

· 经济学研究 ·

河长制与产业结构升级： “坐以待毙”还是“涅槃重生”？

孙芳城, 丁 瑞

(重庆工商大学 长江上游经济研究中心, 重庆 400067)

[摘要] 产业结构升级是深化经济结构调整, 推进生态文明建设的关键举措。河长制是加强水污染防治进而有效推进生态文明建设的一项制度创新。实施河长制给污染型企业发展带来了重大挑战, 迫使其进行生产结构调整, 以倒逼产业结构转型升级。基于河长制的准自然实验, 利用长江经济带108个地级及以上城市2004—2019年的面板数据, 采用空间双重差分模型(SDID)实证检验河长制对产业结构升级的因果效应。研究发现: 河长制引致的严格环境规制并没有使污染型产业“坐以待毙”, 反而激发产业创新活力, 调整生产结构“涅槃重生”, 从而促进长江经济带产业结构升级, 且对发达地区及长江下游区域产业结构升级的促进效果更加显著。同时, 河长制不仅会对本地区产业结构升级产生正向影响, 而且能够促进周边地区产业结构升级, 并且其政策效果对地理距离较近的地区具有更多正向溢出。另外, 产业结构升级在长江经济带区域内呈现出显著的正向空间关联性, 本地区产业结构升级会对周边地区产业结构升级产生显著正向影响。

[关键词] 河长制; 产业结构升级; 空间双重差分模型; 长江经济带

[中图分类号] F062.2

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-3842(2022)04-0085-15

一、引言

我国已进入新发展阶段, 要以新发展理念推动经济发展质量、效率与动力变革。新发展阶段对生态文明建设提出更高要求, 必须大力推动绿色发展, 为维护全球生态安全作出重大贡献。然而, 在我国工业化进程加快以及经济不断发展的过程中, 随之而来的环境污染问题也不容乐观, 传统制造业产业仍是污染大户, 尤其是化工企业污染问题, 其污染排放远超环境负荷, 已成为约束经济绿色高质量发展的重要阻碍。为了深入贯彻生态文明建设, 切实解决水环境污染问题, 中共中央办公厅、国务院办公厅于2016年正式发布《关于全面推行河长制的意见》, 对我国河湖污染进行全面治理。河长制的实施使我国以传统制造业为主的产业体系面临诸多污染减排挑战, 沿江化工企业何

[基金项目] 本文系国家社科基金项目“长江经济带环境审计协同机制构建及路径研究”(项目编号: 17XJY007); 国家社科基金项目“绿色发展理念下流域水污染复合治理的审计协同机制研究”(项目编号: 21BJY121); 教育部人文社科重点研究基地重大项目“长江上游地区环境审计协同机制研究”(项目编号: 19JJD790011); 教育部人文社科项目“长江上游流域河长制‘绩效-考核-问责’联动机制研究”(项目编号: 19YJC790144); 重庆工商大学创新型科研项目“科技创新对长江经济带绿色发展的作用机制及实现路径研究”(项目编号: yjsexx2020-094-37)之阶段性研究成果。

[作者简介] 孙芳城, 管理学博士, 重庆工商大学长江上游经济研究中心主任、教授、博士生导师, 研究方向为区域经济学; 丁瑞(通讯作者), 重庆工商大学长江上游经济研究中心博士研究生, 研究方向为区域经济学、环境经济。

去何从成为河湖水环境污染治理亟需解决的难题,是一刀切地关停所有污染企业以降低环境污染,还是破釜沉舟进行产业结构大整顿,以高质量的产业结构促进经济绿色高质量发展是一个两难抉择,河长制能否破除环境治理与产业发展的两难困境则成为我们关注的焦点。

已有研究表明,河长制政策的实施对水环境治理效率有明显的提升作用^①,且能够显著降低环境污染水平^②,使地表水水质得到明显改善^③。对中国县域数据的研究表明,河长制政策的实施不仅能够显著降低动物粪便对地表水质的负面影响,而且能够有效缓解农业面源污染^④。不同于传统的环境规制,河长制作为一种强制执行的环境治理政策,治理效果较为突出且见效快^⑤。微观视角的证据表明,河长制的实施显著提高了水敏感行业企业水环境信息披露质量,且国有企业对该政策的响应更为敏感^⑥。与此同时,政策的实施也会产生疲劳期,使得政策效果在短期内明显,而失去长期约束力,这也表明地方政府在污染治理与 GDP 考核之间的抉择存在短视行为^⑦。从长远来看,仅依靠投入成本治理已排污水,以改善环境质量的举措并不具备有可持续性,而通过产业结构调整实现污染源治理才是改善环境、实现经济社会绿色可持续发展的长效途径。在全球经济格局深度调整的背景下,推动产业结构优化升级是落实生态文明建设进而推动经济高质量发展的关键举措。

对产业结构升级影响因素的研究,已有文献主要从环境规制^⑧、财政政策^⑨、产业政策^⑩、金融结构^⑪、人力资本^⑫、技术进步^⑬、技术创新^⑭等视角展开讨论。河长制作为一种强制性环境治理政策,本质上是一种环境分权,通过任命地方政府党政负责人为河长的方式明晰各级地方政府环境治理的权责关系,以提高地区环境规制强度^⑮。从环境规制视角对产业结构调整问题的研究,相关学者作出了如下探讨:Gray & Shadbegian 认为,严格的环境规制提高了企业的治污成本,加重了企业

①李波,于水:《达标压力型体制:地方水环境河长制治理的运作逻辑研究》,《宁夏社会科学》,2018年第2期。

②李强,王琰:《环境分权、环保约谈与环境污染》,《统计研究》,2020年第6期。

③She Y, Liu Y, Jiang L, et al., Is China's River Chief Policy Effective? Evidence from a Quasi-natural Experiment in the Yangtze River Economic Belt, China, *Journal of Cleaner Production*, Vol. 220, 2019, pp. 919-930.

④Zhou L, Li L, Huang J, The River Chief System and Agricultural Non-point Source Water Pollution Control in China, *Journal of Integrative Agriculture*, Vol. 20, No. 5, 2021, pp. 1382-1395.

⑤李胜,裘丽:《基于“过程-结构”视角的环境合作治理模式比较与选择》,《中国人口·资源与环境》,2019年第10期。

⑥Zhou Q, Wang Y, Zeng M, et al., Does China's River Chief Policy Improve Corporate Water Disclosure? A Quasi-natural Experimental, *Journal of Cleaner Production*, Vol. 311, No. 3, 2021, pp. 127707.

