

河长制的实施能对环境和经济做到“两手抓，两手都要硬”吗？

何贝尔 2022133006

第一章 研究背景

中国河流污染问题严重，为解决此问题，中国实施了河长制。然而，对河长制对城市经济增长和环境治理的影响缺乏深入研究。同时，经济增长质量的研究在中国日益受到关注，但目前对地区间差异的研究有限。河长制作为中国环保领域的重要政策，已验证对水质改善的效果，但对经济发展其他方面的影响缺乏研究。因此，本研究旨在探讨河长制对经济增长质量的影响，并为政策制定和实施提供参考。

第二章 研究假设与模型设定

2.1 研究假设的提出

本文提出两个假设：H1 认为河长制的实施能够改善河湖生态环境，H2 认为河长制的实施有利于促进城市经济增长。通过明晰责任、考核指标，河长制能够督促地方官员重视环境保护与生产效率，推动淘汰污染产能、引进节能环保产业，从而促进经济增长方式的改变和转型。本研究旨在验证这两个假设。

2.2 研究模型的设定

河长制的实施经历了一个自下而上的自发扩散过程，从江苏省首创到最终全国范围内实行。为了研究河长制的影响，本研究采用多时点双重差分法，并控制了一系列变量和地区、时间固定效应。研究年份选择从 2000 年到 2019 年，留出了足够的时间以进行平行趋势检验，并截止到 2019 年以避免其他重大因素（如疫情）对经济大环境的影响。构建地区-年份双重固定效应如下：

$$\ln COD_{it} / invest_{it} / \ln pergd_{it} = \beta_0 + \beta_1 hzz_{it} + \beta' X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it}$$

其中，i 为地区，t 为年份；被解释变量包括对数 COD 排放量、工业废水污染治理投资额、对数人均 GDP；hzz 为河长制是否实施的虚拟变量，若某地区 i 在 t 年实施了河长制则取 1，反之取 0；X 是一系列控制变量； μ 、 η 分别为地区、年份固定效应； ε 为随机误差。

2.3 变量的选择与测度

1) 河长制实施历程（见表 1）

本文通过查阅数字报纸资源库、政府官网相应通知、搜索引擎媒体新闻进行交叉比对，以每个地区第一次有地区最高级响应确定河长制实施的年份，如某年某省第一次印发在某区域河长制实施的意见，则该年为该省河长制实施年份，若 10-12 月发布则设为下一年实行。

表 1 河长制实施情况

年份	河长制推行阶段	河长制扩散省份	中央/地方行为	中央相关政策法规
2007	河长制	江苏	地方自主	无

	起源		行为	
2007—2009	河长制制度初创阶段	辽宁、贵州、黑龙江、四川	地方自主行为	无
2010—2014	河长制制度扩散前期阶段	山东、浙江、云南、天津、福建、重庆	地方自主行为	《最严格水资源管理制度》(2012),《中华人民共和国环境保护法》(2014)
2015—2016	河长制制度扩散后期阶段	北京、湖北、广东、上海、河北、湖南、广西、安徽、陕西、海南、江西、甘肃、青海	地方自主行为	《水污染防治行动计划》(2015),《中华人民共和国水法》(2016年7月),《关于全面推行河长制的意见》(2016年底),《关于全面推行河长制的意见》实施方案(2016年底)
2017至今	河长制制度全面推行阶段	吉林、内蒙古、宁夏、西藏、山西、新疆、河南	中央政府执行	《中华人民共和国河道管理条例》(2017年3月),《水污染防治法》(2017年6月),《中华人民共和国宪法修正案》(2018年3月)

2) 核心被解释变量

本研究的核心被解释变量包括河流污染、水质改善和经济发展。河流污染指标采用化学需氧量(COD)排放量,反映水体污染程度;水质改善指标为工业废水污染治理完成投资额,代表对工业废水的治理力度;经济发展指标则使用人均GDP,用来衡量地区的经济水平。相应的数据来源包括国家统计局官网、中经网统计数据库和《中国省市统计年鉴》。

3) 控制变量和固定效应

本文引入一系列控制变量来排除遗漏变量的干扰,包括:地区人口总量 population;地区生产总值 GDP;地区生产总值较上一年增加值 GDP_0;第二产业占地区生产总值的比值 industry;地区能源消费总量 energy;地区城镇化率 urban,用这些变量来控制经济活动、工业生产、社会发展等方面的差异。同时,进一步控制了时间和地区固定效应,提高模型结果的准确性和可靠性。所有数据来自中经网统计数据库。

第三章 实证分析与讨论

3.1 实证结果分析

1) 河长制实施对水环境的作用

表 2 删除 2016 年前已经推行实施河长制的省份后,河长制实施对 lnCOD 影响

变量	对数化学需氧量排放量		
	(1)	(2)	(3)
河长制实施(差分)	-1.113*** (-9.07)	0.352*** (2.95)	0.364*** (3.14)
第二产业占比			-0.004 (-0.54)
城镇化率			0.000 (0.04)

变量	工业污染治理完成投资额_治理废水		
	(1)	(2)	(3)
河长制实施（差分）	-0.000 (-0.96)	0.000** (2.34)	17,089.204** (2.38)
人口规模			1,612.387 (1.26)
GDP 增速			197.052*** (3.95)
第二产业占比			892.284*** (4.04)
能源消费			0.357 (0.40)
城镇化率			656.451** (2.38)
财政收入			-4.751 (-1.02)
Constant	0.274*** (11.24)	0.198*** (7.62)	-107,740.771 (-1.70)
时间和地区固定效应	No	Yes	Yes
Observations	600	600	596
R-squared	0.002	0.728	0.717

