

【国民经济】

跨境河流污染的“边界效应”与减排政策
效果研究

——基于重点断面水质监测周数据的检验

李 静, 杨 娜, 陶 璐

(合肥工业大学经济学院, 安徽 合肥 230601)

[摘要] 中国地方政府特殊的竞争行为和政绩考核机制使环境成为“逐底竞争”的牺牲品,跨境河流极易形成污染的行政“边界效应”。本文基于2004—2013年9大水系重点监测断面周数据,运用OLS和最邻近匹配(Nearest Neighbor Matching, NNM),考察了行政边界对河流污染程度的影响;利用双重差分(Difference in Difference, DID)检验了“十一五”和“十二五”期间的减排政策对“边界效应”的改善作用。研究结果显示,不论是OLS还是NNM都证实确实存在较为明显的“边界效应”,发现边界监测点的污染水平比非边界监测点的污染水平分别高出16%(净pH值)、105.02%(化学需氧量)和90.02%(氨氮)。五年规划的节能减排政策确实有利于缓解严重的“边界效应”,但仅限于纳入考核指标的化学需氧量和氨氮。研究对于逐步弱化经济考核、规范地方考核办法、鼓励区域间环境合作治理以及出台合理的生态补偿方案都具有重要的政策含义。

[关键词] 边界效应; 河流污染; 最邻近匹配; 双重差分; 重点监测断面

[中图分类号]F124.5 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)03-0031-13

一、问题提出

跨境河流不仅为上下游地区带来丰沛的资源,同时由于污染的负外部性也带给下游地区相当程度的环境损害,因此“污染我们的邻居”成为国际跨境河流长期难以治理的外部性“顽疾”。已有研究发现,跨境国际河流下游地区往往更易于受到上游地区排污所造成的环境影响。现有研究还发现各地区的保护主义与跨境水污染密切相关^[1-5]。由于国家或地区之间缺乏监管、信息通报机制和补偿措施,各地区以其污染物产生量作为已知条件,就其污染物削减量和转移量进行决策时,上游地区都倾向加大对下游地区的污染物转移量,即“搭便车”行为。多数研究还发现,上游通过向下游排污增进自身福利,而下游则要承受由此带来的治理成本和社会成本^[6-9],使其社会福利降低,导致整个流域的“公地悲剧”。Sigman^[10]分析49个国家291个河流监测点的生化需氧量(BOD),得出跨国河流污染比国内河流污染更严重的结论。Gray and Shadbegian^[11]研究发现,美国和加拿大的边界河流中

[收稿日期] 2015-01-22

[基金项目] 国家自然科学基金项目“区域污染物的影子价格度量方法与应用研究”(批准号71103057)。

[作者简介] 李静(1978—),男,安徽涡阳人,合肥工业大学经济学院副教授,经济学博士;杨娜(1989—),女,陕西靖边人,合肥工业大学经济学院硕士研究生;陶璐(1990—),女,安徽寿县人,合肥工业大学经济学院硕士研究生。

排放的 BOD 较高且缺乏相应的监管活动。

对于一国或地区内的跨境河流污染问题,各行政区都受到统一的中央政府管制,但由于各行政区权力集中度不同,地方竞争与保护主义等都可能使跨境河流水质下降。Sigman^[12]指出美国各州分权能提高水污染监管的严密性。而 List et al.^[13]基于美国国家级濒危物种数据,发现权力下放造成的“搭便车”难达到帕累托最优。之后, Sigman^[14]研究了美国 501 个水质监测点的主要污染物指标,发现行政分权会降低下游水质,加大治理成本。胡若隐^[15]指出中国的行政分割体制和地方保护主义是导致跨境水污染的根本原因。沈大军等^[16]认为目前区域和流域结合管理模式尚未完善,需要采取超越行政区思维的治理模式。Kahn et al.^[17]认为官员晋升机制的变化有利于缓解边界污染。部分学者以博弈论为分析工具,提出微观技术方法^[18,19]。环境监管的“属地管理”原则给跨境河流污染治理带来较大困难,林巍等^[20]针对淮河流域提出排污总量分配公平的准则。

综上,国外对于跨境河流污染的研究主要集中于回答或检验国际河流“搭便车”行为的存在性、产生原因以及治理政策,一国或地区内部河流污染“边界效应”的研究主要围绕跨美国各州的河流污染问题展开。而中国的研究虽然认识到行政分割导致中国跨境水污染治理困境,却鲜有从实证的角度证实是否存在河流污染的“边界效应”。并且中国大多学者都是以某一地区或流域为研究对象,缺乏对全国范围内的跨境河流污染的研究。此外,由于中国行政体制多强调下级对上级的负责机制,这就决定了中央的节能减排问责政策可能会直接影响各地方的减排努力,进而影响到“边界效应”,但国内文献没有对这一政策的作用进行研究。因此,行政边界如何影响河流的环境质量,以及如何协调跨境污染的治理问题是事关区域环境与发展的重大现实问题。