⑦于红,杨林,郑潇:《河长制能实现“以邻为壑”到“守望相助”的协同治理吗?——来自七大流域准自然实验的检验》,《软科学》网络首发:<https://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.G3.20210709.1325.002.html>。

⑧肖兴志,李少林:《环境规制对产业升级路径的动态影响研究》,《经济理论与经济管理》,2013年第6期。

⑨储德银,建克成:《财政政策与产业结构调整——基于总量与结构效应双重视角的实证分析》,《经济学家》,2014年第2期。

⑩韩永辉,黄亮雄,王贤彬:《产业政策推动地方产业结构升级了吗?——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验》,《经济研究》,2017年第8期。

⑪范方志,张立军:《中国地区金融结构转变与产业结构升级研究》,《金融研究》,2003年第11期。

⑫张国强,温军,汤向俊:《中国人力资本、人力资本结构与产业结构升级》,《中国人口·资源与环境》,2011年第10期。

⑬段瑞君:《技术进步、技术效率与产业结构升级——基于中国285个城市的空间计量检验》,《研究与发展管理》,2018年第6期。

⑭姚战琪:《科技服务业集聚对产业升级的影响研究》,《北京工商大学学报(社会科学版)》,2020年第6期。

⑮李强:《河长制视域下环境分权的减排效应研究》,《产业经济研究》,2018年第3期。

经济负担,在一定程度上限制了污染密集型产业转型^①。童健等发现,环境规制对工业行业转型升级的作用呈“J”型,即当环境规制水平较低时,对工业行业转型升级产生抑制作用,达到拐点后,环境规制的加强能够推动产业转型升级^②。钟茂初等利用省级数据研究发现,环境规制对产业结构升级的作用呈现出“U”型特征,只有跨越环境规制的拐点,才能促进产业结构升级^③。胡晖等通过对湘鄂赣皖地区的研究发现,环境规制能够明显促进二线城市的产业结构优化,但是对三线及以下城市的影响微弱^④。与其他研究不同的是,刘玉凤等和张蕴萍将环境规制进一步分为正式规制和非正式规制,他们认为,在空间视角下,正式环境规制强度的提高增加了企业治污成本,使得污染密集型企业向环境规制较为宽松的周边区域转移,表现出污染避难所效应^⑤。杨林和温馨研究发现,不同类型环境规制政策对海洋产业结构升级的作用相互影响,命令控制型环境规制对产业结构升级的影响存在市场激励型环境规制的单一门槛效应,跨越门槛值后,命令控制型环境规制对海洋产业结构升级的抑制作用会有所减弱,强制性规制与激励性规制配合能够更好发挥政策效果^⑥。也有学者从其他环保政策切入进行研究,例如,逯进等以低碳城市试点作为准自然实验研究发现,低碳城市政策的实施能够显著促进产业结构升级^⑦。

通过对已有文献的梳理发现,现有研究尚缺乏河长制这一外生环境政策冲击对产业结构升级的系统评估。因此,本文将河长制作为一项准自然实验,利用长江经济带108个地级及以上城市的面板数据,基于跨区域交流视角,探讨其对区域间产业结构的动态影响。本文的边际贡献在于:一是有别于以往研究仅局限于环境政策的环境治理效应,本文基于产业绿色转型发展目标,从官员激励视角、政策驱动视角以及空间溢出视角深入分析河长制能否通过倒逼产业结构升级以实现环境政策的源头治理结果,开拓了环境治理新思路,进一步拓展了环境政策与经济后果之间的渠道研究。二是采用空间双重差分模型(SDID)从空间视角探讨河长制倒逼产业结构升级的作用“黑箱”,更为真实客观地对环境政策的经济后果进行估计,进一步丰富了对产业结构升级影响的相关研究。三是基于不同的空间权重矩阵对河长制的空间溢出效应进行实证检验,探究不同空间关系下溢出效果的差异性,为产业结构发展的区域一体化布局提供了理论指导。

二、机制分析

(一) 官员激励效应

为了解决太湖蓝藻问题,无锡市于2007年首次开创河长制治理模式并取得显著成效,随后迅速在全国范围内形成治理典范。2016年,中共中央办公厅、国务院办公厅正式发布《关于全面推行

① Gray W B, Shadbegian R J, Plant Vintage, Technology, and Environmental Regulation, *Journal of Environmental Economics & Management*, Vol. 46, No. 3, 2003, pp. 384 - 402.

② 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》,《经济研究》,2016年第7期。

③ 钟茂初,李梦洁,杜威剑:《环境规制能否倒逼产业结构调整——基于中国省际面板数据的实证检验》,《中国人口·资源与环境》,2015年第8期。

④ 胡晖,朱钰琦,方德斌等:《环境规制影响产业结构的路径与机制——基于湘鄂赣皖地区城市的实证研究》,《长江流域资源与环境》,2020年第12期。

⑤ 刘玉凤,高良谋:《异质性环境规制、地方保护与产业结构升级:空间效应视角》,《中国软科学》,2020年第9期;张蕴萍:《环境规制对经济增长的直接及间接影响——基于山东省1995—2010年数据实证研究》,《理论学刊》,2013年第10期。

⑥ 杨林,温馨:《环境规制促进海洋产业结构转型升级了吗?——基于海洋环境规制工具的选择》,《经济与管理评论》,2021年第1期。

⑦ 逯进,王晓飞,刘璐:《低碳城市政策的产业结构升级效应——基于低碳城市试点的准自然实验》,《西安交通大学学报》(社会科学版),2020年第2期。

河长制的意见》,要求在全国范围内全面铺开河长制治理模式,对我国河湖污染进行全面治理。河长制的实施产生了较为显著的官员激励效应,一是河长制政策提升了官员考核标准。河长制政策要求设置省、市、县、乡四级河长,并由各级党政主要负责人担任,明确各级河长责任,定期对各级河湖管理工作进行考核,并结合领导干部自然资源资产离任审计情况对领导干部进行综合考评。河长制政策的实施将环境治理绩效纳入地方官员政绩考核体系,为地方官员进行环境治理提供政治激励,以提高地区环境规制强度^①。二是河长制政策强化了政府问责机制。河长制要求各级地方政府落实最严格的水资源管理制度,严守“三条红线”,并进一步强化责任人考核问责机制,对生态环境造成破坏的,依法严格追责、终身追责。三是河长制政策拓展了社会监督渠道。政策要求通过社交媒体、舆论宣传以及社会大众对各地区河湖水环境治理进行多角度全方位监督,以敦促各级政府严格落实环境治理职责。

河长制政策的实施,使得各地区环境规制强度大幅提高。根据波特假说,适当的环境规制能够激发企业创新活力,产生“创新补偿效应”,在这个过程中产生的经济效益能够在一定程度上抵消环保成本,提高生产效率,进而优化要素配置^②。熊彼特创新理论认为,将生产要素与其他生产必需条件以一种新的组合方式引入生产函数,能够引发技术变革。当技术性变革达到一定数量时,则会产生量变达到质变的效果,从而带动产业整体效率提升,实现生产要素利用的提质增效,优化要素在不同产业部门的配置,进而引致整个产业的结构调整与优化^③。换言之,河长制政策的实施能够通过增强环境规制强度以倒逼产业结构升级。

