

湖长制对水质提升的政策效应研究

刘远航¹,杜晓荣^{1,2}

(1. 河海大学商学院,江苏 南京 211100; 2. 江苏省“世界水谷”与生态文明协同创作中心,江苏 南京 211100)

摘要:基于 2013 年 11 月至 2021 年 6 月全国地表水水质月报中的重点湖库水质监测数据,利用断点回归法实证研究湖长制对水质提升的政策效应,为湖长制的价值判断提供了一个新的视角。实证结果表明,湖长制推行后全国重点湖库的总体水质重度污染率下降了 2%,而总氮单独评价水质优良率下降了 8.8%,富营养化率上升了 5%,湖长制的推行提升了全国重点湖库的水质综合状况,但对总氮单独评价时的水质状况及营养状态却没有产生提升效果。根据以上研究结果提出了相应的湖长制对水质提升的政策建议。

关键词:湖长制;水质提升;政策效应;断点回归

中图分类号:X524

文献标志码:A

文章编号:1003-9511(2022)01-0029-05

湖泊是人类赖以生存的重要场所,具有调节河川径流、发展灌溉、提供工业和饮用的水源、繁衍水生生物、沟通航运,改善区域生态环境以及开发矿产等多种功能,在国民经济发展中发挥着重要作用。然而,在气候变化和长期无序开发湖泊资源活动的双重影响下,由于忽视对湖泊的有效保护与管理,我国湖泊面积萎缩、水域空间减少、水质恶化、生物栖息地破坏等问题突出,湖泊功能严重退化。

为了解决湖泊环境问题,进一步加强湖泊环境管理保护工作,中共中央办公厅、国务院办公厅于 2018 年 1 月 4 日印发了《关于在湖泊实施湖长制的指导意见》(以下简称《意见》)的通知。实施湖长制是贯彻党的十九大精神、加强生态文明建设的具体举措,是加强湖泊管理保护、改善湖泊生态环境、维护湖泊健康生命、实现湖泊功能永续利用的重要制度保障。

自 2018 年《意见》下发以来,全国各地区和各部门根据中央要求逐步落实湖长制,目前各省、市、县、乡 4 级湖长基本已经全部设立完毕。湖长制通过细化责任、强化监管体系等方式,提高了环境质量考核在地方政府绩效考核中的分量,一方面,地方政府官员基于考核和晋升压力,自然会提高湖泊环境治理支出,但另一方面,湖长责任难以厘清、跨界湖泊的湖长间缺乏上下联动及协调配合机制等问题依

然存在,湖长制是否真正发挥了水质提升的政策效应呢?

与前人以河流为对象,侧重点在水环境管理绩效^[1-2]、河长制考核机制^[3-4]、河流健康评价^[5-6]、河湖生态流量管理^[7-8]等研究有所不同,湖泊存在问题的特异性使得其管理保护需要因地制宜、因湖施策,因此湖长制政策效应研究不能照搬以往河长制的相关成果。基于此,本文选取 2013 年 11 月至 2021 年 6 月的全国地表水水质月报中主要湖库数据,采用断点回归法探究湖长制对水质提升的政策效应,由此对湖长制这一政策做出价值判断并针对存在问题提出相关建议,这样不仅能够丰富湖长制的相关理论研究成果,对于进一步落实、完善湖长制也具有重要的现实意义。

1 文献综述

作为河长制的延伸,湖长制同样具有浓厚的中国特色,现有学术成果中对于湖长制的价值判断主要是围绕制度优势、管理成效评价、现存问题这 3 个方面展开定性研究,对于湖长制政策效应的定量研究成果非常少。

湖长制是因水环境问题而生的湖泊保护制度,自诞生之初就显示出强大的生机与活力,显现出一定的制度优势。关于湖长制的本质,一些学者认为

基金项目:国家社会科学基金(19BJY029)

