

湖长制对水环境治理效果的影响研究

——以武汉市为例

马军旗^{1, 2} 乐章¹ 夏屹¹¹

(1. 中南财经政法大学 公共管理学院, 湖北 武汉 430073;

2. 重庆工商大学 公共管理学院, 重庆 400067)

【摘要】:湖长制是中国水环境治理进程中的重要制度创新,通过建立以党政领导负责制为核心的责任体系,落实属地管理责任,对实现湖泊水资源永续利用具有重要现实意义。使用2007~2017年武汉市环境状况公报和武汉统计年鉴数据,采用双重差分方法,探讨了湖长制对水环境治理效果的影响及其机制。结果表明:(1)湖长制显著改善了试点湖泊的综合水质,降低了污染物超标总值。上述结论在进行一系列稳健性检验后依然成立。(2)机制分析表明,环境治理投资和工业废水排在湖长制与水环境治理效果之间起到部分中介作用,即湖长制通过促进环境治理投资和降低工业废水排放改善了水环境治理效果。(3)异质性分析表明,湖长制显著改善了高经济水平辖区和非跨辖区湖泊的水环境治理效果。研究结果为完善湖长制形成常态化和系统化的水资源管理制度,推进水环境治理体系和治理能力现代化提供了决策参考。

【关键词】:湖长制 水环境治理 属地责任 双重差分

【中图分类号】:X524 **【文献标识码】:**A **【文章编号】:**1004-8227(2022)05-1125-12

水环境治理事关新时代美丽中国建设和人民群众切身利益。伴随城镇化和工业化快速发展,中国经济在取得快速发展的同时,地表水环境却也遭到了严重污染。2016年中共中央办公厅印发了《关于全面推行河长制的意见》,河长制在全国范围内推行,河流水污染治理取得了初步治污成效。然而与河流紧密相连的湖泊,却依然存在诸多问题,长期以来,围垦湖泊、侵占水域、超标排污等违法活动,造成湖泊水域空间减少和水质状况恶化。据生态环境部统计,2019年全国110个重要湖泊中,水质低于III类的比例高达38.9%。湖泊是水资源的重要载体,具有不可替代的资源功能、经济功能和生态功能,由于湖泊水体流动相对缓慢,水体交换更新周期长,污染物质易富集堆积,遭受污染后的修复难度较大。加之湖泊周边岸线较长,涉及行政区域和部门较多,属地管理责任难以界定清晰,如何统一协调各部门形成治水合力还存在诸多困境。

武汉市是长江经济带战略下的重要节点城市,为破解湖泊水污染治理难题,武汉市在全国较早地开展了湖长制探索。2002年武汉市率先出台《武汉市湖泊保护条例》和《武汉市湖泊保护条例实施细则》,要求市水行政主管部门负责全市湖泊的保护、管理和监督。2012年湖北省政府出台了《湖北省湖泊保护条例》,明确提出了在本行政区实施湖泊行政首长负责制,同年在武汉市开展湖长制试点,湖长制开始了“有名”向“有实”转变。2018年1月中共中央印发了《关于在湖泊实施湖长制的指导意见》,

作者简介:马军旗(1986~),男,博士研究生,主要研究方向为乡村环境治理.E-mail:majunqi2021@163.com

基金项目:2022年重庆市教育委员会人文社会科学研究一般项目(22SKGH207);重庆工商大学2021高层次人才科研启动项目(2155051);国家自然科学基金面上项目(71973154)

全面建立起了省、市、县、乡四级“湖长”管理体系，通过建立健全党政领导负责制为核心的责任体系，落实属地管理责任，标志着湖长制在全国范围内推行。武汉市是长江经济带沿线重要节点城市，其行政区内拥有众多天然湖泊，科学评估其湖长制的环境治理效果其内在机理，对完善湖长制形成常态化和系统化的治理机制，推动水环境治理体系和治理能力建设具有重要现实意义。

河湖水污染治理是典型的公共事务治理难题。一直以来，国内外对水污染治理给出了不同解决方案。1972年美国联邦政府通过实施《清洁水法案》，将水污染治理责任和权利下放至流域所在州，以环境分权的方式提高水环境治理绩效^[1]。与此相对应，欧盟联合欧洲多国制定的《水框架指令》，将所有成员国共有水资源集中管理，通过欧洲国家间的合作行动，多瑙河和莱茵河等流域水质得到明显改善^[2]。然而有研究指出，上述方案并未能有效解决中央政府信息不对称和地方政府“搭便车”带来的治理成本^[3,4]。而在国内文献研究中，有学者指出中国推行的河长制，兼具了纵向等级协同和横向部门协调的思路，能有效解决流域各部门协同治理的困境^[5]，但也有学者认为，河长制的治污效果依赖于地方领导的治污能力和责任担当，实质上仍属于“人治”而非“法治”，具有一定的应急过渡性^[6]。因此仅实现了初步的水污染治理效果，并未显著改善水中深度污染物^[7]。

湖长制是与河长制一脉相承的制度创新，本质上属于环境分权模式。有研究指出，环境分权在监管标准和设定程序上都给予了地方政府更多环境治理自主决策的权利，同时决策权的下方也给不同的水环境治理方案提供了不同的实验机会^[8,9]。部分围绕中央和州一级环境分权政策的实证研究验证了这一观点^[10]。然而也有研究发现，环境分权并未产生显著的水污染治理绩效，甚至还导致了地区生态环境恶化和严重的“搭便车”问题^[11]。由于地区之间缺乏有效的环境监管、信息交换和补偿激励机制，很容易产生“逐底竞争”和“以邻为壑”的跨区域环境污染问题。如 Sigman^[12]基于美国 500 个河流监测点数据研究发现，环境分权的实施虽然使河流上游水污染降低了 4%，但由此导致河流下游“搭便车”带来的治理成本高达 1700 万美元。环境分权水环境治理效果的差异存并不在于环境分权制度本身，而是由于环境分权实施中各社会利益关系、公民参与程度^[13]以及政府执行力度的差异造成的^[14]。中国推行的湖长制，是在通盘考虑湖泊管理的复杂性和特殊性背景下提出的创新性制度安排。目前而言，学者们对湖长制的研究主要集中在湖长制的历史演变^[15]、治理路径^[16]、制度设计^[17]等方面，鲜有学者对湖长制的水环境治理效果进行分析，特别是由于缺少典型性和时效性的湖泊水污染调查数据，现有研究还比较缺少对湖长制政策效果的实证检验和机制探讨。