(二) 政策驱动效应

河长制对水污染防治提出明确要求,要求各级政府严格落实《水污染防治行动计划》(水十条),严抓工业污染排放。一是针对污染排放的末端治理,利用政策惩罚机制敦促污染型企业进行整改以降低污染排放。一方面,提高环境准入标准以保护河岸线生态环境,不仅限制重污染工业企业进入,而且勒令重污染企业搬离流域沿岸区域。另一方面,严格执行污染排放标准以降低污染排放,对造纸、印染、电镀、农药等十大对水环境造成严重污染的行业进行专项整治,责令其进行生产技术及生产工艺清洁化改造、淘汰落后产能;对于无法完成环保设施改造升级的小型重污染企业,根据重污染企业退出机制责令其关停。严格的环境标准给工业企业尤其是重污染企业带来极大挑战。面临节能减排降耗的硬约束,污染型企业为了生存与发展,不得不加快节水技术、水资源循环再生技术的研发、改造以及成果运用,进一步升级改造污水处理技术及设施,通过技术升级与改造促进产业结构内部良性调整。二是针对环境污染的源头治理,河长制利用政策激励效应培育和发展绿色环保型产业以提高清洁产业比重。一方面,政府通过提供税收优惠、政策补贴以及资金支持等一系列配套激励措施,激发现代绿色农业、高新技术产业以及生态旅游业等清洁型产业的高速发展^④。另一方面,清洁型产业的发展也带动环保设备、环保工程建设与环保服务等上下游配套产业的井喷式发展,引发整个产业链条的绿色化变革,而绿色化产业政策的加持也进一步加速了此类环保产业的发展。适当的环境规制与政府激励措施组合出拳能够促进区域产业结构的优化调整^⑤。因此,河长制能够通过政策的惩罚机制与激励效应有效推动产业结构由高污染高能耗的传统行业

^①Kahn M E, Li P, Zhao D, Water Pollution Progress at Borders: The Role of Changes in China's Political Promotion Incentives, *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 7, No. 4, 2015, pp. 223 - 242.

^②Porter, M. E., C. Van der Linde, Toward a New Conception of the Environment - Competitiveness Relationship, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 1, 1995, pp. 97 - 118.

^③Schumpeter, J. A., *The Theory of Economic Development*, Harvard University Press, 1912.

^④谢国根,张凌,赵春艳:《财政分权、环境规制与战略性新兴产业发展》,《重庆工商大学学报》(社会科学版), 2021年第6期。

^⑤李眺:《环境规制、服务业发展与我国的产业结构调整》,《经济管理》,2013年第8期。

向低污染低能耗高技术的现代产业高级化转型。

(三) 空间溢出效应

为了防治水污染、保护水资源,各级政府需要根据不同区域水环境承载能力合理确定产业分布,以优化产业空间布局。一是为避免污染避难所效应,实施河长制能够激发区域间产业转移效应。河长制的环境分权效应使得不同地区的环境治理具有自主性,进而导致不同地区环境规制强度的差异性。当重污染企业面临本地区较为严格的环境规制时,根据成本效益原则,通常会选择将企业迁移至环境规制较为宽松的地区,以降低排污成本来增加企业效益,从而实现产业结构在区域内部的合理化调整,与此同时也间接对周边区域的产业结构产生负向溢出。二是根据要素流动理论,要素的区际流动会形成极化和扩散效应。由于区域资源的非均质性特征以及区域发展的不平衡性,产业转移势必会带来要素的区际流动,以形成资本与劳动在区域间的交换。根据经济成长阶段论与经济增长极理论,在经济起飞阶段,资本与劳动要素由区域腹地不断向区域中心聚集,从而形成经济增长极,在优化中心区域产业结构的同时也对周边区域产生极化效应;随着区域经济发展逐步走向成熟阶段,增长极的扩散效应逐渐克服回流效应,资本与劳动要素逐渐向周围区域扩散,从而促进周边区域要素结构的优化调整,进而推动区域产业结构协调发展。三是根据知识溢出理论,河长制激发的技术进步以及产业结构升级会产生空间溢出效应。河长制通过提高地区环境规制强度以倒逼本地区技术创新以及产业结构升级。根据增长极理论,创新主要集聚于规模大、发展速度快且前后关联效应强的推进型产业以及经济发达地区。根据知识溢出理论,中心发达地区的技术进步会通过示范效应与带动效应激发周围地区技术革新以及产业结构升级。因此,河长制对产业结构升级的影响势必会在不同区域间产生空间溢出效应。

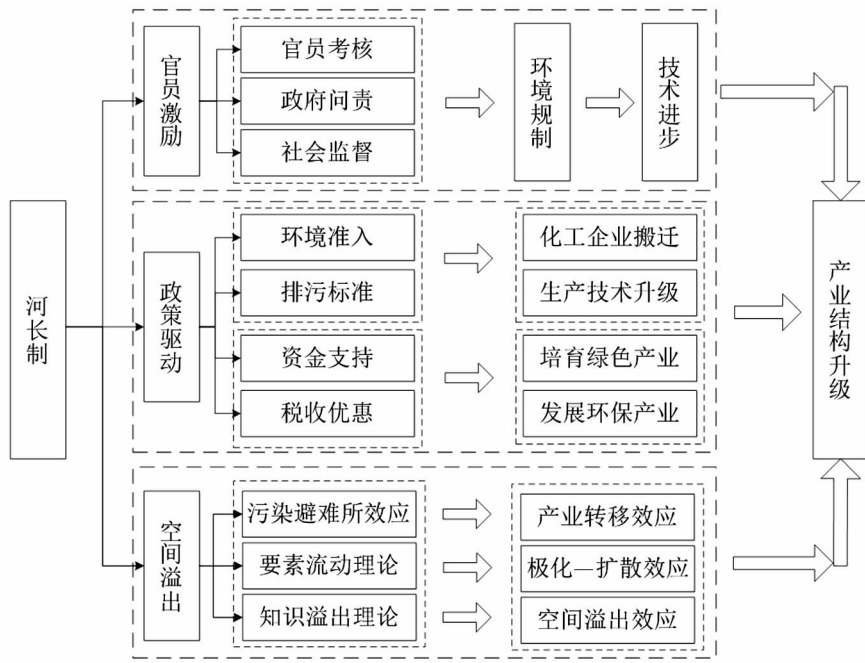


图1 河长制影响产业结构升级的机制

三、模型、变量与数据

(一) 模型设定

本文首先采用渐进双重差分法(Difference-in-Differences, DID)。评估河长制政策对长江经

济带产业结构升级的直接影响,基准回归模型如下:

$$IS_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示城市, t 表示年份, IS_{it} 表示城市 i 第 t 年的产业结构升级。DID 表示政策变量, 是地区虚拟变量 ($treat_t$) 和时间虚拟变量 ($time_t$) 的交互项, 在样本期内, 若城市 i 实施河长制, 则 $treat_t = 1$, 否则为 0; 在河长制政策实施当年及之后 $time_t = 1$, 否则为 0。X 表示影响产业结构升级的一系列控制变量, 包括固定资产投资、基础设施、对外开放、财政分权以及地区教育水平。 μ_i 和 ν_t 分别代表地区固定效应和时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

