

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

沈坤荣 金 刚

摘 要：水污染治理是建设美丽中国赢得攻坚战和持久战的重要方面。基于国控监测点水污染数据和手工整理的河长制演进数据，采用双重差分法，识别河长制在地方实践过程中的政策效应，结果发现，河长制达到了初步的水污染治理效果。但河长制并未显著降低水中深度污染物，可能揭示了地方政府治标不治本的粉饰性治污行为。在全面推行河长制的进程中，各级政府制定清晰且适宜的治理目标，设计健全可行的问责机制，引进专业第三方水质检测机构进行监督，将取得更好的治理效益。

关键词：河长制 水污染 政策效应 双重差分法

作者沈坤荣，南京大学商学院教授（南京 210093）；金刚，南京大学经济学院博士研究生（南京 210093）。

引 言

党的十九大报告指出，“中国特色社会主义进入新时代，我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”；“从现在到二〇二〇年，是全面建成小康社会决胜期”，“要坚决打好防范化解重大风险、精准脱贫、污染防治的攻坚战，使全面建成小康社会得到人民认可、经得起历史检验。”^①“小康全面不全面，生态环境质量是关键。”^②对于全面建成小康社会的第三大攻坚战污染防治，十九大报告强调“着力解决突出环境问题”，其中要求

* 本文为国家社科基金重大项目“中国经济增长的潜力与动力研究”（14ZDA023）阶段性成果。本文曾于2017年10月在“第五届中国社会科学跨学科论坛”上报告，感谢与会专家及匿名评审专家提出的宝贵意见，文责自负。

① 习近平：《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利》，《党的十九大报告辅导读本》，北京：人民出版社，2017年，第11、27页。

② 陈吉宁：《着力解决突出环境问题》，《党的十九大报告辅导读本》，第378页。

“加快水污染防治，实施流域环境和近岸海域综合治理”，“提高污染排放标准，强化排污者责任，健全环保信用评价、信息强制性披露、严惩重罚等制度”。^① 在社会主义生态文明体制总体改革持久战中，这些问题都涉及生态环境监管体制改革，目标是“构建政府为主导、企业为主体、社会组织和公众共同参与的环境治理体系”。^②

如何设计有效的环境治理政策，是学术界和政策界关注的重要问题。不少研究指出，市场化的环境治理手段可以有效缓解环境污染问题，如排污权交易等。^③ 但环境供给是作为公共品存在的，政府必须发挥主导作用。优质环境作为人民美好生活的需要之一，是落实以人民为中心发展思想的关键抓手。创造优质生态环境需要健全环保信用评价，针对当前环境政策进行有效性评估和经验总结，以便更加合理地设计政府主导的环境政策。

长期以来，我国政府主导的环境政策都是自上而下的，中央政府制定环境政策，由地方政府负责执行。研究表明，我国中央政府已经建立了比较完备的环境法律法规体系，当前环境治理低效的主要原因在于，地方政府没有全面贯彻落实中央政府的环境政策。^④ 为调动中央和地方两个积极性，本文试图回答二者关系中的一个关键问题：地方政府出于自身的发展利益而自主实施的环境政策，能否有效降低污染。在我国水污染治理领域，作为近年来十分重要的一项环境政策，河长制最初由地方政府自主实施和推广。2016 年底，习近平总书记主持召开的深改组第 28 次会议通过了《关于全面推行河长制的意见》。该意见指出，2018 年底前全国将全面建立河长制，标志着河长制从地方实践上升到国家行动。^⑤ 对于这一自下而上与自上而下相结合的污染治理攻坚战，需要严谨地评估河长制在地方实践中的水污染治理效应，尤其需要发现地方政府自主推行河长制过程中存在的不足，以期为全面推行河长制提供必要的政策启示，同时为破解环境治理低效难题提供新思路。

本文基于国控监测点水污染数据和手工整理的河长制实施数据，使用双重差分法（Difference in Differences, DID）识别河长制的水污染治理效应。结果发现，在地方实践过程中，河长制显著增加了水中的溶解氧，取得了初步的水污染治理效应，但未显著降低水中深度污染物，可能揭示了地方政府治标不治本的粉饰性治污行为。

① 习近平：《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利》，《党的十九大报告辅导读本》，第 50—51 页。

② 习近平：《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利》，《党的十九大报告辅导读本》，第 51 页。

③ 参见 J. Montero, “Permits, Standards and Technology Innovation,” *Journal of Environmental Economics & Management*, vol. 44, no. 1, 2002, pp. 23-44.

④ 参见 H. Wang et al., “Incomplete Enforcement of Pollution Regulation: Bargaining Power of Chinese Factories,” *Environmental & Resource Economics*, vol. 24, no. 3, 2003, pp. 245-262.

⑤ 《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于全面推行河长制的意见〉》，《人民日报》2016 年 12 月 12 日，第 1 版。

因此，在全面推行河长制的进程中，各级政府需要制定明晰且适宜的治理目标，实施有效的问责机制。在鼓励公众参与的同时，尤其需要引入专业第三方水质检测机构加强监督。

从既有文献看，随着政策分析工具的发展，近年来有不少文献展开对环境治理政策的效果评估。具体到我国特定的情境下，多数文献关注了空气污染治理政策。例如，Jefferson 等、Hering 和 Poncet 以及 Tanaka 分别研究了“两控区”政策（SO₂和酸雨控制政策）对产业效率、出口贸易以及婴儿健康的影响。^①相对而言，针对我国具体水污染治理政策的效应评估文献偏少。其中，部分学者围绕中央政府五年规划中水污染减排要求展开分析。例如，Cai 等和 Wu 等分别研究了“十五”规划和“十一五”规划中关于 COD 和 NH₃ 减排要求的影响，发现水污染治理引致跨界污染及其向西部转移。^②与这些研究相比，本文的贡献主要有以下方面。第一，这些研究考察的均是自上而下的环境政策，未研究地方自主性环境政策的影响。本文着重评估河长制这一地方性环境政策的治理效果，拓展了我国环境政策的研究视角。第二，借助河长制在各地渐进性推行的特征，本文通过大量的识别假定检验和稳健性检验，有效处理了地方自主性政策存在的内生性问题。第三，河长制的治理经验还可较好地应用于空气、土壤等领域治理，因而本研究颇具有一般性。第四，在分析中采用了更加微观和翔实的水污染数据。

本文以下的结构安排为：第一部分介绍河长制演进的政策背景；第二部分介绍本文的实证策略、变量以及数据；第三部分报告初步的实证结果、识别假定检验和稳健性检验；第四部分报告拓展性讨论；最后为结论。

一、政策背景

自 20 世纪 80 年代初环境保护被列为我国的一项基本国策后，中央政府颁布了

① G. Jefferson, S. Tanaka and W. Yin, “Environmental Regulation and Industrial Performance: Evidence from Unexpected Externalities in China,” SSRN Working Papers, February 1, 2013; L. Hering and S. Poncet, “Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities,” *Journal of Environmental Economics & Management*, vol. 68, no. 2, 2014, pp. 296-318; S. Tanaka, “Environmental Regulations on Air Pollution in China and Their Impact on Infant Mortality,” *Journal of Health Economics*, vol. 42, no. 3, 2015, pp. 90-103.

② H. Cai, Y. Chen and Q. Gong, “Polluting Thy Neighbor: Unintended Consequences of China’s Pollution Reduction Mandates,” *Journal of Environmental Economics & Management*, vol. 76, 2016, pp. 86-104; H. Wu et al., “Westward Movement of New Polluting Firms in China: Pollution Reduction Mandates and Location Choice,” *Journal of Comparative Economics*, vol. 45, no. 1, 2017, pp. 119-138.

一系列治理环境污染的法律法规。除了 1989 年通过的《中华人民共和国环境保护法》，全国人大及其常委会迄今已经制定了几十部关于环境与资源保护的法律，包括《水污染防治法》、《大气污染防治法》、《固体废物污染环境防治法》等。^① 同时，为了加大环境政策的统筹协调力度，中央政府不断调高环境保护局的级别，并于 2008 年将国家环境保护总局从国务院的直属单位升格为组成部门，2018 年又将环境保护部的全部职责和其他 6 个部门相关的职责整合，组建了新的生态环境部。尽管中央政府很早就开始重视环境保护，但几十年的高速工业化使我国面临的环境污染问题至今仍十分严峻。以水污染为例，截至 2016 年，在全国 6124 个地下水监测点中，水质为较差级以下的占比高达 60.1%。^② 地方政府未能有效执行中央政府制定的环境政策，往往被视为环境治理低效的重要原因。在官员晋升锦标赛下，经济增长仍然是绩效考核的主要指标，地方政府具有非完全执行中央环境政策的激励。^③

由于地方政府在执行层面的自由裁量空间，自上而下环境政策的效果不彰，这在学术界已基本形成共识。但关于地方政府自主推行的环境政策能否取得有效的治理效果，已有研究缺乏相应的评估。本文关注的河长制，首先是项典型的地方性环境治理政策。该政策发轫于 2007 年爆发的无锡太湖蓝藻危机。这次水源地污染事件造成了严重的社会影响，迫使无锡当地政府开始寻找治理水污染的新模式。^④ 在无锡市政府首次推出河长制政策后，这一政策逐渐在我国其他地区廓张。以 2008 年为例，江苏太湖流域的苏州等地、浙江长兴、云南昆明、河南周口、辽宁全境以及河北邯郸等地陆续推行了河长制。自 2016 年底中共中央办公厅和国务院办公厅颁布《关于全面推行河长制的意见》以来，各地区纷纷加快推行河长制的脚步。根据水利部部长的介绍，截至 2018 年 3 月，全国已有 25 个省份建立了河长制，并且预计在 2018 年 6 月底，全国将提前全面建立河长制。^⑤