财政收入			-0.000 (-0.47)
GDP			-0.000 (-0.29)
Constant	3.652*** (66.42)	3.358*** (140.20)	3.557*** (7.27)
时间和地区固定效应	No	Yes	Yes
Observations	304	304	303
R-squared	0.214	0.942	0.942

在研究中，发现将 COD 作为被解释变量进行回归的结果不显著。进一步分析发现，2015 年至 2016 年的 COD 数据存在异常情况，真实性有疑问。因此，选择不受考核影响的工业废水污染治理完成投资额作为水质改善指标，并进行回归分析。结果显示，在控制了变量和固定效应后，河长制政策的实施显著提高了工业废水污染治理完成投资额，约为 17089 万元，在 5% 的显著水平下。

2) 河长制实施对经济的作用

表 3 河长制实施对对数人均 GDP 的影响

VARIABLES	对数人均 GDP		
	(1)	(2)	(3)
hzz	1.026*** (15.19)	-0.022 (-0.58)	0.006 (0.18)
num_ind			0.011*** (3.36)
num_urb			0.008* (1.83)
population			-0.015** (-2.62)
Constant	9.835***	10.106***	9.957***

	(286.31)	(1,043.29)	(21.10)
)		
时间和地区固定效应	No	Yes	Yes
Observations	600	600	596
R-squared	0.278	0.982	0.989

在研究中，将对数人均 GDP 作为被解释变量进行回归，以研究河长制对经济发展的影响。然而，只有简单回归结果显著，其他回归模型均不显著。这可能是因为高要求导致部分高污染但高就业和高 GDP 贡献的企业关停或减产，而只有部分绿色环保企业进行了技术转型升级，因此河长制对经济的影响不明显。此外，尝试使用专利数量作为被解释变量的回归结果也不显著，表明河长制的实施并未明显推动企业进行绿色技术转型。

3.2 平行趋势与动态效应检验

$$invest_{it} = \beta_0 + \sum_{i=-18}^{11} \beta_i hzz_{it} \eta_t + \beta' X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it}$$

将年份固定效应与交互项相乘，河长制实施的年份设置为 0 时刻，以此类推，进行平行趋势检验。

num_invest	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
pre10	13875.46	19620.8	0.71	0.485	-26253.59	54004.5
pre9	9343.031	16592.12	0.56	0.578	-24591.66	43277.72
pre8	10384.18	14274.61	0.73	0.473	-18810.68	39579.04
pre7	1557.211	12011.73	0.13	0.898	-23009.53	26123.96
pre6	2581.971	12811.3	0.20	0.842	-23620.07	28784.01
pre5	-1016.919	10552.45	-0.10	0.924	-22599.1	20565.26
pre4	-2997.301	9819.417	-0.31	0.762	-23080.26	17085.66
pre3	-1063.575	10291.84	-0.10	0.918	-22112.75	19985.6
pre2	-10618.71	5361.375	-1.98	0.057	-21583.96	346.5297
current	11137.5	6178.055	1.80	0.082	-1498.043	23773.04
post1	9771.35	7153.37	1.37	0.182	-4858.934	24401.63
post2	6708.966	6948.973	0.97	0.342	-7503.279	20921.21
post3	8584.243	9864.881	0.87	0.391	-11591.7	28760.19
post4	-8670.021	8888.391	-0.98	0.337	-26848.82	9508.779
post5	-2015.858	10512.25	-0.19	0.849	-23515.83	19484.11
post6	-2517.984	10387.82	-0.24	0.810	-23763.45	18727.49
post7	-15042.16	14230.22	-1.06	0.299	-44146.23	14061.91
post8	7326.492	24812.59	0.30	0.770	-43420.94	58073.93
post9	-6182.563	14765.64	-0.42	0.679	-36381.68	24016.56
population	802.454	735.5287	1.09	0.284	-701.8711	2306.779
inc	206.7262	57.75444	3.58	0.001	88.60513	324.8473
num_industry	923.3935	251.618	3.67	0.001	408.7768	1438.01
energy	-.3370868	.6378791	-0.53	0.601	-1.641696	.9675225
num_urban	668.9541	280.1509	2.39	0.024	95.98121	1241.927
_cons	-72932.64	34446.63	-2.12	0.043	-143383.9	-2481.363

图 1 河长制实施对工业废水污染治理投资额的影响的平行趋势和动态效应检验

河长制政策的实施对绿色创新水平产生了显著影响。回归分析结果表明，在河长制政策实施前，处理组和对照组之间的绿色创新水平没有显著差异，符合平行趋势假设。然而，在河长制政策实施后的第一期，处理组的绿色创新水平显著提高，表明河长制的实施对污水治理投资产生了显著影响。需要注意的是，随着时间的推移，政策的效果逐渐减弱，不同期的系数逐渐减小且显著性减弱，表明河长制的工作安排逐渐趋于稳定，政策的效果也趋于平缓。

第四章 结论与政策建议

本研究得出以下结论：河长制的实施有利于促进河湖生态环境改善，但对经济发展的影响不显著。其中，可能是河长制将地方官员的工作重点放在水污染治理上，而考核和惩罚机制增加了治理成本，未有效推动企业进行绿色转型和提高治理技术效率，从而未实现经济的可持续发展。水质改善可能主要源于高污染企业的关停和减产，带来一时的“耳目一新”效果。然而，研究也存在局限性，如数据选择和模型控制变量的限制。因此，建议进一步深化研究，包括考虑更多污染指标、细化时间和地理划分，并控制更多相关变量。同时，政府应关注就业和居民福利，实施环境规制的同时解决短期内产业转型带来的就业损失和福利受损问题。此外，应注重科技创新和节能减排等领域的投入，实现可持续的高质量发展。