尽管以外生政策作为准自然实验的 DID 模型能够缓解双向因果以及遗漏变量等导致的内生性问题, 但是由于传统的 DID 模型未能考虑到政策影响的空间相关性, 违反了稳定单位处理值假设 (SUTVA), 而使其无法获得无偏估计^①。为了准确估计河长制对长江经济带产业结构升级的影响效果, 本文参考李建明和罗能生的研究^②, 在传统 DID 模型的基础上构建空间双重差分模型 (SDID)。考虑到本地区产业结构升级既可能受到本地区和其他地区河长制政策的影响, 也可能受到其他地区产业结构调整的影响, 因此本文借鉴 Elhorst 的研究^③, 选择空间杜宾模型 (SDM) 检验河长制政策的空间溢出效应。检验模型设置如下:

$$IS_{it} = \beta_0 + \rho WIS_{it} + \beta_1 DID_{it} + \lambda X_{it} + \theta WDID_{it} + \gamma WX_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, ρ 表示被解释变量的空间溢出效应, W 表示空间权重矩阵, 本文分别选择地理邻接矩阵、地理距离矩阵和经济距离矩阵进行检验, ε_{it} 表示随机扰动项。同时, 为了有效避免模型可能存在的内生性问题, 本文采用极大似然估计法 (MLE) 对空间杜宾模型进行估计。

(二) 空间权重矩阵

空间权重矩阵是空间计量模型的重要组成部分, 为了对河长制的空间效应进行全面客观的估计, 本文从经济和地理视角分别构建了地理邻接矩阵 (W_1)、地理距离矩阵 (W_2) 和经济距离矩阵 (W_3) 三种空间权重矩阵。

相邻地区具有一定的空间关联性, 通过地理邻接空间权重矩阵 (W_1) 来表示这种空间关联性, 若两地区相邻, 则取值为 1, 否则, 取值为 0, 具体形式如下:

$$W_1 = \begin{cases} 1, & \text{城市 } i \text{ 与城市 } j \text{ 相邻} \\ 0, & \text{城市 } i \text{ 与城市 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (3)$$

根据“地理学第一定律”^④, 事物之间的空间关联性会随着地理距离的增大而逐渐减小。基于此, 本文运用逆距离方法以城市间距离的倒数构造地理距离空间权重矩阵 (W_2)。 d_{ij} 表示两城市之间的地理距离, 通过各城市经纬度来测算, 具体形式如下:

$$W_2 = \begin{cases} 1/d_{ij}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (4)$$

除了地理上的空间关联性以外, 各地区的经济发展也存在一定的空间关联性^⑤。基于此, 本文构造经济距离空间权重矩阵 (W_3), Y_i 和 Y_j 表示城市 i 和城市 j 的人均 GDP。具体形式如下:

①Chagas, André L. S., Azzoni C R, Almeida A N, A Spatial Difference - in - Differences Analysis of the Impact of Sugarcane Production on Respiratory Diseases, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 59, 2016, pp. 24 - 36.

②李建明, 罗能生:《高铁开通改善了城市空气污染水平吗?》,《经济学》(季刊), 2020 年第 4 期。

③ELHORST J P, Matlab Software for Spatial Panel, *International regional science review*, Vol. 68, No. 2, 2014, pp. 401 - 420.

④Tobler W R, A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region, *Economic Geography*, Vol. 46, No. 1, 1970, pp. 234 - 240.

⑤朱国忠, 乔坤元, 虞吉海:《中国各省经济增长是否收敛?》,《经济学》(季刊), 2014 年第 3 期。

$$W_3 = \begin{cases} \frac{1}{\bar{Y}_i - \bar{Y}_j}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (5)$$

(三) 变量选取

1. 被解释变量

产业结构升级(IS): 克拉克采用劳动力指标来分析产业结构的演进,认为产业结构的演进实质是资本与劳动从低生产率部门向高生产率部门流动的过程,即产业结构从低级向高级变化的趋势。本文参考唐宇娣等的研究^①,采用产业结构层次指数衡量产业结构升级水平,具体计算过程如下:

$$IS_{it} = \text{Industry1}_{it} \times 1 + \text{Industry2}_{it} \times 2 + \text{Industry3}_{it} \times 3 \quad (6)$$

其中,Industry1_{it}、Industry2_{it}和 Industry3_{it}分别表示 i 城市第 t 年三次产业增加值占地区 GDP 的比重。IS 值越大,表示地区产业结构升级水平越高。

2. 解释变量

河长制(DID): 本文采用虚拟变量表示地级市是否实施河长制政策,若某城市在某一年已实施河长制政策,则赋值为 1,反之,赋值为 0。河长制数据主要通过检索各地级市政府网站发布的关于河长制实施的文件以及在中国知网和北大法宝网站检索“河长制”关键词,手工收集各地级市实施河长制的信息。

3. 控制变量

为了控制其他因素对产业结构升级的影响,本文选取如下控制变量:(1)固定资产投资(Asset),用固定资产投资完成额衡量,并对其取对数处理。(2)基础设施(Rod),以城市道路面积的人均占有面积衡量。(3)对外开放(Open),以各城市实际利用外商直接投资金额占 GDP 的比重衡量,并按历年人民币汇率的平均价格进行折算。(4)财政分权(Gov),用各地方政府预算内财政收入与该地方政府预算内财政支出的比重来衡量。(5)地区教育水平(Edu),用每万人口高等学校数衡量。

(四) 数据来源及说明

河长制最初是无锡市于 2007 年开始实施,为了对其政策效应进行较为全面的估计,本文选取长江经济带 108 个地级及以上城市 2004—2019 年的数据作为研究对象,由于铜仁和毕节两市是 2011 年新设的地级市,因此在研究中将其剔除。除河长制数据为作者手工收集以外,文章所需其他数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》以及长江经济带 108 个地级及以上城市相应年份的统计年鉴及国民经济发展统计公报等,个别缺失数据采用插值法补齐。主要变量的描述性统计见表 1。