① 参见包群、邵敏、杨大利：《环境管制抑制了污染排放吗？》，《经济研究》2013 年第 12 期。

② 根据中华人民共和国环境保护部等发布的《2016 年中国环境状况公报》的相关数据计算。参见《2016 年中国环境状况公报》，2017 年 6 月 6 日，<http://ceep.ofweek.com/2017-06/ART-93008-8120-30140449.html>，2017 年 10 月 16 日。

③ 参见张华：《地区间环境规制的策略互动研究——对环境规制非完全执行普遍性的解释》，《中国工业经济》2016 年第 7 期。

④ 河长制继承了我国历史上治水的经验，具有深厚的历史渊源。例如，明代刘光复创立的圩长制就是河长制的雏形，参见邱志荣、茹静文：《明代浦阳江治水史上的杰出创举——诸暨知县刘光复推动实施河长制》，《紫光阁》2017 年第 2 期。但是需要指出，尽管本文研究的河长制与历史上辖区官员负责治水的制度（如圩长制）存在相似性，但本质并不完全相同。一是治水的目标不同。过去治水重在防汛，而河长制目的在于治污。二是官员治理激励不同。过去官员激励来源于单一的服从上级命令，而河长制面临的官员治理激励更为复杂。

⑤ 《年内全面建立河长制湖长制》，《北京晨报》2018 年 3 月 10 日，第 A07 版。

图 1 报告随着时间的推移，河长制在本文样本中各地区渐进演进的趋势，为本文准确识别其政策效应提供了可能。当前关于河长制政策效应的研究侧重定性分析，缺乏系统性的实证研究，因而难以对河长制真实的治理效应形成准确的判断。一些定性研究认为，作为从环保问责制和领导督办制衍生的水污染治理责任承包制，河长制将治污责任落实到地方党政一把手，可以有效解决长期以来地方政府缺乏治污激励的痼疾，也可以避免以邻为壑，实现上下游共治。而且，地方主要官员具有协调辖区众多涉水部门的权力，能够避免过去“九龙治水”的弊端。^①但事实上，河长制在地方实践过程中是否具有显著的治理效应仍然存在争议。例如，王书明和蔡萌萌提出，^②河长制无法根除委托—代理问题，基层河长可能会合谋隐瞒真实的治理信息，使得行政问责难以落实。^③河长制过于依赖人治，会受到地方官员差异性治理激励的影响，可能导致“人走政息”，受限于地方官员的有限精力，还可能存在“县官不如现管”的现象。^④

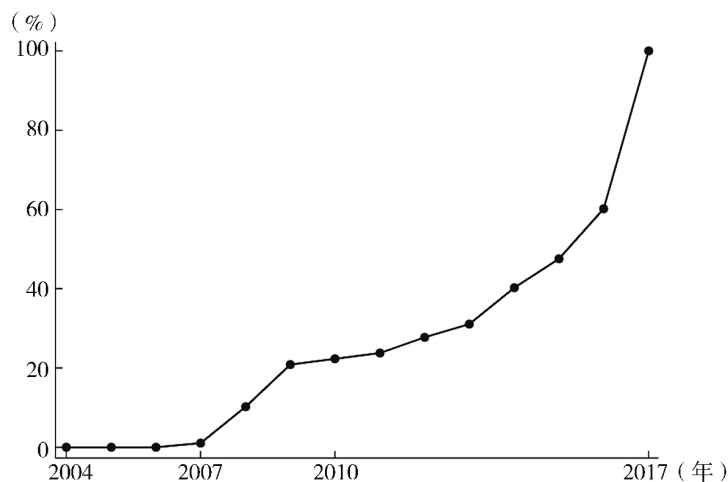


图 1 河长制的演进趋势

注：纵轴表示本文样本中推行河长制的地级市占比。

资料来源：根据各地区官方公布的关于河长制推行的文件整理。

- ① 参见熊烨：《跨域环境治理：一个“纵向—横向”机制的分析框架——以“河长制”为分析样本》，《北京社会科学》2017 年第 5 期。
- ② 王书明、蔡萌萌：《基于新制度经济学视角的“河长制”评析》，《中国人口·资源与环境》2011 年第 9 期。
- ③ 我们梳理各地区推行河长制的进程时发现，部分地区河长制无人问津，也未有相应问责。参见《济南“河长制”4 年 打公示电话竟有人不知道这回事》，2016 年 6 月 27 日，http://www.dzwww.com/shandong/sdnews/201606/t20160627_14523839.htm，2017 年 10 月 1 日。
- ④ 此外，在我国政治体制下，过于依赖人治还可能会出现环境治理“上梁不正下梁歪”的现象。比如，副市长负责的河道，其治理效果可能会参照市长、市委书记负责的河道治理效果。如果上级治理乏力，可能引发下级官员水污染治理不逮的连锁效应。

二、实证策略和数据

(一) 计量模型的设定

我们采用双重差分法 (DID) 评估河长制在地方实践过程中的政策效应。具体使用与 Li 等类似的模型设定,^① 基准回归的形式如下:

$$\text{Pollutant}_{it} = \beta \text{Hezhangzhi}_{it} + \lambda X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Pollutant_{it} 为 i 监测点第 t 年的水污染指标, Hezhangzhi_{it} 为 i 监测点第 t 年是否受河长制政策影响的哑变量, 如果受到河长制政策的影响, 这一变量取值为 1, 反之取值为 0。 X_{it} 为控制变量集合, 包括人均 GDP、GDP 增长率、夜间灯光亮度以及地表气温。 α_i 为监测点固定效应, γ_t 为年份固定效应, ϵ_{it} 为误差项。

采用哑变量刻画各监测点是否受河长制影响, 并不能区分河长制实际执行力度的差异。因此, 在拓展性讨论部分, 我们将核心解释变量 Hezhangzhi_{it} 即是否受河长制影响, 更换为河长制实际执行力度 $\text{Hezhangzhi_Intensity}_{it}$, 作为对 (1) 式估计结果的拓展性讨论。计量方程如下:

$$\text{Pollutant}_{it} = \beta \text{Hezhangzhi_Intensity}_{it} + \lambda X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

依据相关研究,^② 河流污染存在空间负外部性。因此, 河长制作为水污染治理政策应具有空间正外部性。为了对此进行验证, 基于 (1) 式, 构建如下计量方程:

$$\text{Pollutant}_{it} = \beta \text{Hezhangzhi}_{it} + \alpha \sum_{\delta} \sum_j w_{ij}^{\delta \sim \delta+100} \text{Hezhangzhi}_{jt} + \lambda X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $w_{ij}^{\delta \sim \delta+100}$ 表示阈值为 $[\delta, \delta+100]$ 的地理距离倒数矩阵元素, 以 100km 为步进距离, $\delta=100, 200, \dots, 700\text{km}$ 。当距离在阈值范围内, 该元素取值为距离倒数, 否则为 0。空间权重矩阵经行标准化处理, 对角线设为 0。

根据前文对河长制政策优劣势的分析, 河长制的水污染治理效应, 可能受到地方官员治理激励的影响。并且, 河长制可能有助于改善地方政府以邻为壑的行为。为检验这些判断, 建立以下计量模型, 作为 (1) 式的拓展分析:

$$\text{Pollutant}_{it} = \beta \text{Hezhangzhi}_{it} + \varphi \text{Group}_{it} + \theta (\text{Hezhangzhi}_{it} \times \text{Group}_{it}) + \lambda X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

与 (1) 式相比, (4) 式增加了 Group_{it} 和 $\text{Hezhangzhi}_{it} \times \text{Group}_{it}$ 两项, 以考察河

① P. Li, Y. Lu and J. Wang, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China," *Journal of Development Economics*, vol. 123, 2016, pp. 18-37.

② 参见 H. Sigman, "International Spillovers and Water Quality in Rivers: Do Countries Free Ride?" *The American Economic Review*, vol. 92, no. 4, 2002, pp. 1152-1159.

