业和公众的环保观念来促进企业积极进行节能减排, 应因地制宜根据不同地区环境治理和经济可持续发展的要求, 需要及早做出改变, 鼓励不同区域间环境协同治理。

参考文献

- [1] 周业安, 冯兴元, 赵坚毅. 地方政府竞争与市场秩序的重构[J]. 中国社会科学, 2004(1): 56-65.
- [2] 聂辉华, 张雨潇. 分权、集权与政企合谋[J]. 世界经济, 2015(6): 3-21.
- [3] 任玉珑, 王恒炎, 刘贞. 环境监管中的合谋博弈分析与防范机制[J]. 统计与决策, 2008, 11(17): 45-47.
- [4] 陆旸. 环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗? [J]. 经济研究, 2009, 44(4): 28-40.
- [5] 傅京燕, 赵春梅. 环境规制会影响污染密集型行业出口贸易吗?——基于中国面板数据和贸易引力模型的分析[J]. 经济学家, 2014(2): 47-58.

- [6] 张成, 于同申, 郭路. 环境规制影响了中国工业的生产率吗——基于 DEA 与协整分析的实证检验[J]. 经济理论与经济管理, 2010(3): 11-17.
- [7] 刘金林. 环境规制、生产技术进步与区域产业集聚[D]: [博士学位论文]. 重庆: 重庆大学, 2015.
- [8] 胡本田, 李小燕. 加大科技创新投入会减少环境污染吗? [J]. 大连大学学报, 2021, 42(3): 89-100.
- [9] 纪越. 环境规制强度与工业企业生产技术创新[D]: [硕士学位论文]. 南京: 南京师范大学, 2016.
- [10] 朱东波, 李红. 中国产业集聚的环境效应及其作用机制[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(12): 62-70.