为弥补上述研究不足，本研究回答了以下 3 个问题：(1) 作为一项由地方政府提出的自主创新制度，湖长制是否显著改善了水环境治理效果？(2) 如果能，湖长制改善水环境治理效果的内在机制是什么？(3) 对于不同经济水平的辖区和不同地理位置的湖泊，湖长制的水环境治理效应是否存在显著差异？为回答上述问题，本文围绕湖长制与水环境治理效果进行了理论分析并给出相关研究假设，进一步采用双重差分的方法，使用 2007~2017 年武汉市环境状况公报和武汉统计年鉴数据，实证检验了湖长制对水环境治理效果的影响及其机制。

1 理论分析与研究假设

根据科斯第二定理，在交易费用不为零的情形下，清晰界定产权是市场交易的重要前提。水环境治理属于典型的公共物品，确立具有公共性资源与物品的排他性产权十分困难。当由市场界定产权资源配置代价高昂时，由政府直接分配排他性权利，引导资源实现最优配置就成为较为合理的选择。推行湖长制就是将辖区的湖泊治污权责划分至相应政府部门负责人，明确地方政府治污权利和责任，打破了部门间和区域间的多头治理格局，可以有效提高治理效率^[18]。通过设立湖长保证金制度，对各级湖长的治理绩效进行奖惩和激励，并将治污的成效作为政绩考核的重要指标和晋升的重要依据，提高了地方政府治污积极性。与此同时，湖长制本质上属于水环境责任承包制，实际是将湖泊水质达标责任具体落实到了各级党政领导干部身上，生态环境保护将成为地方党政领导的重要工作，而不仅仅是部门职责，传达出地方政府铁腕治污、落实属地责任的鲜明态度。强化了法律法规和各项规章制度的执行力度，从而能加快湖泊水环境治理效果改善^[6]。最后，由于湖泊水污染治理权责分散于多个流域机构和政府部门，各涉水部门存在职能重叠和合作困境，导致各权力系统在治水中相互推诿责任和监管不力^[19]。湖长制将地方党政领导作为水污染治理第一责任人，提高了地方政府对环境法律法规的执行能力，其形成的水环境治理网络，对相关部门职能进行协调整合，降低了分散管理所产生的治理成本和沟通成本^[20]，克服了“九龙治水”的弊端，有利于形成水环境社会共治的良好氛围^[15]。据此，

本文提出如下研究假设。

H1:湖长制对水环境治理效果能够产生显著的促进作用。

湖长制不仅能对水环境治理效果产生直接影响,还能通过环境治理投资对水环境治理效果产生间接影响。在水生态治理中,政府的环境治理投资能显著提升水环境质量,且地方政府环保支出的占比越高,生态环境的改善效应就越明显^[21]。在以往水环境治理中,由于湖泊属地管理责任界定不清晰,各涉水部门职能边界呈现条块化和碎片化,尤其是在跨行政区域湖泊水污染治理中,在涉及多个行政边界时,所面临的沟通和协调成本较大,潜在利益冲突下,地方政府对环境治污的投资动力不足^[22]。湖长制明确了地方政府负责人的治污权责,并对涉水部门和流域机构的资源和利益进行了统一整合和沟通协调,使涉水部门和地方政府从治理竞争向治理合作转变,激发了地方政府水环境治理投资的积极性。同时,湖长制形成了整个社会系统共同参与、相互协调治水的新机制,增强了社会多元主体参与水环境治理投资动力。地方政府运用税收补贴或生态补偿等调节措施,一定程度上弥补了跨行政区域湖泊水污染治理资金投入的不足。据此,本文提出如下假设。

H2:湖长制通过促进环境治理投资改善了水环境治理效果。

湖长制的实质是环境分权治理模式,在落实地方党政领导负责制的过程中,强调了地方政府的环境治理积极作用。在地方政府成为环境治理的主体下,实现经济与环境的协调发展成为地方官员治理的重要内容。地方政府为了改善地方水环境治理绩效,将加快转变经济发展方式,促进产业结构转型升级,逐步淘汰落后产能和污染企业成为地方政府环境治理的关键问题,在基于湖长制实施背景下,地方政府的上述行为将有利于降低本区域能源消费总量,工业废水排放总量。此外,湖长制实施了严格的环境规制,虽然在短期内环境规制增加了企业负担,抑制了企业创新行为,但长远来看,湖长制实施下的环境规制提高了被规制企业的资源配置效率^[23],从而激发企业提高生产技术和产业竞争力,企业为了维持自身生存与发展,将寻求使用新的生产技术和清洁能源,在降污减排的同时也推动了传统行业的转型升级^[24],降低了工业废水排放。本文提出如下假设。

H3:湖长制通过降低工业废水排放改善了水环境治理效果。

2 研究数据与方法

2.1 数据来源

本文数据来源于《武汉市环境状况公报》和《武汉统计年鉴》。其中综合水质和污染物超标总值来自武汉市生态环境局发布的《武汉市环境状况公报》。人均GDP、人口密度、城镇化水平、工业企业数、工业总产值、湖泊是否跨区、环境治理投资额和工业废水排放量指标来自《武汉统计年鉴》。通过武汉各辖区编码将两套数据进行匹配,缺失值使用相关变量所在区的均值进行插补,最终共整理得到951个分析样本。由于武汉市生态环境局公布的湖泊调查数据开始于2007年,在2017年之后不再给出具体水污染指标,因此本文数据的时间跨度为2007~2017年。