长制的水污染治理效应是否受到相关因素的影响。当研究地方官员治理激励对河长制政策效应的影响时, $Group_{it}$ 为监测点所在辖区主要官员的年龄; 当研究河长制在地方实践过程中是否存在以邻为壑行为时, $Group_{it}$ 为监测点是否位于边界的哑变量, 或相距最近边界的距离。

最后, 根据以往研究,^① 相比于农业和生活面源污染, 我国地方政府更容易对工业点源污染进行有效治理。因此, 我们进一步从微观企业的视角, 考察河长制是否降低了辖区工业水污染, 作为 (1) 式的拓展性讨论。构建如下三重差分模型 (DDD):

$$Firm_{ckt} = \theta Pollution_k \times Hezhangzhi_{ct} + \nu_{ct} + \psi_{kt} + \sigma_{ck} + \epsilon_{ckt} \quad (5)$$

其中, $Firm_{ckt}$ 表示 c 城市 k 行业第 t 年的生产活动; $Pollution_k$ 表示产业 k 是否为水污染密集型产业, 如果是水污染密集型产业, 该变量为 1, 否则为 0; ν_{ct} 、 ψ_{kt} 、 σ_{ck} 分别表示“地区—年份”固定效应、“产业—年份”固定效应、“地区—产业”固定效应, ϵ_{ckt} 为误差项。

(二) 变量设置与数据说明

本文的被解释变量主要是我国各监测点报告的水污染情况。我们首先整理了 2004—2010 年 497 个国控^②断面监测点报告的水污染数据,^③ 包括 8 个分项指标和 1 个综合指标。8 个分项指标包括溶解氧、化学需氧量、(五日)生化需氧量、氨氮、石油类、挥发酚、汞以及铅。除汞的单位为 $\mu g/L$ 外, 其余指标的单位均为 mg/L 。综合指标为水质, 分六个等级 (I 类、II 类、III 类、IV 类、V 类以及劣 V 类), 分别赋值 1—6, 等级越高表示水污染越严重。该数据来自于历年《中国环境年鉴》(中华人民共和国环境保护部编, 北京: 中国环境年鉴社)。为了避免本文核心结论受到样本区间偏短的影响, 我们从中国环境监测总站爬取了 2006—2016 年全国主要流域重点断面水质自动监测周报, 整理得到 2006—2016 年 150 个自动监测点关于化

① 参见 M. Kahn, P. Li and D. Zhao, “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.

② 在研究我国环境问题时, 数据质量的可靠性是一个无法回避的问题。地方环保部门受到地方政府的干扰, 存在谎报污染数据的可能。本文选取国控断面监测点水污染数据, 可以保证较高的数据质量。参见 D. Ghanem and J. Zhang, “‘Effortless Perfection:’ Do Chinese Cities Manipulate Air Pollution Data?” *Journal of Environmental Economics & Management*, vol. 68, no. 2, 2014, pp. 203-225.

③ 这些国控监测点覆盖了我国最主要的水系: 长江、黄河、珠江、松花江、淮河、海河、辽河、西北诸河、西南诸河以及浙闽区河流。中央政府从 2004 年开始大规模增加国控监测点数量, 因此该样本始于 2004 年。由于《中国环境年鉴》在 2010 年以后不再公开详细的监测点水污染数据 (换之以水系层面的加总数据), 因此该样本的研究期截至 2010 年。

学需氧量、氨氮以及综合水质^①的年均值,进行稳健性检验。拓展性讨论部分采用三个指标刻画行业生产活动。一是工业增加值,二是企业个数,三是新企业个数,根据2004—2010年中国工业企业数据库整理得到。

本文的核心解释变量为监测点所在地级市是否推行河长制的情况。^②我们手工整理了2004—2016年497个国控监测点和150个自动监测点所在地级市推行河长制的情况。为保证手工整理数据的准确性,基于两个渠道整理了河长制的演进数据,并进行交叉验证。一是通过百度百科检索各地区发布的河长制官方文件,手工整理各地级市是否推行河长制,以及哪一年开始推行河长制的信息。例如,淮安市推行河长制的时间根据《中共淮安市委、淮安市人民政府关于全面建立“河长制”加强水环境综合整治和管理的决定》(淮发[2009]12号)得到。二是通过中国知网检索关键字“河长制”(或“河长”)的新闻报道,手工整理各地区推行河长制的信息。

河长制是否推行的哑变量,不能反映河长制在地区间实际执行力度的差异。为此,我们从问责可行性和官员关注程度两个角度,构造刻画河长制执行力度的三个连续变量。一是地级市所辖县(市、区、旗)的数量。由于各地河流特征不一,治理空间以及问责依据往往为辖区特有信息。县域数量越少,越容易形成合谋,隐藏真实的治理信息,^③使得上级政府缺乏问责的标尺。二是地级市内县(市、区、旗)长数量与辖区内河流长度的比值。三是地级市内县(市、区、旗)长数量与辖区内河流数量的比值。河长制能否有效执行,有赖于辖区主要官员“亲自过问”。如果一个官员负责的河流过长或数量过多,河长制的实际执行力度必然受到官员个人精力的掣肘。地级市所辖县(市、区、旗)及其行政首长的数量,根据国家统计局公布的历年“最新县及县以上行政规划代码”整理得到。地级市辖区内河流数量和总长度,根据国家地理信息中心1:400万主要河流矢量分布图提取。

在拓展性讨论部分,根据已有研究,^④我们采用官员年龄刻画地方官员的治理激励。由于不同层级的地方官员面临的激励存在差异,我们分别收集整理了省级、

① 需要指出,本文采用的水质指标根据《地表水环境质量标准》(GB3838-2002)除水温、总氮、粪大肠菌群外的21项指标评价各项指标水质类别,按照单因子方法提取水质类别最高者。

② 监测点所在地级市信息根据《中国环境年鉴》得到。虽然存在部分县(如浙江长兴县)自主推行河长制的情况,但是我们将国控监测点与中国县级行政区域地图进行匹配后,发现自主推行河长制的县并无匹配的监测点。因此,在本文样本中,监测点水污染数据是否受到河长制的影响均在地区市层面识别。

③ 参见王书明、蔡萌萌:《基于新制度经济学视角的“河长制”评析》,《中国人口·资源与环境》2011年第9期。

④ 参见H. Li and L. Zhou, “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China,” *Journal of Public Economics*, vol. 89, nos. 9-10, 2005, pp. 1743-1762.

市级以及县级主要官员的年龄数据。省级官员数据来自 Kahn 等,^① 市级官员数据来自陈硕,^② 县级官员数据根据各省份年鉴、百度百科、人民网县级领导资料库以及中国名人录网站整理得到。国控监测点是否位于省级行政边界的数据来自于《中国环境年鉴》, 根据各监测点经纬度坐标计算其相距最近边界的距离。

由于影响水污染的因素十分繁杂, 为了缓解遗漏变量偏误, 依据相关研究,^③ 我们加入一些控制变量。主要采用的控制变量包括人均 GDP、GDP 增长率、夜间灯光亮度以及地表气温。人均 GDP 和 GDP 增长率的数据来源于《中国城市统计年鉴》(国家统计局城市社会经济调查司编, 北京: 中国统计出版社)。夜间灯光亮度数据来自美国国家海洋和大气管理局 (NOAA)。地表气温数据来自国家气象科学数据共享服务平台。需要指出, 人均 GDP 和 GDP 增长率为监测点所在城市的数据, 位于城市边界的监测点取相邻城市的均值。夜间灯光亮度为以监测点作中心、半径 5km 的缓冲区灯光亮度。^④ 气温为距离监测点最近的气象站测度的地表气温。在稳健性检验和拓展性讨论部分, 还包括其他一些城市层面的控制变量——开放程度、产业结构、财政分权、人口密度、失业率以及平均工资, 数据来自历年《中国城市统计年鉴》。^⑤

三、实证结果及分析

(一) 平行趋势假设事前检验

采用 DID 方法的基本前提是平行趋势假定。^⑥ 即如果没有政策对处理组产生的

① M. Kahn, P. Li and D. Zhao, “Water Pollution Progress at Borders: The Role of Changes in China’s Political Promotion Incentives.”

② 陈硕:《从治理到制度: 央地关系下的中国政治精英选拔, 1368—2010》, 复旦大学经济系工作论文, 2016 年。

③ 参见 M. Kahn, P. Li and D. Zhao, “Water Pollution Progress at Borders: The Role of Changes in China’s Political Promotion Incentives”; L. Jiang, C. Lin and P. Lin, “The Determinants of Pollution Levels: Firm-level Evidence from Chinese Manufacturing,” *Journal of Comparative Economics*, vol. 42, no. 1, 2014, pp. 118-142.

④ 虽然近年来有文献认为, 我国 GDP 与夜间灯光亮度存在高度相关性 (参见徐康宁、陈丰龙、刘修岩:《中国经济增长的真实性的检验: 基于全球夜间灯光数据的检验》, 《经济研究》2015 年第 9 期), 但这不会对本文核心解释变量的参数估计造成干扰。并且, 本文 GDP 与灯光亮度的口径并不一致, 能削弱二者的相关性。为谨慎起见, 我们去除灯光亮度进行回归, 发现本文结论没有变化。

⑤ 限于篇幅未报告各变量的描述性统计, 感兴趣的读者可向作者索取。

⑥ 参见 M. Bertrand, E. Duflo and S. Mullainathan, “How Much Should We Trust Differences-in-differences Estimates,” *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 119, no. 1,

冲击（反事实），处理组和控制组结果变量的变化趋势，不应随时间推移存在系统性差异。我们无法直接观察反事实的情况，但可以检验政策冲击前处理组和控制组是否满足同趋势假设。图 2 报告受河长制影响的处理组和未受河长制影响的控制组，溶解氧和化学需氧量的趋势变化情况。^①可以发现，在河长制最早开始实施的 2007 年之前，处理组和控制组水污染的变化趋势基本一致，满足平行趋势假定。^②