四、实证检验结果

(一) 基准回归

为评估河长制对长江经济带产业结构升级的影响效果,本文首先基于模型(1)进行检验,检验结果见表 2。列(1)为未加入控制变量的检验结果,列(2)—(4)为逐步加入控制变量、城市固定效应和时间固定效应的检验结果。列(1)—(4)的 DID 系数均在 1% 的置信水平下显著为正,说明河长制对长江经济带产业结构升级产生了明显的正向促进作用。由于列(4)模型拟合程度最好,因

^①唐宇娣,朱道林,程建等:《差别定价的产业用地供应策略对产业结构升级的影响:基于中国 277 个城市的实证分析》,《资源科学》,2020 年第 3 期。

此以其作为本文基准结果,由列(4)可知,在控制城市和时间效应后,河长制政策的实施使长江经济带产业结构升级程度提高了0.0263个单位,说明河长制能够促进产业结构升级。河长制政策实施后,一方面,严格的排污标准促使污染型企业被动进行生产设备以及生产技术的更新改造,以实现排污水平的达标,进而倒逼区域产业结构升级;另一方面,政府出于环境治理的目的而对环保类企业给予的政策扶持与税收优惠也激励企业主动发展绿色产业,从而助推产业结构升级。

表1 描述性统计

变量名称	变量符号	观测值	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
产业结构升级	<i>IS</i>	1728	2.2478	2.2388	0.1395	1.8594	2.8595
河长制	<i>DID</i>	1728	0.2870	0.0000	0.4525	0.0000	1.0000
固定资产投资	<i>Asset</i>	1728	15.8077	15.9005	1.1951	12.4156	19.1000
基础设施	<i>Rod</i>	1728	3.5117	2.5464	3.1489	0.0440	22.9775
对外开放	<i>Open</i>	1728	0.0225	0.0166	0.0202	0.0000	0.1207
财政分权	<i>Gov</i>	1728	0.4917	0.4403	0.2388	0.0555	1.5413
地区教育水平	<i>Edu</i>	1728	1.7140	1.4979	0.8928	0.0000	4.4427

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.0220*** (0.0038)	0.0834*** (0.0034)	0.0840*** (0.0033)	0.0263*** (0.0038)
<i>Asset</i>		0.0293*** (0.0017)	0.0314*** (0.0016)	-0.0192*** (0.0041)
<i>Rod</i>		0.0021** (0.0009)	0.0000 (0.0010)	-0.0043*** (0.0008)
<i>Open</i>		0.3638*** (0.0949)	0.2580*** (0.0960)	0.3777*** (0.0841)
<i>Gov</i>		0.0205 (0.0126)	-0.0197 (0.0134)	0.0292** (0.0116)
<i>Edu</i>		0.0396*** (0.0049)	0.0281*** (0.0059)	0.0148*** (0.0049)
<i>Con</i>	2.1621*** (0.0034)	1.6679*** (0.0250)	1.6828*** (0.0243)	2.3972*** (0.0583)
城市固定效应	Yes	No	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	No	No	Yes
N	1728	1728	1728	1728
R ²	0.782	0.580	0.689	0.791

注: *、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1% 的显著性检验,括号内为标准误差。

(二) 平行趋势检验与动态效应分析

为了估计出真实的政策效应,处理组与控制组在政策实施前需要满足平行趋势假设。本文参

考 *Jacobson et al.* 提出的事件研究法进行平行趋势检验^①，并对政策在不同时间的动态效应进行估计。检验模型如下：

$$IS_{it} = \beta_0 + \beta_1 \sum_{i=-m}^n \text{Treat}_i \text{Year}_i + \lambda X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中， Year_i 表示政策实施前后的年份虚拟变量，以河长制政策实施的起始年份作为基准组，并分别设置政策实施前 3 年与政策实施后 3 年的虚拟变量，生成年份虚拟变量与处理组虚拟变量的交互项，以检验河长制政策实施的动态效应。若政策实施之前系数 β_1 不显著，则说明满足平行趋势假设。

表 3 检验结果显示，在河长制政策实施之前，系数 β_1 均不显著，说明河长制政策的处理组与控制组满足平行趋势假设。河长制政策实施后，系数 β_1 显著为正，进一步证明河长制政策的实施能够促进地区产业结构升级。图 2 绘制了 90% 置信区间下河长制政策的动态效应，政策实施之前，系数 β_1 在 0 附近上下波动且不显著，政策实施之后，系数 β_1 显著为正，且随着时间推移呈现先上升后下降的倒 U 型趋势，说明河长制政策在短期内能够迅速推动产业结构升级，但是从长期来看，

表 3 动态效应分析

	t-3	t-2	t-1	t+1	t+2	t+3
β_t	-0.0028 (0.0030)	0.0013 (0.0036)	0.0047 (0.0032)	0.0146*** (0.0037)	0.0201*** (0.0051)	0.0159** (0.0062)
Con			2.4346*** (0.1400)			
控制变量			Yes			
城市固定效应			Yes			
时间固定效应			Yes			
N			1728			
R ²			0.789			

注：*、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1% 的显著性检验，括号内为标准误差。

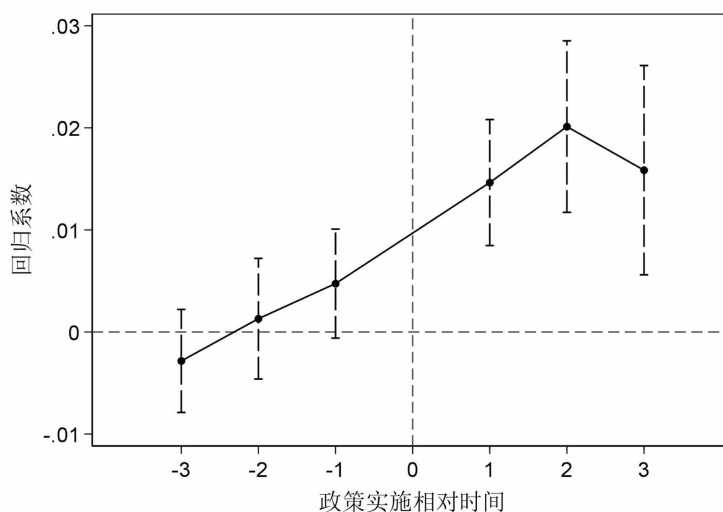


图 2 平行趋势检验

^①Jacobson, L. S., R. J. LaLonde, and D. G. Sullivan, Earnings Losses of Displaced Workers, *American Economic Review*, Vol. 83, No. 4, 1993, pp. 685 – 709.