二、制度背景与假设

1. 中国主要流域的监测制度

水质监测在中国起步较晚,目前在水质自动监测、移动快速分析等预警预报体系建设方面尚处于探索阶段。为此,1999 年国家环保总局在各大流域及湖泊开始试点建设水质自动监测站点,2005 年开始实行水质自动监测的周报制度,2014 年监测站点达到 131 个,九大水系共有 103 个。

环境保护部环境监测总站对国控地表水质自动监测站实行统一管理,地方环境监测中心(站)主要负责对省级及以下监测站点进行管理和维护,并协助总站对辖区内的水站进行监督管理。中国水环境监测经过 20 多年的发展,已形成以国控监测站为主体的监测水环境体系,特别是针对中国十大水系的监测网络已基本完善。但总体上仍然存在监测站点较少、分布较为分散、报送时间过长等问题,与发达国家相比仍然有较大的差距。主要流域监测站点设置的一个重要原则是是否位于行政区域的交界断面,包括入境断面、出境断面及行政区内的消减断面^①。显然,河流的监测站点的设置充分考虑了行政区域的边界问题,这也为本研究提供了“天然”的试验数据,很好地捕捉了水系上下游可能存在的行政边界的“搭便车”行为。

2. 地方政府竞争、环保属地监管与跨境污染

自 1994 年实行分税制改革以来,在政治和经济双重激励机制下,地方政府主要围绕着财政收入和经济增长(特别是工业的增长)展开了各种形式的竞争。Cumberland^[21]很早就注意到,地方竞争可能会以牺牲地方的环境为代价。Breton^[22]也认为地方竞争可能会导致对资源环境的“逐底竞争”,其不合作的博弈行为,也会导致当地生态环境的恶化。地方政府为了取得短期竞争优势,竞相在资源供给和环境标准上降低价格或门槛^[23],甚至诱导企业过度利用水资源(或其他资源),并超标排放污染物。另一方面,长期以来的 GDP 增长率至上的晋升制度也不利于环保法规的执行,会导致水资源过度污染。

由于各地经济发展主要依靠工业,多数工业企业依水而建,以便于采集水资源和排放污染物,

① 反映河流对污染物的稀释净化作用,若行政区域内,河流有足够长度,则应在各控制断面的下游设计消减断面。

同时因技术落后等原因,导致水资源利用效率不高、污染物净化程度不足;但是,由于缺乏监督激励机制,环境绩效对地方官员晋升影响甚微,“经济人”原理使得地方官员放任甚至鼓励上述污染行为。在行政边界处,由于污染只对下游的行政区产生负面影响,却能给本行政区带来经济效益,因此“搭便车”的心理诱使跨境河流污染问题的产生。

对于上述竞争格局和晋升考核制度产生的跨境河流污染问题,地方政府都没有足够的动力去治理,原因在于这种治理措施短期之内难以发挥作用,且治理收益不会全部集中在本辖区之内,而会外溢到邻近区域,相对而言经济收益不明显。在以GDP增长为导向的地方政绩考核格局中,相对于经济效益,环境生态效益在其中的权重要小得多。这样,流域内每一级地方政府都没有足够的动力治理上述“搭便车”行为,即希望流域内其他地方政府会治理河流污染,而自己“坐享其成”。博弈的结果是全流域的地方政府都不可能加大力度去治理跨境污染。

此外,当前中国环保系统采取的是“属地管理,分级负责”的原则,这对于强化地方环境保护部门在本辖区环境监管的权利和责任具有明确的指导意义。但是,属地管理原则对于流域性、区域性环境问题则无能为力,而这些问题不会因为人为的行政区划而消失。另一方面,中国的环保部门在人事、工资上无法摆脱地方政府的掣肘,这往往又导致了环保部门并没有独立的执法权限。因此,往往采取有限监管的模式,对于河流污染,只要本辖区水质达标即可;而对于过境污染则希望尽快地流入其他行政区。因此,行政区边界的环境监管成为环保执法的“真空地带”和污染的“重灾区”。至此,本文提出:

假设1:跨境河流在行政边界的污染程度要显著高于行政区内部。

3. 新环境政策与考核晋升机制

为了控制上述问题,中央政府正在尝试改变以往的单纯以经济增长为考核目标的地方激励办法。新办法更多地从地方政府的官员目标考核上入手,加强对地方官员的问责,并把目标完成情况与地方官员的晋升直接联系起来。地方官员的晋升不仅仅以当地的增长绩效(特别是工业的增长)为依据,也会参照环境政策,特别是节能减排的目标约束,这在一定程度上改变了传统的官员竞争和晋升的“游戏规则”,一定程度上会抑制“唯GDP”的冲动,从而逐步弱化河流污染的“边界效应”。