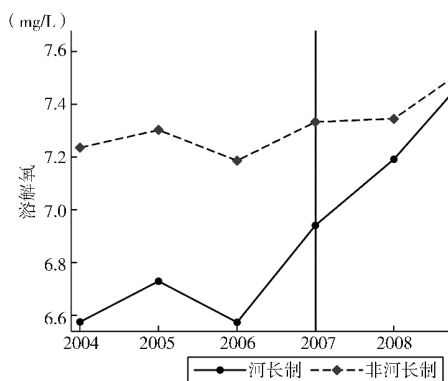


图 2a 溶解氧的趋势变化

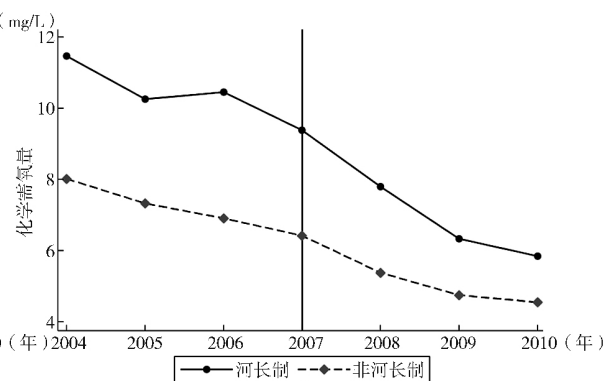


图 2b 化学需氧量的趋势变化

（二）基准回归结果

我们在基准回归中将各水污染分项指标作为被解释变量，结果见表 1。^③可以发现，河长制显著提升了水中的溶解氧（1% 的显著性水平），溶解氧越少，水污染越严重，这说明河长制一定程度上降低了水污染。具体而言，河长制使得溶解氧平均上升了 0.369 个单位。本文样本中溶解氧的均值是 7.290，可见河长制提升了约 5.06% 的溶解氧。因此就经济意义而言，河长制对溶解氧的政策效应是显著的。河长制对表征水污染的其他指标基本呈负向影响，但均未通过至少 10% 水平的显著性

2004, pp. 249-275.

- ① 限于篇幅未报告其他水污染指标的平行趋势图，感兴趣的读者可向作者索取。
- ② 需要承认的是，河长制作为行政政策是地方政府综合决策的结果，因此河长制的推行很可能是非随机的。但河长制的非随机推行，并未对本文的政策评估构成太大挑战。一方面，虽然河长制在哪个地区推行存在自选择问题，但在时间维度上仍存在一定的随机性。例如，无锡 2007 年推行河长制缘于当年突然爆发的太湖蓝藻危机，昆明 2008 年推行河长制缘于时任市委书记 2007 年底从江苏调任昆明。这些事件相对推行河长制的地区而言，具有较大的外生性。另一方面，即使河长制在各地区非随机推行，只要在加入随时间变化的控制变量、地区以及时间固定效应后，河长制是否在各地区推行与地区间的水污染差异无关的识别假设成立，就不会对 DID 的识别策略造成干扰。在本文一系列识别假定检验中，这一假设均成立。
- ③ 多数地区在自主推行河长制时，未设定精准的水污染治理目标，或是宽泛地以改善水污染为目标，或是把所有水污染指标均囊括为治理目标。如参见《苏州市河（湖）断面水质控制目标》（苏办发〔2008〕59 号）。

检验，表明河长制在地方实践过程中尚未全面改善水污染状况。^①

表 1 基准回归结果

	溶解氧	化学需氧量	生化需氧量	氨氮	石油类	挥发酚	汞	铅
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
是否受河长制影响	0.369*** (0.138)	-1.968 (1.729)	-3.792 (2.302)	-0.372 (0.396)	-0.015 (0.036)	-0.001 (0.002)	-0.018 (0.014)	0.001 (0.001)
控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有
样本量	3377	3377	3377	3377	3377	3377	3377	3377
R ²	0.799	0.731	0.717	0.882	0.587	0.466	0.401	0.750

注：括号内为聚类到监测点层面的标准误差，*、**和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平统计显著；回归均包括监测点固定效应和年份固定效应；控制变量包括人均 GDP、GDP 增长率、夜间灯光亮度以及地表气温。

上述结果表明，河长制在地方实践的进程中，地方政府可能存在治标不治本的粉饰性治污行为。产生这一现象的原因可能在于两个方面。第一，根据 Holmstrom 和 Milgrom 提出的多任务委托—代理模型，当代理人面临的工作具有多个目标或维度时，由于委托人对于不同目标或维度的监督能力不同，代理人往往倾向于完成容易监督（测度）的目标，忽视那些不容易监督（测度）的目标。^② 河长制在地方实践过程中制定的目标，或是比较模糊，或是囊括了所有水污染指标。由于缺乏针对性目标，可能使得地方政府倾向于通过打捞蓝藻、清除垃圾等方式治理水污染，^③

① 为进一步验证该结论，我们将被解释变量更换为综合水质，并参考 La Ferrara 等的做法（参见 E. La Ferrara, A. Chong and S. Duryea, “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil,” *American Economic Journal: Applied Economics*, vol. 4, no. 4, 2012, pp. 1-31），控制不同层面的固定效应（监测点、水系以及县）。结果均表明，河长制并未显著改善综合水质，限于篇幅未在文中报告，感兴趣的读者可向作者索取。

② B. Holmstrom and P. Milgrom, “Multitask Principal-Agent Analyses: Incentive Contracts, Asset Ownership and Job Design,” *Journal of Law, Economics, & Organization*, vol. 7, 1991, pp. 24-52.

③ 对各地推行河长制新闻报道的梳理发现，绝大多数地区在推行河长制期间治理水污染的方式，多是打捞蓝藻和清理垃圾等。关于水污染治理效果，各地也更强调感官水质的改善。例如，在治理方式上，整个太湖流域在推行河长制十年内打捞蓝藻 1000 多万吨（参见《太湖“年轻”了》，《人民日报》2017 年 12 月 31 日，第 3 版）。徐州沛县关于河道整治的报道，聚焦河里的水草、垃圾、漂浮物等被清理干净（参见《河长制助江苏沛县从水系治理后进生变为优秀生》，2016 年 7 月 4 日，<http://js.people.com.cn/n2/2016/0704/c360304-28609847.html>，2016 年 11 月 1 日）。在治理效果上，天津市在报道河长制效果时强调感官水质改善。参见《天津“河长制”：让河流从“没人管”到“管到位”》，2016 年 8 月 29 日，http://news.xinhuanet.com/local/2016-08/29/c_129260629.htm，2016 年 11 月 1 日。

以取得显而易见的感官治理效果。由于大水面作用是溶解氧的主要来源，地方政府通过打捞蓝藻、清除垃圾等方式加大水面曝气面积，可以改善水体缺氧环境，有效缓解黑臭水体问题。^① 而水中的深度污染物如果未达到十分严重的程度，公众识别能力较弱，治理水污染的需求不足，^② 地方政府缺乏治理水中深度污染物的激励。第二，基层地方政府一方面面临上级政府关于推行河长制的要求，另一方面又具有促进辖区经济增长的动力。这种相互矛盾的外部压力往往使地方政府在推行河长制的过程中，采取象征性的治污策略，选择与经济增长不存在明显冲突的治污方式。这与 Luo 等发现的我国上市公司公布低质量的企业社会责任报告，具有一致的逻辑。^③

（三）识别假定检验

尽管前文发现河长制取得初步的水污染治理效应，但这一结果仍可能受遗漏变量以及自选择等问题的干扰。为了验证本文选择 DID 识别策略的可靠性，需进行多个识别假定检验。^④

1. 事件分析

为了对事前平行趋势进行正式检验，我们遵循 Jacobson 等的方法，^⑤ 采用事件分析的研究框架，评估河长制的动态效应。具体做法为，将（1）式的 $Hezhangzhi_{it}$ 替换成表示河长制推行前和推行后若干年的哑变量，被解释变量采用溶解氧 DO，估计如下回归方程：

-
- ① 参见姜伟、黄明：《苏州市城区河道黑臭成因分析及对策研究》，《中国水运月刊》2012 年第 10 期；李艳红等：《鄱阳湖区水体溶解氧现状及环境影响因素分析》，《中国农村水利水电》2013 年第 10 期。
 - ② 参见 G. He and J. Perloff, “Surface Water Quality and Infant Mortality in China,” *Economic Development and Cultural Change*, vol. 65, no. 1, 2016, pp. 119-139; M. Greenstone and R. Hanna, “Environmental Regulations, Air and Water Pollution, and Infant Mortality in India,” *The American Economic Review*, vol. 104, no. 10, 2014, pp. 3038-3072.
 - ③ X. Luo, D. Wang and J. Zhang, “Whose Call to Answer: Institutional Complexity and Firms’ CSR Reporting,” *Academy of Management Journal*, vol. 60, no. 1, 2017, pp. 321-344.
 - ④ 除文章中报告的识别假定检验外，为谨慎起见，我们还参考 Galiani 等的思路（参见 S. Galiani, P. Gertler and E. Schargrotsky, “Water for Life: The Impact of the Privatization of Water Services on Child Mortality,” *Journal of Political Economy*, vol. 113, no. 1, 2005, pp. 83-120），对河长制非随机推行可能带来的偏误再次进行检验。结果发现，地区是否推行河长制更多受非时变变量的影响，未受到时变变量的影响。而采用面板数据和 DID 识别策略，可以较好地消除非时变变量的干扰。限于篇幅，具体检验结果未报告，感兴趣的读者可向作者索取。
 - ⑤ L. Jacobson, R. LaLonde and D. Sullivan, “Earnings Losses of Displaced Workers,” *The American Economic Review*, vol. 83, no. 4, 1993, pp. 685-709.

$$DO_{it} = \beta_{-3}D_{-3} + \beta_{-2}D_{-2} + \beta_{-1}D_{-1} + \beta_0D_0 + \beta_1D_1 + \beta_2D_2 + \beta_3D_3 + \lambda X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