作者简介:刘远航(1998—),女,硕士研究生,主要从事财务管理、技术经济与管理研究。E-mail: lyh981105@163.com

作为一种水环境责任承包制^[9],湖长制可以将管理责任充分落实到单一主体上,通过责任终身制消除“多龙治水”的弊端;另一些学者则认为湖长制是环境集权的体现,它加强了中央对地方政府的湖泊水环境质量考核,加大了地方官员绩效考核中水环境治理的分量,强化了湖泊水环境监管体系,其本质是“对现有湖泊管理制度的统筹,对现有湖泊管理权威的加强及对湖泊管理职责的监管”^[10]。

湖长制推广后,学者们围绕湖长制成效以及评价展开研究。在管理成效方面,湖北、西藏作为湖泊大省,部分县市针对当地的实际情况因地制宜地开展了湖长制工作^[11],水利部鄂竟平^[12]指出,湖长制推行后,很多湖泊实现了从“没人管”到“有人管”、从“管不住”到“管得好”的转变,湖泊生态环境得到明显改善。在成效评价方面,学者们首先从江西省、江苏省开展了局部地区湖长制成效评价^[13],王冠军等^[14]提出要构建水安全、水资源、水环境、水生态、水管理、水文化“六位一体”湖长制成效评价指标体系进行湖长制成效评价。

在对湖长制的价值判断中,学者们也发现了现存缺陷。其一,湖长制存在着多级委托代理关系,存在“逆向选择”和“道德风险”。湖长制主要涉及中央政府、地方政府和排污企业3个主要主体,形成地方政府—排污企业以及中央政府—地方政府这两级委托代理关系,在两级委托代理关系中,地方政府成为了“双重利益代表”^[15],容易引发角色错位、利益越界等诸多问题。地方官员大多任期短,离任难追责,在财政约束和政治激励的制度背景下,为了提高当地财政收入以及个人职务的晋升,地方官员往往更多关注当地经济发展,以牺牲环境为代价发展经济,而对河湖治理重视不够。其二,湖长制经济、社会绩效都存在双重性^[16]。经济绩效方面,湖长制通过生态建设和环境保护倒逼经济结构调整和发展方式转型,但湖长制的集中式出台造成了治水工程需求的强劲与治水力量和技术供给的相对不足,治水市场供需失衡,由此抬高了地方政府治水成本,导致地方政府负债率的大幅度上升;社会绩效方面,湖长制在强化政府管制手段的同时弱化了或忽视了湖泊治理的社会主体和社会机制的作用,降低了市场和公众的参与度。

综上所述,现有的定性研究从不同维度对湖长制这一政策进行了深度剖析,肯定了湖长制带来的成效,同时也指出了存在的问题,但关于湖长制的定量研究成果非常少。基于此,本文应用断点回归方法,实证分析全国实施湖长制对于水质提升的政策效应,为湖长制研究提供新的视角,以期丰富湖长制

的相关研究成果,促进湖长制的进一步完善,更好地发挥其保护我国湖泊水资源的政策效应。

2 实证检验及分析

2.1 研究方法

断点回归方法(regression discontinuity design, RDD)是近年来研究政策效应的强有力工具,能够缓解参数估计的内生性问题,可以在没有随机性的情况下识别出某项政策的效果。断点回归的主要原理是:存在一个临界值,若研究的变量大于这个临界值时,接受处置效应;小于临界值时,不接受处置效应,可以视作是对照组^[17]。断点回归通常大致可以分为两类。第一类临界点是模糊的(fussy RD),即在临界值附近,接受处置的概率是单调变化的;第二类临界点是清晰的(sharp RD),即在临界值一侧的所有观测点都接受了处置,反之,在临界点另一侧的所有观测点都没有接受处置。此时,接受处置的概率从临界值一侧的0跳转到另一侧的1。2018年以前我国未推行湖长制,2018年以后全面推行湖长制,2018年就是一个清晰断点(sharp RD)。所以本文运用断点回归模型,设置2018年为一个清晰断点,实证检验湖长制对水质提升的政策效应。