随着产业结构不断调整优化,其促进作用逐渐减弱。分析其原因,河长制政策实施之后,减排标准的强制要求会迫使企业迅速进行生产设备的绿色改造升级以及生产结构的调整以达到合规排放,同时对小型污染企业的取缔、迁移以及对新型环保产业的培育及布局都能提升产业结构的高极化程度。随着河长制政策的不断深化落实,较为严重的产业污染问题已逐步得到改善,新布局的环保产业也逐渐进入轨道,地区产业结构高级化进程逐步减缓,河长制对产业结构升级的促进作用也随之减弱。

(三) 异质性检验

长江经济带东起上海,西至云南,横跨我国东中西三大板块,其地理区位与资源禀赋都存在较大差异,因此,河长制对产业结构升级的政策效果可能存在区域异质性。本文将长江经济带分为上游、中游和下游区域进行异质性检验,表4列(1)一(3)为区域异质性检验结果。在下游区域,DID系数显著为正,说明河长制政策的实施能够显著促进下游区域产业结构升级,在中游区域,系数不显著,而在上游区域,系数显著为负,说明河长制在中上游区域未能对产业结构升级产生正向影响。下游区域坐拥世界一线城市上海,产业布局多为高新技术产业,其经济发展水平远高于中上游区域,吸引优质资产及劳动力聚集,而河长制政策的实施加速了资产与劳动力向高生产率部门转移步伐,即促进了产业结构升级。而在中上游区域,产业布局主要为资源依赖型产业,经济发展相对较差,河长制政策的实施带来了更为严格的环境规制,使得污染型企业不得不将大部分经济利益用于降低污染排放,然而剩余利益无法支持传统的高能耗产业进行转型升级,因此在中上游区域,河长制政策无法有效促进产业结构升级。换言之,经济发展水平以及产业布局的差异化使得河长制政策在不同区域的执行效果有所不同。

表4 区域 VS 经济发展水平异质性检验结果

	区域异质性			经济发展水平异质性	
	(1) 上游	(2) 中游	(3) 下游	(4) 低水平	(5) 高水平
<i>DID</i>	-0.0183* (0.0097)	0.0047 (0.0080)	0.0385*** (0.0055)	-0.0060 (0.0065)	0.0282*** (0.0040)
<i>Asset</i>	0.0037 (0.0079)	-0.0249*** (0.0090)	-0.0222*** (0.0069)	-0.0012 (0.0057)	-0.0209** (0.0086)
<i>Rod</i>	-0.0041** (0.0019)	-0.0081*** (0.0017)	-0.0030*** (0.0011)	-0.0034** (0.0017)	-0.0027*** (0.0009)
<i>Open</i>	0.1209 (0.2627)	0.6043*** (0.1949)	0.3726*** (0.1097)	0.3422*** (0.1305)	0.1592 (0.1255)
<i>Gov</i>	0.1551*** (0.0331)	-0.0466*** (0.0152)	0.0961*** (0.0201)	0.0305** (0.0146)	0.0064 (0.0174)
<i>Edu</i>	0.0222*** (0.0077)	0.0219*** (0.0081)	0.0039 (0.0095)	0.0090 (0.0057)	-0.0133 (0.0088)
<i>Con</i>	1.9727*** (0.1111)	2.4994*** (0.1260)	2.4557*** (0.1031)	2.1064*** (0.0792)	2.5805*** (0.1348)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	496	576	656	1079	649
R ²	0.804	0.818	0.817	0.740	0.811

注: *、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1% 的显著性检验,括号内为标准误差。

为了进一步验证河长制政策的执行效果在不同经济发展水平下是否有所不同,本文以人均GDP的均值为界限,将样本分为低经济水平区域和高经济水平区域进行检验。列(4)一(5)显示,在经济发展水平高的城市,河长制政策的实施能够显著促进地区产业结构升级,而在经济发展水平低的城市,河长制政策对产业结构升级的影响不显著。相较于经济欠发达地区,经济发达地区更容易吸引优质资本、劳动以及先进技术进行聚集,先进的生产技术能够通过生产设备的改造升级促进产业结构升级,同时,经济发达地区更容易吸引优质产业布局,从而助推产业结构升级。经济欠发达地区则因为发达区域的虹吸效应而失去竞争优势,从而无法进行产业结构的科学合理调整。

(四) 稳健性检验

为确保检验结果的可靠性,本文进行了如下稳健性检验:(1)安慰剂检验,为了验证长江经济带产业结构升级是受河长制政策而不是其他政策影响,本文借鉴 Abadie & Gardeazabal 的研究^①,采用反事实事件进行安慰剂检验。将各城市实施河长制政策时间提前进行检验。(2)替换被解释变量指标,采用第三产业增加值与第二产业增加值的比值作为产业结构升级的替代变量进行检验。(3)PSM-DID方法,参考 Heckman et. al 提出的倾向得分匹配方法(Propensity Score Matching, PSM)^②,采用一对一近邻匹配法对样本进行匹配,其后再利用双重差分法(DID)进行检验。稳健性检验结果见表5,提前政策时间后,DID系数不再显著,说明产业结构升级是由河长制政策推进的,

表5 稳健性检验结果

	(1) 安慰剂检验	(2) 替换被解释变量	(3) PSM-DID
<i>DID</i>	0.0027 (0.0039)	0.1312*** (0.0182)	0.0187*** (0.0036)
<i>Asset</i>	-0.0202*** (0.0042)	-0.3070*** (0.0194)	-0.0191*** (0.0059)
<i>Rod</i>	-0.0037*** (0.0008)	-0.0064 (0.0040)	-0.0024** (0.0010)
<i>Open</i>	0.3037*** (0.0857)	0.5846 (0.3986)	0.3518*** (0.1096)
<i>Gov</i>	0.0255** (0.0118)	-0.1772*** (0.0550)	0.0432*** (0.0142)
<i>Edu</i>	0.0127** (0.0050)	0.0378 (0.0232)	-0.0020 (0.0055)
<i>Con</i>	2.4165*** (0.0591)	5.2341*** (0.2763)	2.4174*** (0.0888)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
N	1728	1728	1165
R ²	0.785	0.524	0.834

注: *、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1% 的显著性检验,括号内为标准误差。

^①Abadie A, Gardeazabal J, The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country, *The American Economic Review*, Vol. 93, No. 1, 2003, pp. 113 - 132.

^②Heckman J J, Ichimura H, Todd P E, Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme, *The Review of Economic Studies*, Vol. 64, No. 4, 1997, pp. 605 - 654.