其中, D_0 是河长制开始推行年份的哑变量, D_{-s} 是河长制推行前第 s 年的哑变量, D_s 是河长制推行后第 s 年的哑变量, $s=1, 2, 3$ 。需要指出, 由于河长制并非同时在所有地区开始推行, 因此对于不同地区而言, D_0 表征不同的年份。我们省略了推行前三年以上的年份, 河长制政策效应评估, 以政策实施三年前作为基准。

图 3 报告估计参数 $\{\hat{\beta}_{-3}, \hat{\beta}_{-2}, \hat{\beta}_{-1}, \hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3\}$ 的大小及对应的 95% 置信区间。可以发现, 河长制推行前年份哑变量的估计系数, 均未通过 5% 水平的显著性检验。这正式验证了, 受河长制影响的处理组和未受河长制影响的控制组, 满足平行趋势假定。因此, 2007 年以后处理组相对控制组, 溶解氧出现显著上升, 是河长制推行的结果, 而不是事前差异的结果。

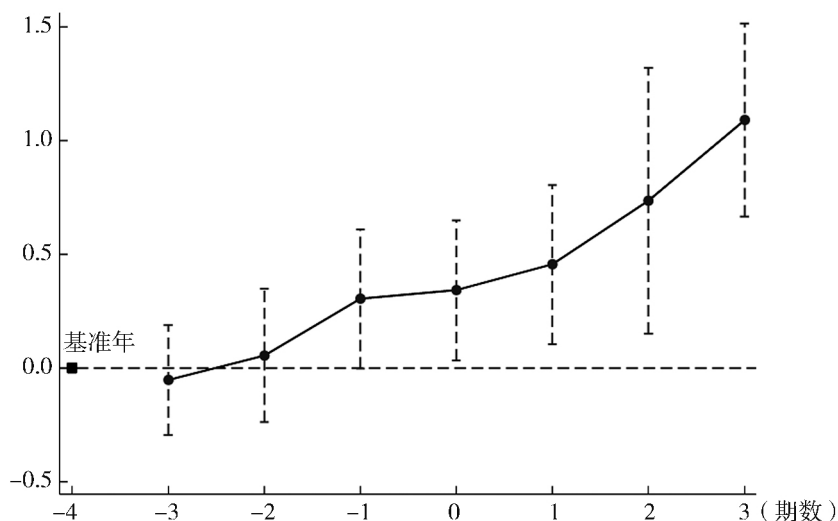


图 3 河长制的动态效应

注: 垂直于横轴的虚线表示 95% 置信区间。

2. 结构断点检验

进一步参考 Greenstone 和 Hanna 的做法,^① 采用时间序列分析中常用的结构断点检验 (Structural Break Test) 方法, 检验 DID 策略的可靠性。该检验包括两个步骤。第一, 假定每个年份为政策实施期, 对估计得到的政策效应进行 F 检验。第二, 在每个年份对应的 F 检验值中挑选最大者, 得到匡特似然比统计量, 从而判断是否存在结构断点。图 4 检验结果^②显示, 结构断点很明显地出现在河长制推行之

① M. Greenstone and R. Hanna, "Environmental Regulations, Air and Water Pollution, and Infant Mortality in India."

② 限于篇幅未报告结构断点检验的具体过程, 感兴趣的读者可向作者索取。

后，表明基于 DID 模型识别的河长制初步水污染治理效应是真实存在的。

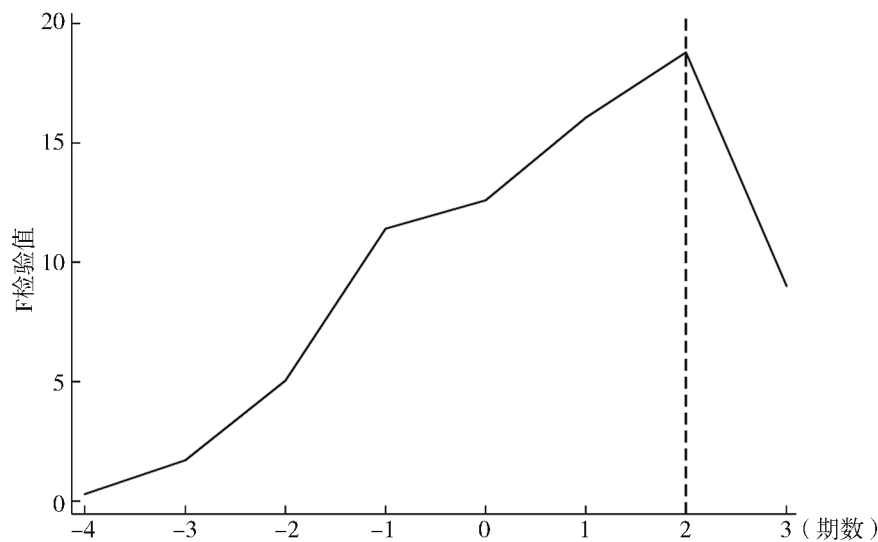


图 4 结构断点检验结果

3. 选择问题处理

现在进一步检验河长制的推行时间，是否与样本初期各地区的水污染状况相关。具体估计如下回归方程：

$$\text{Hezhangzhi_Year}_i = \kappa \text{DO}_i^{2004} + \lambda X_i^{2004} + \eta_i \tag{7}$$

其中，Hezhangzhi _Year_i为 i 监测点开始受到河长制影响的年份，DO_i²⁰⁰⁴ 为 i 监测点 2004 年的溶解氧值，X_i²⁰⁰⁴ 为控制变量集合，取 2004 年值。η_i为误差项。表 2 报告选择偏误检验结果。可以发现，当不控制地区固定效应时，溶解氧与监测点所在地区推行河长制的年份，呈显著的正向关系（1%或 5%的显著性水平），表明水污染越不严重的地区，越晚推行河长制。但是，一旦控制了地区固定效应，溶解氧与河长制开始推行年份之间的关系就不再统计显著。这充分说明，本文的基准回归不存在明显的选择偏误问题。

表 2 选择偏误检验结果

	河长制开始推行的年份					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
溶解氧	0.085*** (0.027)	0.066** (0.027)	0.027 (0.024)	0.024 (0.021)	0.036 (0.032)	0.041 (0.033)
控制变量	无	有	无	有	无	有
地区固定效应	无	无	省份	省份	水系	水系
样本量	104	104	104	104	104	104
R ²	0.108	0.304	0.774	0.800	0.582	0.632

注：括号内是聚类到省级（水系）层面的标准误差；*、**和*** 分别代表在 10%、5%和 1%的水平统计显著；控制变量包括人均 GDP、GDP 增长率、夜间灯光亮度以及地表气温。

4. 安慰剂检验

为了排除河长制的初步水污染治理效应受到遗漏变量干扰的可能，我们参考 Chetty 等的做法，通过随机选择河长制实施的年份以及受到河长制影响的监测点，进行安慰剂检验。^① 基于随机选择的样本，我们重复进行了 500 次基准回归，图 5 报告回归系数的分布情况。可以发现，基于随机样本估计得到的系数分布在 0 附近，而基准回归估计的系数（0.369）完全独立于该系数分布之外。这表明，河长制对溶解氧的政策效应并未受到遗漏变量的干扰。

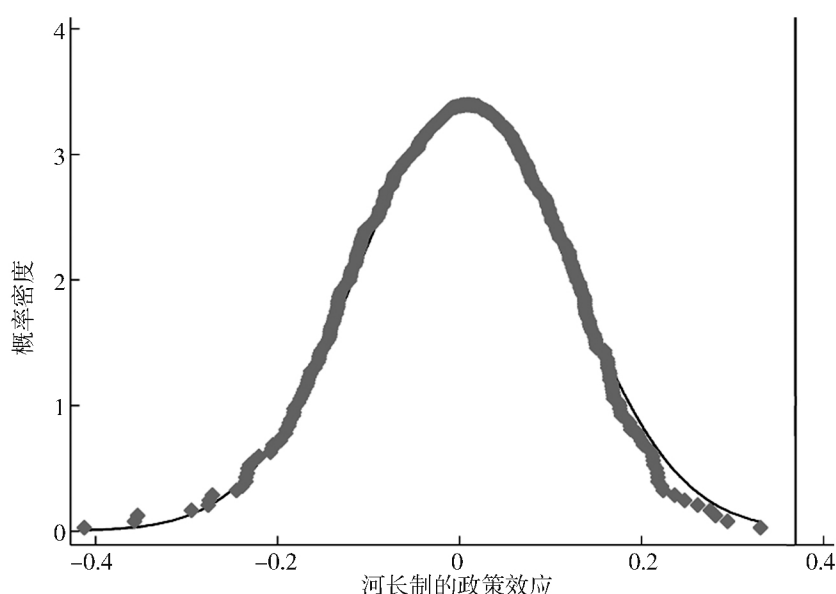


图 5 安慰剂检验结果

（四）稳健性检验

首先，针对河长制的初步水污染治理效应进行检验。基于 DID 分析框架，展开如下稳健性检验。其一，增加额外的控制变量，结果见表 3 列（1）。其二，依据谭之博等的做法，^② 采用一省份内同时推行河长制和完全未推行河长制的子样本进行回归分析，结果见表 3 列（2）。其三，借助 Heckman 等提出的 PSM-DID 方法先筛选对照组，^③ 再进行 DID 回归，结果见表 3 列（3）。其四，为排除异常值干扰，基

① 参见 R. Chetty, A. Looney and K. Kroft, “Salience and Taxation: Theory and Evidence,” *The American Economic Review*, vol. 99, no. 4, 2009, pp. 1145-1177. 限于篇幅未报告随机挑选年份和监测点的步骤，感兴趣的读者可向作者索取。

② 谭之博、周黎安、赵岳：《省管县改革、财政分权与民生——基于“倍差法”的估计》，《经济学（季刊）》2015 年第 2 期。

③ J. Heckman, H. Ichimura and P. Todd, “Matching as an Econometric Evaluation Estimator,” *Review of Economic Studies*, vol. 65, no. 2, 1998, pp. 261-294.