2.2 样本和数据来源

以2013年11月至2021年6月中地表水水质月报中每月监测的全国重点湖库为研究样本,借助国家生态环境部每月公布的全国地表水水质月报数据,整理得到2013年11月至2021年6月的国家重要湖库各个监测站点的月度数据(其中2016年11月至2017年12月的月报未公布),获得共78个月度观测值。

2.3 研究模型与变量定义

2.3.1 模型设计

借鉴徐晔等^[18]整理的局部实验效应估计方法,构建以下模型:

$$Y_{i,t} = \chi T_i + \sum_{k=1}^3 \delta X_{k,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中: $Y_{i,t}$ 为被解释变量,即第*i*个被解释变量在第*t*年的取值; t 为年份; T_i 为解释变量,如果未受到政策的影响取 $T_i = 0$,受到政策的影响则取 $T_i = 1$; χ 为政策系数; k 为控制变量数; $X_{k,t}$ 为控制变量,即第*k*个控制变量在第*t*年的取值; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

2.3.2 变量定义

本文选取的3个被解释变量,分别为湖库总体水质重度污染率*P*、湖库总氮单独评价水质优良率*N*、富营养化率*E*。解释变量为湖长制推广时间,符号为*T*。3个控制变量为化学原料和化学制品制造

业增加值累计增长率 C 、水的生产和供应业增加值累计增长率 W 、GDP 累计增长率 G 。

2.3.2.1 被解释变量

国家生态环境部披露的地表水环境月报中将重点湖库的监测分成总体水质的监测、总氮单独评价时水质的监测和富营养化率监测,突出了湖泊治理的重点,因此本文将湖库总体水质重度污染率、湖库总氮单独评价水质优良率及富营养化率作为评价湖长制政策效应的被解释变量。其中,水质分为 6 类:Ⅰ类、Ⅱ类、Ⅲ类、Ⅳ类、Ⅴ类以及劣Ⅴ类,湖库总体水质重度污染率是指整体湖库水质处于劣Ⅴ类水质的湖库比率;湖库总氮单独评价水质优良率是指总氮单独评价时水质处于Ⅲ类及以上水质的湖库比率;营养化状态也分为 6 类:贫营养、中营养、富营养、轻度富营养、中度富营养和重度富营养,富营养化率是指营养状态处于轻度富营养、中度富营养和重度富营养的湖库比率。

2.3.2.2 解释变量

本文将湖长制的推行时间 2018 年作为虚拟变量,具体表示为

$$T_i = \begin{cases} 0 & t < 2018 \\ 1 & t \geq 2018 \end{cases} \quad (2)$$

2.3.2.3 控制变量

本文主要研究的是湖长制对水资源保护的政策效应,除湖长制的影响外,还需要对其他可能影响水资源的因素加以控制。2016 年,我国已成为世界第一大化学品生产国,化工行业废水年排放量达 40 亿 t,占工业行业年排放总量的 10%,并且这些化工企业大多沿水而建,化工企业排放的剧毒污染物对城市供水安全也会产生严重威胁,化工行业已成湖泊污染重灾区。因此,本文将化学原料和化学制

品制造业增加值累计增长率纳入控制变量。同时,参考肖建忠等^[19]选取的控制变量,水的生产和供应业也与湖库水资源息息相关,将水的生产和供应业增加值累计增长率纳入控制变量。另外,根据相关研究^[20-21],GDP 增长率也是水环境治理政策效应的重要影响因素。综上,本文选取了化学原料和化学制品制造业增加值累计增长率、水的生产和供应业增加值累计增长率及 GDP 增长率作为控制变量,数据均来源于国家统计局。

2.4 描述性统计

对模型中的变量进行了描述性统计分析,变量描述性统计结果如表 1 所示。

衡量总体水质的变量湖库总体水质重度污染率 P 政策前均值为 0.0864,政策后均值为 0.0643,推行湖长制后均值有了一定程度的下降,说明湖长制对总体水质提升起到了一定的政策效应;而湖库总氮单独评价水质优良率 N 政策前均值为 0.6230,政策后均值为 0.5340,最小值为 0.3850,最大值为 0.7050,政策后均值有了一定程度下降,且最大值与最小值之间的极差较大,说明总氮单独评价时水质的波动较大;富营养化率 E 政策前均值为 0.2110,政策后均值为 0.2590,政策后均值的升高说明了营养化状态愈发严重,湖长制的推行反而对这两个变量产生了消极影响。描述性统计的结果显示了变量分布的大致规律,下面将结合回归分析得出更加科学完整的结论。