本文检验结果稳健。替换被解释变量以及采用 PSM - DID 方法进行检验, DID 系数仍然显著, 进一步说明本文研究结论稳健。

(五) 空间溢出效应

1. 空间相关性检验

为全面考察长江经济带产业结构升级的空间溢出效应, 本文利用探索性空间数据分析(ES-DA) 检验其空间相关性。表 6 检验结果显示, 在样本期内, 基于地理邻接矩阵、地理距离矩阵和经济距离矩阵三种空间权重矩阵的产业结构升级全局莫兰指数均大于零, 且绝大部分在 1% 的置信水平下显著, 说明产业结构升级在长江经济带区域内呈现出显著的正向空间关联性。因此, 有必要从空间视角讨论河长制对产业结构升级的影响效果。

表 6 全局莫兰指数检验结果

年份	地理邻接矩阵(W_1)		地理距离矩阵(W_2)		经济距离矩阵(W_3)	
	Moran I	Z 值	Moran I	Z 值	Moran I	Z 值
2004	0.3020***	4.5700	0.1050***	4.8320	0.4860***	4.0250
2005	0.3230***	4.8790	0.1080***	4.9520	0.5100***	4.2120
2006	0.3280***	4.9450	0.1160***	5.2700	0.5010***	4.1400
2007	0.3730***	5.6010	0.1540***	6.8780	0.4720***	3.9120
2008	0.3700***	5.5710	0.1650***	7.3550	0.4800***	3.9760
2009	0.3620***	5.4530	0.1280***	5.7900	0.4750***	3.9370
2010	0.3650***	5.5020	0.1450***	6.5130	0.4680***	3.8770
2011	0.4160***	6.2400	0.1610***	7.1640	0.4900***	4.0610
2012	0.4340***	6.5080	0.1720***	7.6460	0.4990***	4.1290
2013	0.4320***	6.4810	0.1690***	7.5160	0.4490***	3.7260
2014	0.4310***	6.4620	0.1800***	7.9740	0.4180***	3.4720
2015	0.4060***	6.1040	0.1930***	8.5520	0.4340***	3.6080
2016	0.4190***	6.2930	0.1940***	8.5850	0.4340***	3.6060
2017	0.3570***	5.4540	0.1390***	6.3370	0.3330***	2.8200
2018	0.4200***	6.3180	0.1330***	6.0230	0.3050***	2.5610
2019	0.2560***	3.9110	0.0950***	4.4380	0.1890	1.6240

注: *、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1% 的显著性检验。

2. 河长制对产业结构升级的空间效应

模型(1)的检验结果已经证明在未考虑空间效应的情况下, 河长制能够显著促进长江经济带产业结构升级, 为了进一步验证河长制政策对产业结构升级的影响是否存在空间溢出效应, 本文基于模型(2)进行检验。表 7 为河长制政策对产业结构升级的空间效应检验结果, 列(1) — (3) 分别为以地理邻接矩阵、地理距离矩阵和经济距离矩阵作为空间权重矩阵的检验结果。结果显示, 在考虑空间关联性的条件下, DID 系数依然在 1% 的置信水平下显著为正, 进一步说明河长制政策能够显著促进长江经济带产业结构升级。在三种空间权重矩阵下, 被解释变量空间滞后项系数 ρ 都在 1% 的置信水平下显著为正, 说明地区产业结构升级存在明显的空间溢出效应, 本地区产业结构升级会对周边地区产业结构升级产生正向影响。若某地区的产业发展水平较高, 会引起各种生产资源以及生产要素在该地区的聚集, 随着经济不断发展会逐渐向外围地区扩散, 并带动周边地区的学习与模仿, 从而形成趋同效应, 推动周边区域产业结构升级。通过对三种空间权重矩阵下系数 ρ 的

比较发现,经济距离矩阵下系数最大,地理距离矩阵次之,地理邻接矩阵下系数最小,说明产业结构升级的空间溢出效应在不同空间权重矩阵下溢出效果不同,本地区产业结构升级对与其经济距离较近地区的产业结构升级具有更强烈的溢出作用。

表 7 河长制政策对产业结构升级的空间效应

	(1) 地理邻接矩阵(W_1)	(2) 地理距离矩阵(W_2)	(3) 经济距离矩阵(W_3)
<i>DID</i>	0.0150*** (0.0038)	0.0342*** (0.0038)	0.0686*** (0.0035)
<i>Asset</i>	0.0248*** (0.0037)	0.0302*** (0.0031)	0.0310*** (0.0020)
<i>Rod</i>	-0.0003 (0.0007)	-0.0023*** (0.0008)	0.0004 (0.0009)
<i>Open</i>	0.3649*** (0.0797)	0.1960** (0.0873)	0.1354 (0.0900)
<i>Gov</i>	0.0033 (0.0104)	0.0058 (0.0118)	-0.0235* (0.0126)
<i>Edu</i>	0.0130*** (0.0043)	0.0214*** (0.0048)	0.0313*** (0.0055)
<i>W*DID</i>	0.0283*** (0.0048)	0.0239 (0.0292)	0.3824*** (0.0873)
<i>W*Asset</i>	-0.0172*** (0.0039)	-0.1479*** (0.0183)	-0.1114*** (0.0425)
<i>W*Rod</i>	-0.0008 (0.0014)	0.0020 (0.0127)	-0.0661** (0.0291)
<i>W*Open</i>	-0.3774*** (0.1296)	0.4117 (1.4988)	6.0617* (3.5294)
<i>W*Gov</i>	-0.0136 (0.0164)	-0.0096 (0.1345)	0.2061 (0.5254)
<i>W*Edu</i>	0.0300*** (0.0084)	0.5047*** (0.1282)	0.0731 (0.2294)
ρ	0.5814*** (0.0211)	2.7093*** (0.1396)	2.8127*** (0.4407)
σ^2	0.0009*** (0.0000)	0.0012*** (0.0000)	0.0015*** (0.0001)
N	1728	1728	1728
R ²	0.738	0.704	0.699

注: *、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1% 的显著性检验,括号内为标准误差。

3. 河长制对产业结构升级的空间效应分解

由于自变量的空间滞后项是各地区与相邻地区间的空间加权值,它同时包含相邻区域间的溢出效应与反馈效应。因此,仅根据自变量的空间滞后项无法准确评价其空间溢出效应。为了准确估计河长制对产业结构升级的空间溢出效应,本文对空间杜宾模型进行直接效应与间接效应的分

解,检验结果见表8。解释变量 DID 的直接效应、间接效应和总效应在三种空间权重矩阵下都显著为正,说明河长制政策的实施不仅能够推动本地区产业结构升级,同时还会对周边地区的产业结构升级产生促进作用。这也表明河长制政策对产业结构升级的影响效果产生了明显的正向空间溢出效应。基于三种空间权重矩阵的检验结果都显著,这不仅表明本文检验结果的稳健性,而且也说明河长制政策的实施对地理相邻地区、地理距离较近地区以及经济发展水平较接近地区的产业结构升级都具有显著的促进效果。通过对比不同空间权重矩阵的间接效应系数,本文发现基于地理距离权重矩阵的间接效应系数最大,说明河长制政策的实施效果对地理距离较近的地区具有更多正向溢出效益。