于被解释变量 5%—95% 分位点数据进行回归, 结果见表 3 列 (4)。其五, 为避免联立方程偏误, 将所有解释变量滞后 1 期, 重新进行回归, 结果见表 3 列 (5)。其六, 考虑到不同水系的水污染随时间推移可能呈现不同的变化趋势, 进一步加入“水系—年份”联合固定效应, 结果见表 3 列 (6)。其七, 考虑到残差项可能存在空间相关性, 将标准误差聚类到“河流—年份”层面进行检验, 结果见表 3 列 (7)。此外, 参考 Kahn 等的做法,^① 进一步采用 Conley 提出的空间 HAC 标准误差进行检验,^② 结果见表 3 列 (8)。稳健性检验表明, 河长制的初步水污染治理效应成立。

表 3 稳健性检验结果

	溶解氧							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
是否受河长制影响	0.285** (0.140)	0.667*** (0.233)	0.356** (0.139)	0.278*** (0.108)	0.313** (0.159)	0.251* (0.142)	0.369** (0.159)	0.369*** (0.082)
控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有
样本量	2910	2956	3212	3043	2857	3377	3377	3377
R ²	0.803	0.782	0.798	0.796	0.848	0.815	0.799	0.799

注: 列 (1) — (6) 括号内为聚类到监测点层面的标准误差, 列 (7) 和 (8) 括号内分别为聚类到河流—年份层面的标准误差和空间 HAC 标准误差; *, ** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平统计显著; 回归均控制了监测点固定效应和年份固定效应, 列 (6) 进一步控制了水系—年份固定效应; 控制变量包括人均 GDP、GDP 增长率、夜间灯光亮度以及地表气温, 列 (1) 进一步控制了产业结构、财政分权、人口密度、失业率以及平均工资; 列 (5) 中所有解释变量均为滞后一期项。

进一步, 参考 Guo 的做法,^③ 我们脱离 DID 分析框架, 采用面板 VAR 模型, 估计河长制的冲击对溶解氧的影响。图 6 报告溶解氧对河长制的脉冲响应函数图。^④ 可以发现, 河长制冲击在当期对溶解氧存在显著的正向作用。可见, 即使更换估计模型, 河长制的初步水污染治理效应依然得到支持。

① M. Kahn, P. Li and D. Zhao, “Water Pollution Progress at Borders: The Role of Changes in China’s Political Promotion Incentives.”

② 空间 HAC 标准误差需要先验地设定空间相关的范围和序列相关的阶数, 表 3 列 (8) 报告的标准误差设定 5km 范围空间相关, 滞后一期序列相关。为避免结果受到先验设定的干扰, 还分别设定空间相关范围为 50km 或 100km, 与滞后一期或两期序列相关组合起来计算标准误差, 结果发现, 文中结论仍然成立。详见 T. Conley, “Spatial Econometrics,” in S. Durlauf and L. Blume, eds., *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Basingstoke: Palgrave Macmillan, 2008, pp. 741-747.

③ S. Guo, “How Does Straw Burning Effect Urban Air Quality in China?” The Graduate Institute of International and Development Studies, Geneva, Working Papers, Sept. 2017.

④ 限于篇幅未报告面板 VAR 模型的具体估计过程和结果, 感兴趣的读者可向作者索取。

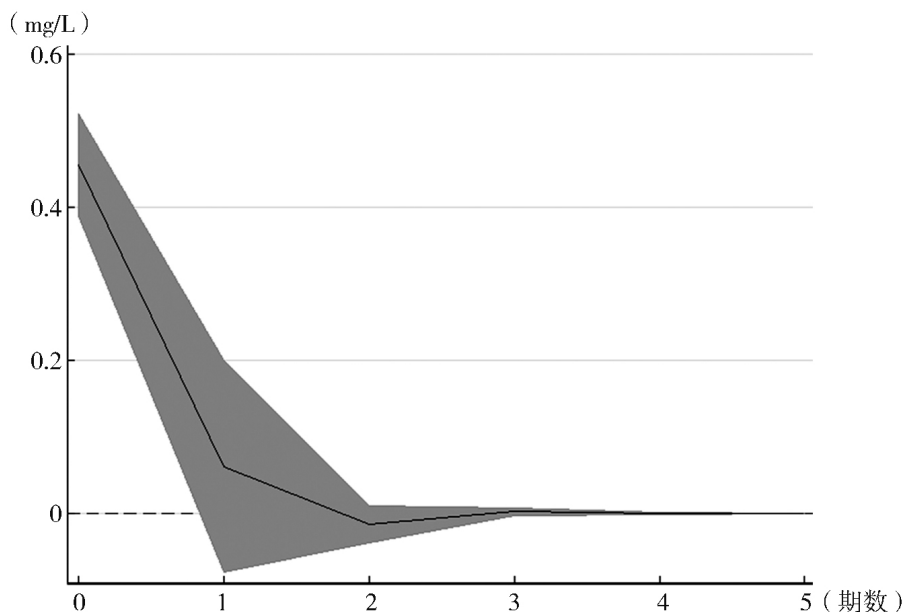


图 6 溶解氧对河长制的脉冲响应

注：阴影部分是 95% 置信区间。

其次，针对河长制并未显著降低水中深度污染物这一结论进行检验。考虑到水污染治理见效可能存在较长的滞后期，在基准回归中未发现河长制对水中深度污染物的影响，可能仅因采用的样本期偏短，河长制对水污染的全面治理效应尚未表现出来。

为了避免这一因素对本文结论造成干扰，我们基于 2006—2016 年 150 个自动监测点的非平衡面板数据，从更长时期对河长制的污染治理效应进行评估，结果见表 4。可以发现，即使采用 2006—2016 年的样本，在地方实践过程中，河长制仍然未能显著降低水中深度污染物，从而未能实现水质的全面改善。^① 考虑到我国地方政府在治理化学需氧量上具有丰富经验，^② 并且在“十一五”规划短短五年期间超额完成 10% 的化学需氧量减排任务，^③ 有理由相信，河长制并未显著降低水中深度污

① 为进一步验证该结论的稳健性，我们提取 2006—2016 年平衡面板数据（83 个监测点）再次进行回归，发现文中结论仍然成立。考虑到 2006—2016 年自动监测点与 2004—2010 年国控监测点有不少重合，现将两套数据进行组合，构造 2004—2016 年自动监测点非平衡面板数据和平衡面板数据，再次进行回归。结果均表明，文中结论依然得到支持。限于篇幅未报告详细结果，感兴趣的读者可向作者索取。

② 参见 Z. Chen et al., “The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Regulation in China,” *Journal of Environmental Economics & Management*, Forthcoming.

③ 参见《环境保护部公布 2010 年度及“十一五”全国主要污染物总量减排考核结果“十一五”主要污染物总量减排任务全面完成》，2011 年 8 月 29 日，http://www.zhb.gov.cn/gkml/hbb/qt/201108/t20110829_216607.htm, 2017 年 12 月 1 日。

染物，更可能是治标不治本的粉饰性治污行为所致。^① 因此，一方面要认识到河长制在地方实践过程中的积极意义（初步的水污染治理效应），另一方面也不应回避河长制在地方实践过程中暴露的不足。

表 4 基于 2006—2016 年样本的稳健性检验结果

	化学需氧量		氨氮		综合水质		劣 V 类	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
是否受河长制影响	0.675 (0.782)	0.503 (0.758)	-0.016 (0.161)	0.059 (0.173)	0.005 (0.084)	-0.060 (0.095)	-0.001 (0.028)	-0.031 (0.034)
控制变量	无	有	无	有	无	有	无	有
样本量	1301	1031	1301	1031	1299	1029	1301	1031
R ²	0.650	0.689	0.688	0.715	0.858	0.875	0.710	0.746

注：括号内为聚类到监测点层面的标准误差；回归均控制了监测点固定效应和年份固定效应；控制变量包括人均 GDP、GDP 增长率以及地表气温；综合水质分为 I、II、III、IV、V 以及劣 V 类，分别用 1—6 衡量；劣 V 类是哑变量，当水质为劣 V 类时，该变量取值为 1，否则为 0。

四、拓展性讨论

（一）河长制的执行力度

现在进一步采用连续变量刻画河长制的执行力度，表 5 报告基于方程（2）式的回归结果。可以发现，河长制实际执行力度显著提升了溶解氧。这表明，即使采用连续型变量替换河长制哑变量，河长制的初步水污染治理效应仍然显著存在。同时说明，河长制的实际执行力度越强，产生的初步水污染治理效应越大。

表 5 河长制执行力度对溶解氧的影响

	溶解氧					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln（县域数量）	0.102** (0.051)	0.101* (0.051)				