2.5 相关性分析

对模型中各变量之间的相关性进行 Pearson 检验,得到 Pearson 相关系数矩阵。相关性分析结果如表 2 所示。

相关系数矩阵包含两个部分,左下角为 Pearson

表 1 变量描述性统计结果

变量	样本量	全样本均值	政策前均值	政策后均值	标准差	最小值	最大值
P	78	0.0745	0.0864	0.0643	0.0222	0.0326	0.1310
N	78	0.5750	0.6230	0.5340	0.0732	0.3850	0.7050
E	78	0.2370	0.2110	0.2590	0.0518	0.1180	0.3680
C	78	0.0105	0.0080	0.0126	0.0209	0.0000	0.1190
W	78	0.0156	0.00607	0.0238	0.0394	-0.0042	0.2030
G	78	0.0306	0.0256	0.0348	0.1210	-0.2570	0.2100

表 2 Pearson 相关系数矩阵

变量	T	P	N	E	C	W	G
T	1						
P	-0.500 ***	1					
N	-0.611 ***	0.522 ***	1				
E	0.467 ***	0.156	0.102	1			
C	0.111	-0.178	-0.075	-0.102	1		
W	0.226 **	-0.336 ***	-0.201 *	-0.079	0.785 ***	1	
G	0.0380	0.279 **	0.201 *	0.318 ***	0.113	-0.047	1

注:表中数据为变量之间的相关系数,***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

相关系数, 左上角为非参数的 Spearman 相关系数, 两者共同组成了相关系数矩阵。在经济学研究的共识中, 显著性水平至少要达到 5% 表示存在显著的相关关系。从各变量的相关系数矩阵来看, 绝大部分变量两两之间的相关系数显著。虚拟变量 T 与湖库总体水质重度污染率 P 显著负相关, 与湖库总氮单独评价水质优良率 N 显著负相关, 与富营养化率 E 显著正相关, 与描述性统计结果一致。 C 与 P 、 N 、 E 呈负相关关系, 相关系数分别为 -0.178 、 -0.075 、 -0.102 ; W 与 P 呈显著负相关关系, 相关系数为 -0.336 , 在 1% 的水平下显著, 与 N 呈显著负相关关系, 相关系数为 -0.201 , 在 10% 的水平下显著; G 与 P 、 N 、 E 均存在显著的正相关, 相关系数分别为 0.279 、 0.201 、 0.318 , 分别在 5%、10%、1% 的水平下显著。在构建模型时, 控制变量选择是否合适将直接影响分析结果的准确性, 通过 Pearson 相关系数矩阵可知, C 、 W 、 G 这 3 个变量与被解释变量 P 、 N 、 E 之间有着显著的相关性, 因此, 在构建回归模型当中, 将 C 、 W 、 G 设置为控制变量具有一定的合理性。

2.6 全样本断点回归结果分析

运用 stata16.0 软件对数据进行处理, 结果如表 3 所示。

在表 3 中, 每一列代表一个模型回归的结果。其中, Model_1a 即模型(1)代表不纳入控制变量的模型, Model_1b 即模型(2)代表纳入控制变量的模型, 模型(3)、(4)、(5)、(6)同理。模型(1)、(3)、(5)表示未纳入控制变量的回归结果, 模型(2)、(4)、(6)表示纳入控制变量之后的回归结果, T 表示断点, T 对应的系数为政策系数, 也是本文的核心系数。可以发现纳入控制变量后的模型计算出的拟