表8 河长制对产业结构升级的直接效应、间接效应和总效应

解释变量:	(1)	(2)	(3)
<i>DID</i>	地理邻接矩阵(W_1)	地理距离矩阵(W_2)	经济距离矩阵(W_3)
直接效应	0.0226*** (0.0037)	0.0361*** (0.0039)	0.0707*** (0.0035)
间接效应	0.0814*** (0.0069)	0.1057*** (0.0209)	0.0239*** (0.0030)
总效应	0.1040*** (0.0075)	0.1417*** (0.0211)	0.0947*** (0.0041)

注: *、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1% 的显著性检验,括号内为标准误差。

五、结论与启示

(一) 研究结论

本文首先从理论上分析河长制政策的实施对产业结构升级可能产生的影响,其次将河长制政策作为一项准自然实验,基于长江经济带 108 个地级及以上城市 2004—2019 年的面板数据,采用空间双重差分模型对河长制政策作用于产业结构升级的影响机制进行实证检验。研究发现:(1) 河长制政策的实施对长江经济带产业结构升级具有明显的促进作用。(2) 河长制对产业结构升级的影响效果具有区域以及经济发展水平的异质性。在长江下游区域,河长制能够显著促进产业结构升级,而在中上游区域未能有效推动产业结构升级。在经济发展高水平区域,河长制具有更好的政策效果。(3) 空间溢出效应检验得出,产业结构升级在长江经济带区域内呈现出显著的正向空间关联性,本地区产业结构升级会对周边地区产业结构升级产生显著正向影响,且对经济距离较近的地区溢出作用更强。(4) 空间效应分解结果显示,河长制政策的实施不仅会对本地区产业结构升级产生正向影响,而且能够有效促进周边地区产业结构升级,并且,河长制政策的实施对地理距离较近的地区具有更明显的政策效果。

(二) 政策启示

工业化高速发展使得我国面临环境治理与产业发展的两难困境,如何实现环境治理与经济发展同步推进成为全社会重点关注的问题^①。根据本文的研究结论,河长制不仅对本地区产业结构升级具有促进作用,而且有效推动了周边区域的产业结构升级。本研究对长江经济带产业结构绿色转型升级发展具有以下重要启示:

^①吴学花,刘亚丽,田洪刚等:《环境规制驱动经济增长的路径——一个链式多重中介模型的检验》,《济南大学学报》(社会科学版),2021 年第 1 期。

1. 加强环境规制强度,灵活运用多种手段与途径以提高河长制政策实施效果。第一,严格干部考核监督机制,督促领导干部履职尽责,以切实推进河长制政策的具体实施,而不是流于形式的空头文件。定期对河长制工作进行总结与反思,除年报外,应增加短期与中期总结,通过增加总结频率以提高河长制工作效率。针对水污染案件处理,开展“河长+法官+警长”联合治理模式,通过多部门协作提高水污染案件执法专业性以及公正性,提高依法治污水平。第二,建立严格的生态环境损害赔偿制度,加大违法排污处罚力度,严厉惩罚环境违法行为,通过提高环境违法成本治理环境污染问题,以严格的环境标准推动产业发展由资源依赖型的粗放式发展模式向技术依赖型的内涵式发展模式转型。摒弃先污染后治理以及边污染边治理的传统污染治理模式,大力发展低污染低能耗的清洁产业以实现污染的源头治理,通过产业结构的合理化调整推动经济良性可持续发展。第三,进一步完善环境信访制度,设置专门的河长制信访通道,为社会监督提供更为便利的渠道。通过信访平台以及各网络平台收集有关河湖环境污染问题的信访及举报信息,积极回应并切实解决群众上访及举报的河湖环境污染问题。第四,加速完成沿江化工企业的搬迁改造。由于沿江给石化企业带来的取水与排污的便利性以及较低的运输成本,使得大量化工企业沿江而建,至今长江沿岸仍分布大量化工企业,成为长江流域水污染治理的严重威胁。一方面,针对沿岸违法违规化工企业进行专项整治,以搬迁改造为契机,推动企业绿色技术创新,实现企业生产绿色转型;另一方面,通过对搬迁产业的合理规划推动上下游产业链资源循环利用,以实现全产业链优化升级。第五,进一步加强对绿色环保产业的政策扶持力度,鼓励清洁型产业崛起。一方面,注重激发大型龙头企业的绿色技术创新,加快进行绿色生产方式转型,以带动绿色供应链形成;另一方面,加强金融资本对清洁产业的注入力度,有针对性地增强环保业的资金支持,助推产业结构绿色转型升级。

2. 研判长江经济带不同区域发展的差异性特征,以制定适合不同区域发展的环境规制措施以及产业发展策略。在河长制政策的具体实施中,各地区一方面要按照中央文件精神严格执行,另一方面也要满足各地区差异化发展需要。研究表明,河长制政策的实施能够对产业结构调整产生良性诱导,这种作用在长江下游区域尤为突出,而在中上游区域不显著,甚至产生阻碍作用,究其原因,在于经济发展水平的不平衡性以及下游区域的优势要素集聚,使得下游区域更具备产业结构优化升级的客观条件。因而,在下游区域要严格实施环境治理政策,加强环境规制强度,严防经济高速发展给区域环境造成的恶劣影响。而在中上游经济欠发达区域,在严守生态红线的前提下,着力提高经济发展水平,在产业发展布局上侧重低污染低能耗的清洁型产业,对清洁型产业发展要予以政策扶持,引导区域产业绿色发展。

3. 发挥发达地区空间溢出效应,通过示范引领作用以带动欠发达地区技术进步以及产业结构优化升级。区域发展的非均衡性使得要素在区际间流动,并通过知识溢出的激励效应与带动效应向区域外部扩散。地区产业结构的优化升级会对周边地区的产业结构调整产生良性引导,从而通过要素流动的扩散效应实现全域产业结构的优化升级。因此,亟需在长江经济带各省市建立协同发展框架与长效合作机制,加强产业分工的优势互补,充分发挥区域中心产业结构的空间溢出作用,通过跨区域协同治理实现资本、劳动力与技术从发达区域向欠发达区域的转移,加速要素的良性区际流动,促进欠发达区域产业结构优化升级,以实现上中下游产业结构合理化布局。同时,推动大城市科技资源对流域其他地区的开放共享,以促进全流域绿色技术创新,实现长江上、中、下游全流域产业结构升级。

[责任编辑:景立清]