2.2 模型构建

2.2.1 双重差分模型

本文采用双重差分方法评估湖长制对水环境治理效果的影响。双重差分方法又称为倍差法(Difference-in-Difference, DID),其基本思想是通过对比政策实施前后对照组和处理组之间差异的比较构造出反映政策效果的双重差分统计量,将处理组政策前后变化减去控制组的前后变化即可得到政策的“净效应”,由于政策实施相对于微观主体而言是相对外生的,因此可有效缓解反向因果问题,同时使用固定效应估计,也一定程度上缓解了遗漏变量偏误问题。本文以武汉市设立湖长制试点作为准自然实

验，采取双重差分方法进行因果识别，即将2012年设立湖长的试点湖泊设定为处理组，将非试点湖泊设定为控制组，在控制其他因素不变的基础上，通过比较处理组和控制组政策实施前后水环境治理效果的差异，以得到湖长制的政策净效应，双重差分模型设定如下：

$$Y_{ipt} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 X_{ipt} + \mu_i + \gamma_p + \theta_t + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

式中： Y_{ipt} 代表t年p辖区内第i个湖泊的综合水质和污染物超标总值； DID_{it} 为核心解释变量，表示第i个湖泊在第t年是否推行了湖长制， $DID_{it} = treat_i \times time_t$ ， $treat_i$ 是指第i个湖泊在2012年是否被设为试点，若是则 $treat_i = 1$ ，否则=0， $time_t$ 为时间虚拟变量，当 $t \geq 2012$ 年时，取值为1，否则=0， α_0 是常数项； α_1 是 DID_{it} 的估计系数，即湖长制政策的处理效应； α_2 是控制变量的估计系数； X_{ipt} 为一组控制变量； μ_i 为个体层面的固定效应； γ_p 为地区固定效应，以控制武汉各辖区不随时间变化的特征（如气候、地理特征等）； θ_t 为时间固定效应，以控制各辖区共有时间因素（如环境政策或财政政策）； ε_{ipt} 为随机扰动项。

2.2.2 中介机制模型

前文理论分析指出环境治理投资和工业废水排在湖长制与水环境治理效果之间可能发挥着中介作用。为检验上述中介机制是否存在，本文参考温忠麟等^[25]介绍的中介效应检验方法，设定如下中介机制检验模型：

湖长制对水环境治理效果的分析模型

$$Y_{ipt} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 X_{ipt} + \mu_i + \gamma_p + \theta_t + \varepsilon_{ipt} \quad (2)$$

湖长制对中介变量的回归模型

$$M_{ipt} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 X_{ipt} + \mu_i + \gamma_p + \theta_t + \varepsilon_{ipt} \quad (3)$$

湖长制和中介变量同时纳入模型对水环境治理效果的回归分析

$$Y_{ipt} = \varphi_0 + \varphi_1 DID_{it} + \varphi_2 M_{ipt} + \varphi_3 X_{ipt} + \mu_i + \gamma_p + \theta_t + \varepsilon_{ipt} \quad (4)$$

式中： α_0 是常数项； α_1 表示湖长制对水环境治理效果影响的总效应； α_2 是控制变量的估计系数； Y_{ipt} 表示水环境治理效果。式中： M_{ipt} 为中介变量； β_0 是常数项； β_1 表示湖长制对中介变量的影响效应。式中 φ_0 是常数项； φ_1 衡量的是湖长制对水环境治理效果的直接效应； φ_2 表示中介变量对水环境治理效果的回归系数； φ_3 是控制变量的估计系数； X_{ipt} 为一组控制变量； μ_i 为个体层面的固定效应； γ_p 为地区固定效应； θ_t 为时间固定效应； ε_{ipt} 为随机扰动项。

上述中介效应模型的检验流程为：第一步检验式(2)中的系数 α_1 。第二步检验式(3)中的系数 β_1 。如果回归中系数 α_1 显著，

且系数 β_1 和 ϕ_2 也显著, 则中介效应显著。第三步检验式(4)中的系数 ϕ_1 是否显著, 若显著则模型存在部分中介, 反之则为完全中介。将式(3)代入式(4)中就可以得到中介变量 M_{ipt} 的间接效应(中介效应)为 $\beta_1 \phi_2$, 即湖长制通过中介变量影响水环境治理效果的程度。

2.2.3 被解释变量

本文的被解释变量为监测点水污染状况。借鉴沈坤荣等^[7]相关研究, 使用综合水质等级和污染物超标总值进行衡量。依据《地表水环境质量标准》(GB-3838-2002), 综合水质分为 I 类、II 类、III 类、IV 类、V 类和劣 V 类 6 个等级, 本文依次赋值 1—6, 等级越高表示水污染越严重。污染物超标总值为所在湖泊中各类污染物超标值的总和(包括高锰酸盐指数、氨氮、总磷、生化需氧量、化学需氧量和石油类), 数值越高表示湖泊水污染越严重。值得注意的是, 武汉市生态环境局从 2010 年才开始公布污染物超标总值数据, 因此对该核心被解释变量的分析区间为 2010~2017 年。

2.2.4 解释变量

本文的解释变量为武汉市辖区内的湖泊是否推行了湖长制, 使用 DID_{it} ($DID_{it} = treat_i \times time_t$) 进行表示, 其中 $treat_i$ 和 $time_t$ 分别是政策组别虚拟变量和时间虚拟变量, 若湖泊 i 在 2012 年被设立为湖长制试点, 则 $treat_i = 1$, 否则 $= 0$, $time_t$ 为时间虚拟变量, 当 $t \geq 2012$ 年时, 取值为 1, 否则 $= 0$ 。2012 年武汉市人民政府和水务局决定推行湖长制试点, 并公布了试点湖泊名单, 本文依据该名单设定处理组和控制组。处理组包括南湖、汤逊湖、严西湖、青菱湖、竹子湖等共 40 个, 控制组包括涨渡湖、木兰湖、斧头湖、梁子湖等共 139 个。由于武汉市生态环境局所调查的湖泊数目每年略有变化。因此处理组和控制组的湖泊数目在各年份略有不同, 本文使用数据为非平衡面板数据。