合度 R 值均大于未加入控制变量后的模型计算出来的 R 值, 说明纳入控制变量后的结果更加准确, 本文将着重分析纳入控制变量后的模型的计算结果。

模型(2)的结果显示, P 与 T 之间存在负相关关系, 并在 1% 的水平下显著, 说明实施湖长制之后, 湖库总体水质重度污染率整体呈下降趋势, 下降了 2%; 模型(4)的结果显示, N 与 T 也存在负相关关系, 并在 1% 的水平下显著, 湖库总氮单独评价水质优良率在湖长制实施后比实施前反而平均降低了 8.8%; 模型(6)的结果显示, E 与 T 存在正相关关系, 并在 1% 的水平下显著, 富营养化率在湖长制实施后比实施前反而平均升高了 5%。

为了证明以上结论的合理性, 本文将进行安慰剂检验。

3 安慰剂检验

安慰剂检验 (placebo test) 核心思想就是虚构处理组或者虚构政策时间进行估计, 如果不同虚构方式下的估计量的回归结果依然显著, 那么就说明被解释变量的变动很有可能是受到了其他政策变革或者随机性因素的影响。为了进一步验证以上结论的可信度, 本文的安慰剂检验选取除政策断点年份 (2018 年) 以外的某年份 (选 2015 年和 2020 年) 作为一个虚构的断点时间, 再进行检验。2015 年的结果如表 4 所示, 断点 T_1 与被解释变量 P 、 N 、 E 之间的相关系数显著性分别降低至 10%、5%、10%; 2020 年的结果如表 5 所示, 断点 T_2 与被解释变量 N 之间的相关系数显著性降低至 5%, 与 E 之间的相关系数不显著, 不能支持结论, 而原模型则全部在 1% 的水平下显著, 因此说明原模型在 2018 年是一个清晰的断

表 3 全样本断点回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
	Model_1a P	Model_1b P	Model_2a N	Model_2b N	Model_3a E	Model_3b E
T	-0.022 *** (- 5.03)	-0.020 *** (- 4.82)	-0.089 *** (- 6.72)	-0.088 *** (- 6.59)	0.048 *** (4.61)	0.050 *** (4.95)
C		0.035 (0.22)		0.084 (0.16)		-0.350 (- 0.89)
W		-0.138 (- 1.56)		-0.134 (- 0.48)		-0.083 (- 0.39)
G		0.052 *** (2.96)		0.132 ** (2.38)		0.133 *** (3.19)
常数项	0.086 *** (26.73)	0.086 *** (27.32)	0.623 *** (64.05)	0.620 *** (62.23)	0.211 *** (27.44)	0.211 *** (27.99)
观测值	78	78	78	78	78	78
R	0.250	0.384	0.373	0.426	0.218	0.346

注: 表中数据为解释变量的回归系数, 括号内的数值为 White(1980) 稳健性标准误调整后的 T 值, ***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。下同。

点,也一定程度上说明了模型的稳健性和可靠性。

表 4 2015 年全样本断点回归结果

变量	<i>P</i>	<i>N</i>	<i>E</i>
<i>T</i> ₁	-0.012 * (-1.97)	-0.069 ** (-3.47)	0.036 * (2.57)
<i>C</i>	0.107 (0.59)	0.351 (0.58)	-0.508 (-1.17)
<i>W</i>	-0.215 ** (-2.23)	-0.433 (-1.35)	0.092 (0.40)
<i>G</i>	0.045 ** (2.32)	0.103 (1.60)	0.149 *** (3.24)
常数项	0.085 *** (15.45)	0.632 *** (34.53)	0.206 *** (15.78)
观测值	78	78	78
<i>R</i>	0.229	0.214	0.199

表 5 2020 年全样本断点回归结果

变量	<i>P</i>	<i>N</i>	<i>E</i>
<i>T</i> ₂	-0.025 *** (-4.64)	-0.037 * (-1.74)	0.018 (1.20)
<i>C</i>	0.199 (1.21)	0.611 (0.95)	-0.640 (-1.43)
<i>W</i>	-0.152 * (-1.71)	-0.446 (-1.29)	0.104 (0.43)
<i>G</i>	0.040 ** (2.30)	0.096 (1.40)	0.153 *** (3.20)
常数项	0.079 *** (32.02)	0.581 *** (60.20)	0.233 *** (34.57)
观测值	78	78	78
<i>R</i>	0.373	0.121	0.143