① 虽然近年来媒体报道了一些河长制改善水质的新闻，但这并不能对本文的结论构成太大挑战。第一，媒体报道援引的数据往往来自地方政府，存在操纵水质数据的可能。第二，水质可由单指标水质类别和综合指标水质类别衡量，媒体很可能依前者评价水质，本文因采用后者而更加全面。并且，如果媒体报道的水质是基于溶解氧评价的单指标类别，实际上已被本文发现的河长制初步水污染治理效应所验证。第三，媒体报道仅反映个案情况，而本文采用的 497 个国控监测点和 150 个自动监测点基本覆盖全国重要水系，结论反映整体情况。

续表 5

	溶解氧					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln(\text{县级行政首长数量}) /$ $\ln(\text{河流数量})$			0.163* (0.097)	0.162* (0.098)		
$\ln(\text{县级行政首长数量}) /$ $\ln(\text{河流长度})$					0.601* (0.310)	0.589* (0.313)
控制变量	无	有	无	有	无	有
样本量	3377	3377	3377	3377	3377	3377
R ²	0.798	0.799	0.798	0.799	0.798	0.799

注：括号内为聚类到监测点层面的标准误差，*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平统计显著；回归均包括监测点固定效应和年份固定效应；控制变量包括人均 GDP、GDP 增长率、夜间灯光亮度以及地表气温。

(二) 河长制的空间溢出效应

下面进一步考察河长制的空间溢出效应。图 7 报告方程 (3) 式不同地理阈值下，系数 α 的估计结果及对应的 95%置信区间。可以发现，河长制对溶解氧的作用在 300km 范围内存在显著的空间溢出效应，超过 300km 的空间溢出效应基本不再具有统计意义。^① 这一结论表明，在全面推行河长制的进程中，需要谨防邻近地区

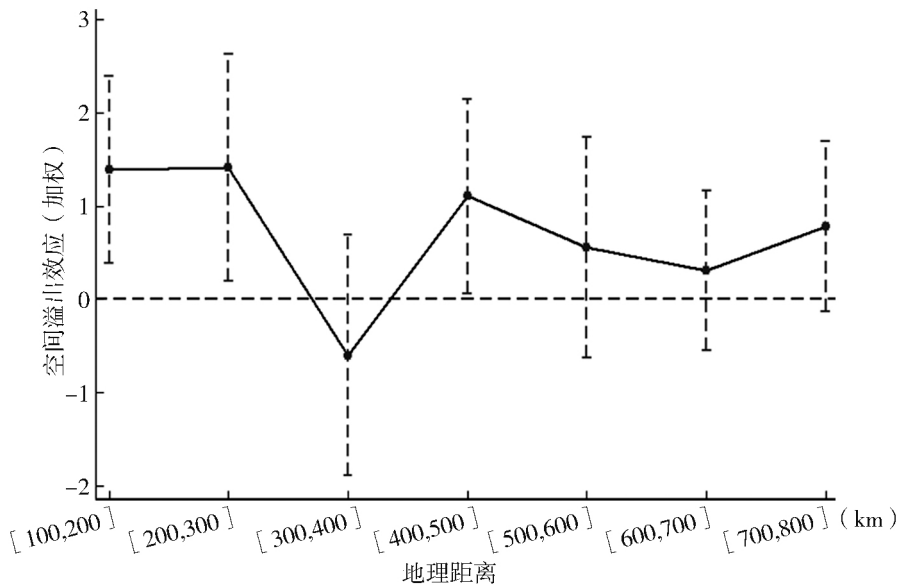


图 7 河长制的空间溢出效应

注：垂直于横轴的虚线表示 95%置信区间。

① 为验证这一结论的稳健性，现将河长制哑变量空间滞后项，更换为对应地理阈值的哑变量，再次对河长制的空间溢出效应进行检验。结果表明，河长制的局部空间溢出效应依然得到支持。限于篇幅未报告相关结果，感兴趣的读者可向作者索取。

可能存在的“搭便车”现象。^①

（三）异质性分析

首先，前文的分析指出，河长制依赖于地方官员的“人治”。在官员晋升锦标赛下，随着中央逐渐加大环境治理考核力度，^② 河长制的污染治理效应可能会受到地方官员晋升激励的影响。我们采用年龄刻画地方官员的晋升激励。^③ 由于不同层级地方政府官员的环境治理激励可能存在差异，^④ 需分别考察省长、市长以及县长年龄对河长制治理效应的影响。^⑤

表 6 列（1）报告省长的估计结果。^⑥ 可以发现，“省长年龄×是否受河长制影响”的估计系数显著为负（5%的显著性水平）。这一结果显示，省长的年龄越大，越会降低河长制的初步治理效应。而年龄越小的省长，出于长期职业生涯的考虑，更可能注重辖区环境治理。这与 Kahn 等的结论一致。^⑦ 列（2）报告的市长估计结果发现，“市长年龄×是否受河长制影响”的估计系数显著为正（5%的显著性水平）。与省长相似，市长年龄同样显著影响河长制的治理效

- ① 由于推行河长制的处理组与未推行河长制的控制组大多分属不同省份，河长制的局部空间溢出效应不太可能对控制组造成影响。
- ② 在本文样本期内，中央政府越来越强调“科学发展观”。例如，中央政府在“十一五”规划中首次对化学需氧量和二氧化硫提出约束性减排要求。
- ③ 年龄虽是影响地方官员晋升激励的重要因素，但非唯一因素。本文整理了市长和市委书记的任期、工作年数、学历以及籍贯等特征变量，研究河长制治理效应是否取决于地方官员其他特征。限于篇幅未报告相关结果，感兴趣的读者可向作者索取。
- ④ 参见 R. Wang, F. Wijen and P. Heugens, “Government’s Green Grip: Multifaceted State Influence on Corporate Environmental Actions in China,” *Strategic Management Journal*, Forthcoming.
- ⑤ 鉴于我国各地党委和政府部门主要领导的职责分工不同，党委书记一般不负责具体经济社会事务，且在地方自主推行河长制的过程中，较少有党委书记担任河长（参见常纪文：《河长制的法制基础和实践问题》，《水利建设与管理》2017年第3期），可以预期河长制治理效应并不取决于党委书记年龄特征。事实上，基于省委书记、市委书记以及县委书记的实证检验结果与我们的预期相符。由此可见，在全面推行河长制的进程中，需要进一步落实党政同责制度。
- ⑥ 需要指出，在本文样本期间，的确存在省级政府一把手官员担任河长的情况（如江苏2008年由时任省长罗志军同志担任望虞河河长）。同时，考虑到存在省级副职官员担任河长的情况，我们整理了常务副省长的年龄，对其是否影响河长制治理效应进行检验。结论表明，省级副职官员年龄同样是影响河长制治理效应的重要因素。限于篇幅未报告具体结果，感兴趣的读者可向作者索取。
- ⑦ M. Kahn, P. Li and D. Zhao, “Water Pollution Progress at Borders: The Role of Changes in China’s Political Promotion Incentives.”

应。但不同的是, 年龄越大的市长, 越可能推动河长制的治理效应。可能的原因是, 与省长相比, 市长因环境事故遭受处罚的可能性更高。为了避免因处分导致多年努力付之东流, 相比年轻市长, 年长的市长更有动力加强河长制的治理效应。

表 6 列 (3) 报告的县长估计结果发现, 与省、市级官员不同, 县长年龄并未显著影响河长制的治理效应。这可能源于两方面因素。一方面, 作为基层政府, 与省市级政府相比, 县级政府面临经济增长目标的“层层加码”, 经济增长压力更大。同时, 由于中央政府监管效果逐层递减, 县级政府拥有更大的自由裁量空间。这两种因素叠加在一起, 使得县长的晋升激励与环境治理“脱钩”。另一方面, 在本文样本中, 河长制均由省级或市级政府自主推行, 并不存在县级政府自主推行河长制的情况。在省管县和市管县的行政体制下, 河水治污主要由省级或市级官员负责, 县长更多地扮演执行河长的角色, 因而河长制治理效应并不因县长而异, 这也符合河流的自然地理特点。

表 6 异质性分析结果

	溶解氧				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
是否受河长制影响	3.352*** (1.211)	-3.222** (1.624)	-2.123 (2.879)	0.355** (0.152)	0.423** (0.206)
省长年龄× 是否受河长制影响	-0.052** (0.020)				
市长年龄× 是否受河长制影响		0.069** (0.033)			
县长年龄× 是否受河长制影响			0.055 (0.066)		
是否位于边界× 是否受河长制影响				0.068 (0.333)	
相距最近边界的距离× 是否受河长制影响					-0.001 (0.003)
控制变量	有	有	有	有	有
样本量	3377	2792	2138	3377	3377
R ²	0.800	0.801	0.841	0.799	0.799

注: 括号内为聚类到监测点层面的标准误差, *、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平统计显著; 回归均包括监测点固定效应和年份固定效应; 控制变量包括人均 GDP、GDP 增长率、夜间灯光亮度以及地表气温; 回归包括省、市以及县长的年龄变量, 限于篇幅未报告。

其次, 根据前文分析, 河长制使得责任落实到地方主要官员, 以邻为壑的负外

部性被内部化，可能有助于上下游共治。表 6 列（4）和列（5）报告，“位于边界 $\times$ 是否受河长制影响”以及“相距最近边界的距离 $\times$ 是否受河长制影响”的系数估计结果。二者均未通过显著性检验，说明河长制的初步水污染治理效应，不因是否位于边界或靠近边界而存在差异。就河长制的初步水污染治理效应而言，地方政府在行政边界并不存在以邻为壑的行为。