2.2.5 控制变量

影响湖泊水污染的因素十分复杂, 为缓解遗漏变量偏误, 依据相关研究^[7], 选取一系列控制变量。包括使用人均 GDP 来控制区域经济发展对湖泊水污染的影响, 同时在回归模型中加入人均 GDP 的平方项, 检验经典的 EKC 假说是否存在; 人口密度采用各辖区总人口与各辖区面积比值来衡量; 城镇化水平使用非农人口占总人口的比值衡量; 工业企业数使用分区规模以上工业企业单位数来衡量; 工业总产值使用分区规模以上工业企业总产值来衡量; 湖泊是否跨区通过湖泊是否属于两个及以上辖区共管来衡量, 若属于两个及以上行政区共管则取值为 1, 否则为 0, 湖泊管理涉及行政区越多, 用于协调辖区环境治理的沟通和监管成本越高, 湖泊水污染治理难度越大。

2.2.6 中介变量

本文中介变量为环境治理投资和工业废水排放。参考已有相关研究^[26], 我们使用辖区污水处理投资额和辖区工业废水排放量作为环境治理投资和工业废水排放的衡量指标。本文具体相关变量定义与描述性统计入表 1 所示。

表 1 相关变量定义与描述性统计

变量	定义及单位	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
综合水质	定序变量 1~6, 数值越高代表水污染越严重	951	3.587	1.099	1	6
污染物超标总值	mg/L	574	1.642	6.34	0	83.2

解释变量						
是否推行湖长制	辖区内湖泊是否推行了湖长制，是=1，否则=0	951	0.225	0.417	0	1
控制变量						
人均 GDP	元，取对数	951	11.058	0.664	9.311	12.361
人口密度	人/km ² ，取对数	951	7.360	1.437	5.703	10.157
城镇化水平	%	951	58.122	32.404	17.70	100
工业企业数	个	951	179.86	105.605	18	504
工业总产值	亿元，取对数	951	5.787	1.118	3.336	7.989
湖泊是否跨区	是=1，否=0	951	0.055	0.22	0	1
中介变量						
工业废水排放	万吨，取对数	951	9.757	0.253	9.386	10.056
环境治理投资	万元，取对数	951	11.396	1.057	9.648	12.787

3 实证结果与分析

3.1 平行趋势假设检验

使用双重差分的前提是处理组和控制组在接受处理之前满足平行趋势假设。为了验证本文使用 DID 模型的适当性，本文对实验组和控制组的水污染状况进行了平行趋势检验，图 1 和图 2 分别给出了试点湖泊和非试点湖泊综合水质和污染物超标总值的趋势变化，图中纵坐标分别为综合水质和污染物超标总值的年均值。图 1 综合水质为无量纲下的综合水质等级，等级越高表示水污染越严重。可以看出，在 2012 年湖长制政策实施之前，试点湖泊和非试点湖泊的综合水质和污染物超标值保持了基本相同的变化趋势。而在政策实施之后，试点湖泊和非试点湖泊的综合水质和污染物超标总值发生明显变化。因此本文使用 DID 模型符合平行趋势假定。图 1 中 2016 年非试点湖泊综合水质值高于试点湖泊，原因是 2016 年武汉市公布的湖泊数目为 166 个，其余年份仅为 89 个，且增加的湖泊大多为非试点湖泊，这些非试点湖泊综合水质状况较差，因此呈现出了 2016 年综合水质值呈现明显跳跃的情形。