4 结论及建议

4.1 结论

实证检验了湖长制与水质提升之间的关系,得出以下结论:湖长制推行后全国重点湖库的总体水质重度污染率下降了 2%,而总氮单独评价水质优良率下降了 8.8%、富营养化率上升了 5%,说明湖长制推行后提升了全国重点湖库的水质综合状况,但对总氮单独评价时的水质状况及湖库营养状态却有着消极影响。

4.2 建议

a. 从源头控制湖泊污染物。湖泊污染物主要来自工业污染、农业污染、生活垃圾污染 3 个方面。工业污染作为水污染的重要污染源,相关部门应对重点排污企业严格执行排污许可证制度,减轻水体污染,监督达标排放,并做好相关的净化措施;对于农业污染,相关部门应监督农民控制农药残渣的排放,做好田间节水灌溉、控制排水和水肥综合调控,减少氮磷排放量;对于生活垃圾污染,相关部门应加快建设城市污水处理基础设施,加快污水处理厂升级,建立城市第二污水处理厂,在一级处理的基础上主要用生物处理方法(如活性污泥、厌氧好氧等)去

除溶解性污染物,达到二期处理标准,树立所有污水回收利用的目标,确保水体生态质量和安全。

b. 重视湖泊富营养化问题。富营养化是湖泊的共性问题,从上述实证结果看来富营养化率在湖长制实施后比实施前反而平均升高了 5%,说明富营养化问题尚未得到足够重视。为解决富营养化问题,首先要制定严格的氮、磷排放标准,根据不同水体分类控制氮、磷的排放;其次要对排入污水进行脱氮除磷处理,开发新型酶类加快湖泊水体有机物的分解反应;最后要加强湖泊氮磷含量监测,及时掌握湖泊水生态变化,及时上传信息化管控平台,对湖泊生态系统进行内部调整。

c. 建立各水域湖长统一管理体制。受长期以来传统的区域治水影响,各地方、各部门在各自利益的驱使下,过分强调各自的管理而影响统一管理的现象较普遍,条块分割管理的局面未能从根本上得到扭转。因此,需要摆脱传统观念的束缚,建立各水域湖长统一管理体制,加强不同行政区划之间湖泊环境管理部门的沟通、协调能力,建立定期交流、相互对话的机制,通盘考虑,最终实现流域管理和区域管理的统一。

参考文献:

[1] 朱靖,余玉冰,王淑. 岷沱江流域水环境治理绩效综合评价方法研究[J]. 长江流域资源与环境,2020,29(9):1995-2004.

[2] 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):79-86,115.

[3] 曹新富,周建国. 河长制促进流域良治:何以可能与何以可为[J]. 江海学刊,2019(6):139-148.

[4] 李永健. 河长制:水治理体制的中国特色与经验[J]. 重庆社会科学,2019(5):51-62.

[5] 彭涛,王珍,赵乔,等. 基于压力-状态-响应模型的黄柏河生态系统健康评价[J]. 水资源保护,2016,32(5):141-145,153.

[6] 苏辉东,贾仰文,牛存稳,等. 河流健康评价指标与权重分配的统计分析[J]. 水资源保护,2019,35(6):138-144.

[7] 张海滨,尹鑫,李伟. 我国河湖生态流量保障对策体系研究[J]. 水利经济,2019,37(4):13-16,63,75.

[8] 王建平,李发鹏,孙嘉. 关于河湖生态流量保障的认识与思考[J]. 水利经济,2019,37(4):9-12,75.

[9] 唐绍均,蒋云飞. 论环境保护“三同时”义务的履行障碍与相对豁免[J]. 现代法学,2018(2):169-181.

[10] 陈涛. 治理机制泛化:河长制制度再生产的一个分析维度[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版),2019,21(1):97-103,108.

(下转第 39 页)