（四）河长制有效治理工业污染了吗

根据《国务院关于开展第一次全国污染源普查的通知》（国发〔2006〕36号），水污染有三个来源：工业污染、生活污染以及农业污染。长期以来，各级政府环保部门在治理农村生产生活污染方面往往鞭长莫及，^①而在治理工业污染方面却有着十分丰富的政策工具（如税收征管、土地出让等）。前文的结论发现，河长制在地方实践过程中并未显著降低水中深度污染物。这一结果仅因地方政府未能有效治理农业和生活的污染所致，还是因地方政府同样未能对工业污染进行有效治理？明晰这一问题，对于在全面推行河长制的进程中把握水污染治理的抓手具有重要现实意义。

从河长制在各地的推行过程来看，尽管部分地区通过关闭本地污染企业和拒绝污染企业迁入等措施治理水污染，但这是否为普遍现象，仍需要通过严谨的实证分析加以检验。为此，我们基于方程（5）式，识别河长制是否显著减少了辖区水污染密集型行业的生产活动。现考察 30 个二位数行业，其中 7 个行业是水污染密集型行业，其余 23 个行业是非水污染密集型行业。划分标准来自《第一次全国污染源普查公报》。^②

表 7 报告相关估计结果。其中，列（1）—（3）为未控制联合固定效应的结果，“是否属于水污染行业”的估计系数为正（1%显著性水平），说明本文样本中各地区产业结构，仍然偏向于污染密集型行业。“是否受河长制影响 $\times$ 是否属于水污染行业”的系数，均未通过显著性检验。在列（4）—（6）控制联合固定效应后，这一结果仍然保持不变。这表明在地方实践过程中，河长制并未显著减少辖区水污染密集型行业的生产活动。由此可见，在全面推行河长制的过程中，除农业和生活的面源污染外，工业点源污染仍是全面治理水污染的重要抓手。

① 参见宋国君等：《中国农村水环境管理体制建设》，2009 年 5 月 26 日，http://www.zhb.gov.cn/home/ztbd/rdzl/hzhzh/gfpl/200905/t20090526_152013.shtml，2017 年 3 月 14 日。

② 中华人民共和国环境保护部、中华人民共和国国家统计局、中华人民共和国农业部：《第一次全国污染源普查公报》，2010 年 2 月 11 日，http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/qttjgb/qgqttjgb/201002/t20100211_30641.html，2017 年 1 月 5 日。

表 7 河长制与工业污染治理

	工业增加值	企业个数	新企业个数	工业增加值	企业个数	新企业个数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
是否受到河长制影响× 是否属于水污染行业	-0.031 (0.096)	0.061 (0.054)	-0.139 (0.234)	-0.011 (0.050)	-0.007 (0.022)	-0.057 (0.183)
是否受到河长制影响	-0.012 (0.045)	-0.020 (0.029)	0.017 (0.150)			
是否属于水污染行业	0.590*** (0.051)	0.446*** (0.029)	0.778*** (0.108)			
控制变量	有	有	有	无	无	无
样本量	33469	33655	33655	34246	34447	34447
R ²	0.336	0.422	0.143	0.933	0.975	0.636

注：列（1）—（3）括号内的标准误差聚类到城市层面，同时控制城市和年份固定效应；列（4）—（6）括号内的标准误差聚类到省级层面，同时控制“城市—年份”、“行业—年份”以及“城市—行业”固定效应；控制变量包括人均 GDP、开放程度、产业结构、财政分权、人口密度、失业率以及平均工资；*、**和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平统计显著。

结 论

本文利用我国多个地方政府渐进性推行河长制的准自然实验，使用双重差分的识别策略，评估河长制在地方实践过程中对水污染的治理效果。实证结果显示，在地方政府自主实践过程中，河长制显著提升了水中溶解氧，缓解了水体黑臭问题，达到了初步的水污染治理效果。但是，河长制并未有效降低水中深度污染物，可能揭示了地方政府治标不治本的粉饰性治污行为。多任务委托—代理理论提出，当代理人面临多个目标任务时，倾向于完成易为委托人测度的目标，忽视不易测度目标。本文研究结果为这一理论提供了来自中国水污染治理领域的经验证据。

2016 年底，习近平总书记主持召开的深改组第 28 次会议通过了《关于全面推行河长制的意见》。李克强总理在 2018 年政府工作报告中也再次强调全面推行河长制。本文研究从河长制对水污染初步治理效应的地方局部实践，验证党中央和国务院关于全面推行河长制的重大决策，对于治理我国水污染问题的必要性。在将河长制从地方实践上升为国家行动的全面推行河长制过程中，需要不断总结经验，健全环保信用评价，本研究发现的实践存在的不足，具有重要参照价值。

中央《关于全面推行河长制的意见》指出，^①“建立健全以党政领导负责制为核

① 以下所引内容见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于全面推行河长制的意见〉》，《人民日报》2016 年 12 月 12 日，第 1 版。

心的责任体系，明确各级河长职责，强化工作措施，协调各方力量，形成一级抓一级、层层抓落实的工作格局”。我们认为这是十分必要的，有助于解决河长制地方实践过程中暴露出的党政官员职责不一、基层官员缺乏激励的问题。该意见还指出，“立足不同地区不同河湖实际，统筹上下游、左右岸，实行一河一策、一湖一策，解决好河湖管理保护的突出问题”，“建立健全河湖管理保护监督考核和责任追究制度，拓展公众参与渠道，营造全社会共同关心和保护河湖的良好氛围”，“实行生态环境损害责任终身追究制，对造成生态环境损害的，严格按照有关规定追究责任”。我们认为这也是十分必要的。本文研究表明，河长制在地方实践过程中缺乏针对性目标，导致了地方政府的激励扭曲。针对河流实际污染情况制定精准的治理目标，通过“精耕细作”重点解决突出问题，有益于避免水污染治理“广种薄收”。建立多部门联动、协调有序的河长办，同时鼓励公众参与，增设民间河长，有助于分担主要官员的具体事务工作，提升河长制执行效能。此外，引入第三方专业水质检测机构进行监督，弥补公众监督固有的不足，可以健全河湖管理保护监督机制。

沿着新发展理念指引的方向前进，建设天蓝、地绿、水清的美丽中国，要充分认识实施山水林田湖一体化生态保护和修复的重要性、紧迫性、艰巨性。习近平强调，“要加强水污染防治，严格控制七大重点流域干流沿岸的重化工等项目，大力整治城市黑臭水体，全面推行河长制，实施从水源到水龙头全过程监管。”^①“实践证明，生态环境保护能否落到实处，关键在领导干部。”“要落实领导干部任期生态文明建设责任制，实行自然资源资产离任审计”，“针对决策、执行、监管中的责任，明确各级领导干部责任追究情形”。“对造成生态环境损害负有责任的领导干部，不论是否已调离、提拔或者退休，都必须严肃追责”，“决不能让制度规定成为没有牙齿的老虎”。^②抓住了“关键少数”，才能为人民群众创造良好的生产生活环境。

〔责任编辑：许建康〕

① 中共中央文献研究室编：《习近平关于社会主义生态文明建设论述摘编》，北京：中央文献出版社，2017年，第76页。

② 中共中央文献研究室编：《习近平关于社会主义生态文明建设论述摘编》，第110—111页。

financial science and technology and the consequent regulatory challenges. We should be committed to relying on technologies such as big data, cloud computing, artificial intelligence and blockchain to build a technology-driven regulatory system. With data-driven regulation at its heart, this system should build a financial monitoring system centered on distributed equal supervision, intelligent real-time supervision and a pilot regulatory sandbox, breaking through the inherent predicament of traditional financial supervision and innovating regulatory models to protect financial consumers and maintain financial stability.

(5) The Policy Effects of Local Governments' Environmental Governance in China—A Study Based on the Evolution of the “River-Director” System

Shen Kunrong and Jin Gang • 92 •

Control of water pollution control is an important part of the onerous long-term task of building a beautiful China. On the basis of water pollution data at the national monitoring points and the manually compiled data on the evolution of river-director system, we used the double difference method to identify the policy effects of the river-director system in local practice. Our findings show that the river-director system achieved preliminary control of water pollution but did not significantly reduce the main water pollutants. This may indicate that local governments whitewashed the symptoms rather than addressing the root cause. In the course of comprehensively implementing the river-director system, better governance results will be achieved if governments at all levels formulate clear and appropriate governance goals, design sound and feasible accountability mechanisms, and invite professional third-party agencies specialized in water quality testing to supervise the work.

(6) The Separation of Powers and Responsibilities and Avoidance of Responsibility at the Grass-roots Level: A Theoretical Explanation

Ni Xing and Wang Rui • 116 •

The emergence and proliferation of avoidance of responsibilities at the grass-roots level has had a systemic impact on public governance. In explaining the inner logic of this phenomenon through a “structure-risk-behavior” analytical framework, we found that grass-roots governments' present structural arrangements for the separation of powers and responsibilities not only fail to effectively resist and resolve external systemic risk, but also become the root cause of internal non-systemic risk. Consequently, faced with a sharp rise in risks associated with uncertainty, inequality and proliferation, grass-roots administrators are avoiding direct and potential