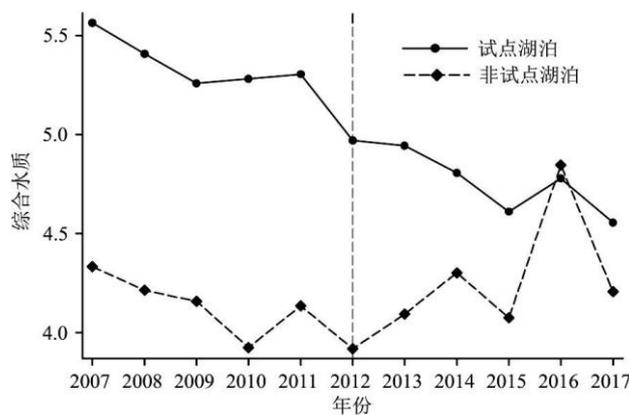


图 1 综合水质趋势变化

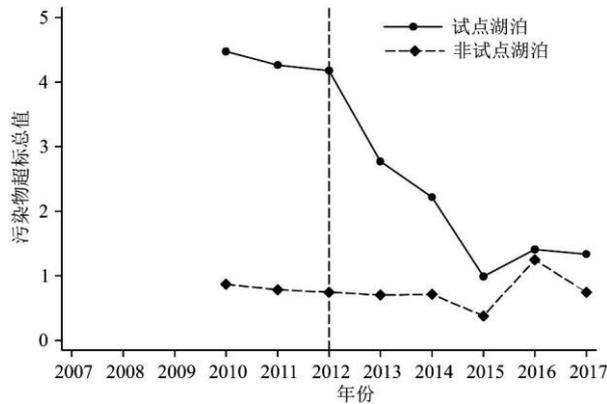


图 2 污染物超标总值趋势变化

3.2 基准回归结果

本部分估计湖长制对水环境治理的综合效应，以检验假说 1。回归结果见表 2，模型 1 至模型 3 为使用有序 Probit 模型下湖长制对综合水质影响的回归结果，模型 1 未控制地区固定效应和时间固定效应，仅加入控制变量和个体层面固定效应的估计结果，结果显示湖长制对综合水质影响的回归系数显著为负，回归系数为-1.066，表明湖长制能够显著改善综合水质。该模型没有控制地区固定效应，可能得到的结果不够准确，因此模型 2 进一步加入了地区固定效应，结果表明湖长制对综合水质的影响依然显著为负，且回归系数为-1.217，相较于模型 1 而言其水环境治理效应有一定提升。为的估计的严谨性，模型 3 进一步加入了时间固定效应，实证结果与模型 1 和模型 2 基本保持一致，表明湖长制的实施显著改善了试点湖泊的综合水质。模型 4 至模型 6 给出了使用 OLS 模型下湖长制对污染物超标总值影响的回归结果，模型 4 仅加入了湖长制与控制变量对污染物超标总值影响的回归结果，结果显示湖长制对污染物超标总值的回归系数显著为负，回归系数为-1.112。这表明湖长制能够显著降低污染物超标总值。模型 5 进一步加入地区固定效应后，湖长制的污染治理效应依然显著为负，回归系数为-1.335，表明湖长制的水环境治理效应得到了提升。模型 6 在进一步加入时间固定效应后，湖长制仍然对污染物超标总值产生了显著的负向影响，且回归系数为-1.591，较模型 4 和模型 5 有所提高。整体而言，上述分析结果表明，湖长制的实施显著改善了水环境治理效果。至此，假说 1 得以验证。

表 2 基准回归结果

	综合水质			污染物超标总值		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
是否推行湖长制	-1.066***	-1.217***	-1.010**	-1.112**	-1.335**	-1.591*
	(0.198)	(.210)	(0.288)	(0.622)	(0.659)	(0.932)
人均 GDP	13.034***	16.127***	25.763***	29.821*	33.100**	30.090
	(2.635)	(2.919)	(3.892)	(15.421)	(16.352)	(20.431)
人均 GDP ²	-0.611***	-0.764***	-1.153***	-1.407**	-1.571**	-1.397

	(0.122)	(0.137)	(0.174)	(0.690)	(0.731)	(0.895)
人口密度	0.026	1.060**	1.709***	0.318	1.997	3.043
	(0.220)	(0.465)	(0.555)	(0.902)	(1.624)	(1.974)
城镇化水平	0.897*	1.349***	2.324***	0.997	1.613	3.451
	(0.512)	(0.549)	(0.722)	(1.742)	(1.818)	(2.373)
工业企业数	0.001	0.002	0.001	0.002	0.001	0.002
	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.003)
工业总产值	-0.116	-0.110	-0.104	-0.085	-0.132	-0.053
	(0.087)	(0.089)	(0.097)	(0.296)	(0.302)	(0.362)
湖泊是否跨区	-0.613	-0.863	-1.253	0.473	-0.518	-0.692
	(0.503)	(0.839)	(0.856)	(2.155)	(3.707)	(3.726)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	不控制	控制	控制	不控制	控制	控制
时间固定效应	不控制	不控制	控制	不控制	不控制	控制
观测值	951	951	951	574	574	574
R ²	0.564	0.569	0.589	0.736	0.738	0.741

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著，括号内报告的是聚类在湖泊层面的稳健标准误，下同。

3.3 稳健性检验

3.3.1 动态效应分析

前述初步分析指出，在湖长制实施之前试点湖泊和非试点湖泊的变动趋势基本一致。为进一步验证 DID 的平行趋势假定是否成立，本文借鉴了 Jacobson 等^[27]的研究框架，采用事件分析法(EventStudy)研究湖长制对水环境治理效果的影响是否具有动态效应。具体而言，将式(1)中湖长制的交乘项 DID 替换为表示湖长制推行前和推行后若干年的哑变量，被解释变量不变。方程形式设定如下：

$$Y_{ipt} = \beta_0 + \beta_1 D_{it}^{-5} + \beta_2 D_{it}^{-4} + \dots + \beta_0 D_{it}^0 + \dots + \beta_5 D_{it}^5 + \mu_i + \gamma_p + \theta_t + \varepsilon_{ipt} \quad (5)$$

式中： Y_{ipt} 表示第 p 辖区第 i 个湖泊水质污染状况； D^{-j} 表示湖长制推行前第 j 年的哑变量； D^j 表示湖长制推行后第 j 年的哑变量； D^0 是湖长制推行当年年份的哑变量； μ_i 为湖泊层面的固定效应； γ_p 为区域固定效应； θ_t 为时间固定效应； ε_{ipt} 为随机

扰动项。本文以政策实施前 1 年为基期，如果政策实施前处理组和控制组没有显著差异，则 D^j 的估计系数应该不显著。图 3 和图 4 显示，在实施湖长制推行之前，估计系数在 0 值附近均不显著，95%置信区间包含 0，表明政策实施前，处理组和控制组没有显著差异，满足平行趋势检验。此外，图 3 和图 4 结果还显示，湖长制对水环境治理效果的影响存在显著的动态效应和滞后效应，表明湖泊水污染治理是一项长期工程，且随着时间推移，水环境治理效果越为明显，因此推进湖长制制度形成常态化和系统化，是防治水污染的重要举措。

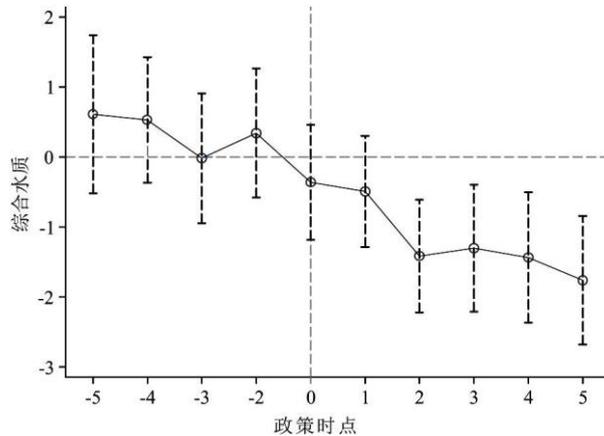


图 3 综合水质的平行趋势检验

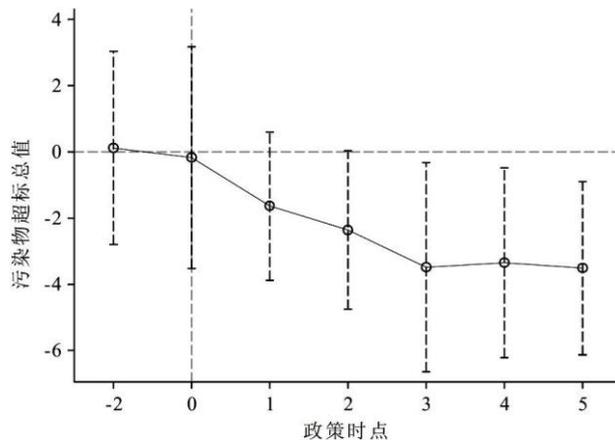


图 4 污染物超标总值的平行趋势检验

3.3.2 倾向得分基础上的倍差法(PSM-DID)

由于武汉市试点湖泊是由湖北省政府发布，因此一定程度上具有强制性，但某一湖泊是否作为试点，仍可能受到地方官员治污偏好或湖泊污染严重程度的影响，使得试点湖泊的选择并非随机，从而导致样本选择偏差。为此，本文进一步使用倾向得分基础上的倍差法(PSM-DID)对湖长制的政策效应进行检验，倾向得分匹配能够尽可能消除处理组和控制组的系统性差异，双重差分又能够进一步解决遗漏变量相关问题，因而在政策评估中得到了广泛使用。该方法的基本思路是首先利用前文中的控制变量预测每个辖区湖泊被开展试点的概率，再分别利用匹配的方法为试点湖泊(处理组)寻找对照组，使得处理组和控制组在湖长制政策实施前没有系统性差异，以减少湖长制政策实施中的自选择问题。我们首先进行了样本匹配前后的平衡性检验，结果表明处理组和控制组在匹配后并无显著差异¹。在此基础上，我们使用双重差分方法对基准模型进行重新回归。表 3 中模型 3 加入个体效

应、时间固定效应和地区固定效应后，湖长制的推行依然在 5%的显著性水平上降低了综合水质污染等级。与此相对应，在模型 6 中加入所有固定效应后，湖长制推行对污染物超标总值的污染产生了显著的负向影响，即湖长制降低了水中的污染浓度。总体而言，上述结果表明，湖长制对综合水质和污染物超标总值的影响依然显著为负，这进一步证明了前文基准回归结果是稳健的。

3.4 湖长制改善水环境治理效果的机制分析

前述证明湖长制会对水环境治理效果产生积极影响，本小节进一步探究湖长制对水环境治理效果产生积极影响的内在机制。理论分析指出，湖长制既可能通过提高环境治理投资，也可能是因为降低工业废水排放改善水环境治理效果。本文基于前述中介效应模型验证上述机制是否存在。具体分析过程采用 3 步法进行验证：(1) 将湖长制的交乘项与水环境治理效果进行回归，若系数显著为负，则表明湖长制对水环境治理效果具有显著影响。(2) 模型 2 和模型 3 则将湖长制的交乘项与中介变量进行回归，若系数显著，则说明湖长制对中介变量有显著影响。(3) 将湖长制的交乘项和中介变量同时纳入模型进行回归，若中介变量系数显著而湖长制的交乘项系数不显著，则表明模型存在完全中介作用，若中介变量系数显著且湖长制的交乘项系数也显著，则表明模型存在部分中介作用。

表 3 PSM-DID 估计结果

	综合水质			污染物超标总值		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
是否推行湖长制	-0.587**	-0.730***	-0.641**	-0.817**	-1.056**	-1.418*
	(0.237)	(0.247)	(0.571)	(0.851)	(0.868)	(2.053)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	不控制	控制	控制	不控制	控制	控制
时间固定效应	不控制	不控制	控制	不控制	不控制	控制
观测值	612	612	612	426	426	426
Pseudo_R ²	0.542	0.545	0.567			
R ²				0.735	0.737	0.741

表 4 中，模型 1 至模型 4 给出了湖长制影响综合水质的中介机制检验结果。第一步为湖长制的交乘项对水环境治理效果的回归分析，结果在前文表 2 中已经给出。第二步检验中，模型 1 和模型 2 的回归结果显示，湖长制的交乘项对环境治理投资的回归系数显著为正，对工业废水排放的回归系数显著为负，这表明湖长制能够显著提高环境治理投资和降低工业废水排放，该结论与前文理论预期相符。进一步验证湖长制是否通过环境治理投资和工业废水减排改善了综合水质，在第三步检验中，模型 3 将湖长制的交乘项与环境治理投资同时纳入模型，结果显示湖长制交乘项对综合水质的回归系数依然显著为负，且环境治理投资对综合水质的影响也显著为负，这说明环境治理投资在湖长制与综合水质之间起到了部分中介，经计算该中介效应大小约为 1.029；模型 4 将湖长制的交乘项与工业废水排放同时纳入模型，结果表明湖长制对综合水质的回归系数依然显著为负，而工业废水排放对综合水质污染的回归系数也显著，说明工业废水排放在湖长制与综合水质之间起到部分中介，中介效应大小约为 0.774。

表 4 机制分析回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	环境治理 投资	工业废水 排放	综合 水质	综合 水质	环境治理 投资	工业废水 排放	污染物超标 总值	污染物超标 总值
是否推行湖长制	0.795***	-0.154***	-0.910***	-1.011***	0.795***	-0.154***	-1.586*	-1.571*
	(0.162)	(0.019)	(0.288)	(0.289)	(0.162)	(0.019)	(0.930)	(0.932)
环境治理投资			-1.295***				-0.582**	
			(0.351)				(0.743)	
工业废水排放				5.029***				2.378**
				(1.363)				(3.037)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	951	951	951	951	951	951	574	574
Pseudo_R ²	0.574	0.798	0.589	0.590				
R ²					0.574	0.798	0.687	0.741

模型 5 至模型 8 为湖长制的交乘项对污染物超标总值影响的机制分析结果。第一步机制检验中，湖长制的交乘项与污染物超标总值的回归结果在前文表 2 中已经给出。在第二步检验中，模型 5 和模型 6 回归结果表明，湖长制能够显著提高水环境治理投资和降低工业废水排放。在第三步检验中，模型 7 将湖长制的交乘项与环境治理投资同时纳入中介模型中后，结果显示湖长制与环境治理投资对污染物超标总值的系数均显著为负，表明环境治理投资在湖长制与污染物超标总值间起到了部分中介作用，中介效应值大小约为 0.462；模型 8 将湖长制的交乘项与工业废水排放同时纳入模型，结果表明湖长制交乘项对污染物超标总值的回归系数显著为负，而工业废水排放对污染物超标总值的回归系数也显著。表明工业废水排在湖长制与水环境治理效果中同样起到部分中介作用，中介效应大小约为 0.366。整体而言，上述分析表明湖长制通过环境治理投资和工业污水减排改善水环境治理效果，环境治理投资和工业污水减排均起到了部分中介作用。至此，假设 2 和假设 3 得以验证。

3.5 异质性分析

3.5.1 行政区经济发展水平异质性

前文分析指出，湖长制能够显著改善水环境治理效果，但湖长制的实施还受城市区域经济发展水平的制约。一般而言，经济发展水平较高的行政区域，由于能为湖长制的实施和水环境治理提供更多的资金支持。高经济水平的辖区往往具有更高的工业

化和城镇化水平，因此政府对环境治理的重视程度更高。根据上述分析，本文使用人均 GDP 衡量辖区经济发展水平，基于该变量的中位数，将样本划分为高经济水平辖区和低经济水平辖区。表 5 结果显示，与低经济水平辖区相比，湖长制显著改善了高经济水平辖区的综合水质和污染物超标总值。这是因为在低经济发展水平辖区内，第一产业占有较大比重，工业化和城镇化还有待进一步发展，在迫切要求发展经济和区域经济双重约束下，往往对水环境治理的重视程度不够，湖长制的实施也可能因缺少必要的资金投入而效果不佳。

3.5.2 湖泊地理位置异质性

理论分析指出，湖长制能够积极落实属地责任并协调各流域部门形成统一的治水合力，实现水环境治理绩效。但当湖泊位于多个行政区域边界时，清晰界定好各辖区治污权责是困难的。有研究指出，跨行政区水环境治理由于涉及多个行政区域，每个区域都想让相邻区域做出治水的努力，而自己获得环境治理收益，由于治水的成本由单个辖区承担，治水收益由所有辖区共享，因此很容易导致集体行动困境。那么，在不同地理位置湖泊中，湖长制的水环境治理效应是否存在差异？基于此，本文将样本湖泊划分为跨行政区域和非跨行政区域两种类型，考察湖长制的水环境治理效果差异。表 5 结果显示，与跨行政区域湖泊相比，湖长制显著改善了非跨行政区域的综合水质。湖长制对两类湖泊的污染物超标总值的影响均为负但不显著。上述结果表明，湖长制虽然按照行政交界面划分并强化了党政领导干部的治水责任，但跨界湖泊的水环境治理需要各辖区共同配合，在制度激励设计中，必须采取有效的激励措施，实现各辖区之间开展协调联动的合作治理机制。

表 5 异质性分析回归结果

	综合水质				污染物超标总值			
	低经济水平	高经济水平	跨区湖泊	非跨区湖泊	低经济水平	高经济水平	跨区湖泊	非跨区湖泊
是否推行湖长制	-0.814	-2.349**	-0.049	-0.424***	-0.254	-1.858*	-1.742	-1.611
	(0.679)	(1.018)	(0.408)	(0.985)	(0.691)	(3.092)	(1.627)	(0.985)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	474	474	53	895	206	368	44	530
Pseudo_R ²	0.734	0.599	0.935	0.824				
R ²					0.954	0.711	0.921	0.740

4 结论与政策建议

湖泊是水资源的重要组成部分，具有不可替代的生态功能、资源功能和经济功能，深入探讨湖长制对水环境治理效果的影响及其机制，对推进水环境治理能力和治理体系现代化建设具有重要意义。文章使用 2007~2017 年武汉市环境状况公报和武汉统计年鉴数据，采用双重差分方法，评估了湖长制的水环境治理效应。主要得出以下结论：

(1) 与非试点湖泊相比，湖长制显著改善了试点湖泊的综合水质，降低了污染物超标总值。且湖长制对水环境治理的影响呈现出显著的动态效应和滞后效应，表明建立常态化的水环境治理制度是解决水环境治理的关键举措。

(2) 湖长制通过环境治理投资和工业污水减排改善水环境治理效果。湖长制通过建立属地管理责任，建立权责清晰的责任制度和激励措施，打破了部门间的条块分割，促进了多元化社会力量参与治水，提高了地方政府环境治理投资和工业废水减排的积极性，从而改善的水环境治理效果。

(3) 湖长制对水环境治理效果的影响存在显著差异。具体而言，与低经济水平辖区相比，湖长制显著改善了高经济水平辖区的水环境治理效果；与跨行政区域湖泊相比，湖长制显著改善了非跨行政区域湖泊的水环境治理效果。这说明湖长制实施中资金扶持要适当向欠发达地区倾斜，同时还要注重建立区域间的协调联动的合作治理机制。

基于上述研究结论，本文给出了如下政策建议：

(1) 完善湖长制行政问责和考核机制，推进湖长制向常态化和系统化方向转变。湖长制虽然明确了各级湖长的具体行政问责机制，但行政问责和考核能否被落实依然是湖长制推行的关键问题，因此要建立一套完善的行政问责机制，将湖长制湖泊治理的行政责任纳入法律法规，有效提升地方政府环境监管的执行力。同时本文结论中还发现，湖长制对跨行政区域湖泊的水环境治理效果还不明显，因此该制度的激励设计要考虑各部门和辖区之间的协调联动性，实行片区治理成果联动评价合作机制。除此之外，要进一步完善地方官员晋升考核标准，增加环境治理在地方官员晋升考核中的权重，纠正年轻官员为晋升而盲目追逐 GDP 指标，忽视环境保护的短视行为。

(2) 加强地方水环境治理投资力度，为湖长制实施提供必要基础。地方政府要依据本地环境治理实际情况，合理调整环保支出在财政预算中的比重，应重点支持污水处理、湖泊生态修复、应急清污等项目的资金投入。积极引导社会资本参与湖泊水环境治理中。如通过项目收益权、特许经营权、排污权等质押融资担保，提高社会资本投资积极性。此外，基于不同区域经济发展水平的实际差异，中央政府和地方政府要加强对欠发达地区的环保资金倾斜力度。如对欠发达地区可以采取专项生态转移支付的形式，并将湖长制的实施效果与地方财政获得“以奖代补”资金挂钩，提高水环境治理资金的使用效率。

(3) 积极引导社会力量参与水环境治理。水环境治理作为巨大的生态系统工程，不能仅依靠政府的力量加以解决，还需要调动公民、企业、媒体以及民间环保组织等社会力量参与水环境治理。提高公民的环境保护意识和环境治理参与能力，丰富多元化的治水形式。如政府可以运用灵活的市场调控手段，合理确定最优污染水平排污收费标准，由地方政府和企业进行协商，给予主动承担水污染减排和降污技术研发的企业税收优惠和资金扶持，降低企业治污和技术研发成本，促进企业节能减排走集约化上产之路，从而形成“政府监管、市场驱动、企业施治”的水环境治理新机制。

参考文献：

[1]MILLIMET D L.Assessing the empirical impact of environmental federalism[J].Journal of Regional Science, 2010, 43(4):711-733.

[2]GRIFFITHS M.The handbook of EU water framework directive[M].Beijing:China Water power Press,2008:198-201.

[3]BERNAUER T,KUHN P M.Is there an environmental version of the Kantian peace?Insights from water pollution in Europe[J].European Journal of International Relations, 2010, 16(1):77-102.

[4]KAHN M E, LI P, ZHAO D. Water pollution progress at borders:The Role of changes in China's political promotion

incentives[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2015, 7(4):223-242.

[5] DAI L. A new perspective on water governance in China: Captain of the River[J]. *Water International*, 2015, 40(1):87-99.

[6] 王书明, 蔡萌萌. 基于新制度经济学视角的“河长制”评析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2011, 21(9):8-13.

[7] 沈坤荣, 金刚. 中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究[J]. *中国社会科学*, 2018(5):92-115.

[8] BOWMAN C W, DESHAZO J R. The environmental consequences of decentralizing the decision to decentralize[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2007, 53(1):32-53.

[9] ZHANG W, LI G. Environmental decentralization, environmental protection investment, and green technology innovation[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2020, 24(12):1-16.

[10] SIGMAN H. Decentralization and Environmental Quality: An international analysis of water pollution levels and variation[J]. *Land Economics*, 2014, 90(1):114-130.

[11] MOLLY L, MUSHFIQ M A. Decentralization and pollution spillovers: Evidence from the redrawing of county borders in Brazil[J]. *The Review of Economic Studies*, 2016(1):1-10.

[12] SIGMAN H. Transboundary spillovers and decentralization of environmental policies[J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 2004, 50(1):82-101.

[13] KONISKY D M, WOODS N D. Environmental policy, federalism, and the Obama presidency[J]. *Publius the Journal of Federalism*, 2016, 46(3):366-391.

[14] BRANNSTROM C. Decentralising water resource management in Brazil[J]. *The European Journal of Development Research*, 2004, 16(1):214-233.

[15] 李轶. 湖长制的缘起、推行及其与河长制的异同[J]. *环境保护*, 2018, 46(8):7-10.

[16] 田鸣, 张阳, 汪群, 等. 河(湖)长制推进水生态文明建设的战略路径研究[J]. *中国环境管理*, 2019, 11(6):32-37.

[17] 朱德米. 中国水环境治理机制创新探索——河湖长制研究[J]. *南京社会科学*, 2020(1):79-86.

[18] 沈满洪. 河长制的制度经济学分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(1):134-139.

[19] ONGLEY E D, WANG X J. Transjurisdictional water pollution management in China: The legal and institutional framework[J]. *Water International*, 2004, 29:270-281.

[20] LIU H, CHEN Y D, LIU T. The Riverchief system and river pollution control in China: A case study of foshan[J]. *Water*, 2019, 11(8):2-14.

[21]XUE B, MITCHELL B, MGENG Y. A review on China's pollutant emissions reduction assessment[J]. Ecological Indicators, 2014, 38:272-278.

[22]宋德勇, 张麒. 环境分权与经济竞争背景下河流跨界污染的县域证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(8):68-78.

[23]李强. 河长制视域下环境分权的减排效应研究[J]. 产业经济研究, 2018(3):53-63.

[24]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[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(8):107-115.

[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]SHE Y. Is China's River Chief Policy effective? Evidence from a quasinalatural experiment in the Yangtze River Economic Belt, China[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 220(20):919-930.

[27]JACOBSON L S, SULLIVAN L L G. Earnings losses of displaced workerd[J]. American Economic Review, 1993, 83(4):685-709.

注释:

1 篇幅所限, 平衡性检验结果请详见附件.