新政策的变化主要分为三个基本的阶段:第一阶段是以2005年松花江污染事件为契机,于2006年初下发了《国家突发环境事件应急预案》,规定属于跨区、超出当地处理能力且需要协调处理的突发环境事件,地方政府应当及时公开或通报和妥善处理。预案虽未特别强调地方政府所承担的责任,但很明显,属地如果发生严重的突发环境事件,将会对当地政府官员的晋升仕途产生负面影响。第二阶段是2006年实施的《国民经济和社会发展第十一个五年规划纲要》,在社会经济发展的主要目标中首次明确提出要把主要污染物排放总量减少10%(其中水污染的指标之一COD被列入约束性指标中)^①,节能减排成为“十一五”期间最为突出的环保新政策,COD被明确纳入政策指标对于本区内水污染排放以及跨行政区的水污染问题都具有一定的约束作用。“十二五”规则继续沿用这些政策,并添加了部分考核指标,把COD和氨氮一同纳入政策指标中,以辖区水质断面的这两种指标值作为考核地方政府官员的重要标准。这些具有法律效力的约束指标对地方政府的传统发展思路可能具有更强的冲击力。为了完成约束性目标,地方政府会运用各种方式,至少在短期之内要改变经济和污染双重增长的格局。因此,本文认为这一政策动向对节能减排指标具有明显的激励作用,对本研究的跨境河流污染指标也同样会起到积极作用^②。“十二五”规划同样延伸了上述目标

① 规定约束性指标具有法律效力,要纳入各地区、各部门经济社会发展综合评价和绩效考核。其中,单位国内生产总值能源消耗降低、主要污染物排放总量减少等指标要分解落实到各省、区、市。

② 节能减排政策会使排放到流域的污染物减少,即水质断面监测点的污染指标值减少。如果政策出台前,边界点平均污染程度比非边界点高,政策出台后,检验结果显示边界点和非边界点的平均污染程度都有所降低且二者差距缩小,则可以说明减排政策不仅能控制监测点的污染指标值,而且相比于非边界点而言能更大程度改善边界点的污染水平,表明污染的“边界效应”有所减缓。

约束。故本文提出:

假设 2: 五年规划污染排放约束性指标的设立能够改善跨境河流污染的“边界效应”。

第三阶段是新一届政府环境保护及科学发展的新理念所带来的新的政策变化。由于近期频繁发生的大范围的空气污染事件,也促使新一任政府制定更为严格的环境政策和法规。2014 年 4 月 24 日新修订的《环保法》成为近期环境政策的新亮点。该法特别强调了“地方各级人民政府应当对行政区域内的环境质量负责”,若相关部门监管不利而造成严重后果的,地方各级人民政府、县级以上环保主管部门和其他负有监管职责的主要负责人应当引咎辞职。但是由于本文的样本并未延至新环保法修订和实施阶段,这一新变化无法反映在研究中。

三、研究设计

1. 样本选择

本文从环境保护部收集了 2004—2013 年国控 9 大水系^①监测站点的水污染自动监测周频次数据。主要水系重点断面水质自动监测站共监测 8 项指标,包括 pH、溶解氧(DO)、化学需氧量(COD)、氨氮(NH₃-N)、电导率、浊度、水温及高锰酸盐指数,但环境保护部公开的数据只有前 4 项,本文以此 4 项污染指标为依据进行数据处理。由于早期监测站点少,一些内陆河流及主要湖泊没有纳入监测范围,且湖泊多位于省界以内,布置的监测点较少,数据缺失严重,故本研究将其排除在外。根据国控监测站点的管理制度,这些站点的日常管理和水环境数据采集、汇总、发布等都是由环境保护部负责的,监测站点所在行政区环保部门只是有义务协助站点的管理,可见站点是不受地方政府干预的,保证了数据采集和发布的独立性和数据质量。由于每年监测站点的数量差异,同时可能由于监测站点设备故障和河流季节性断流等原因,造成了数据在时间和站点上的缺失;另外,周报数据也存在一些写入的错误,本文尽可能地根据各监测子站的数据进行了核对和校正。最后形成了关于 4 个水质指标的非平衡面板数据。数据基本概况及描述性统计见表 1。

表 1 监测指标的描述性统计

年份	pH	DO (mg/l)	COD (mg/l)	NH ₃ -N (mg/l)	监测点 (个)	边界监测 (个)	非边界监测 (个)
2004	7.6552	7.1698	7.1451	1.4609	63	23	40
2005	7.6427	7.2696	8.1536	1.3428	70	28	42
2006	7.6384	7.3648	6.9541	1.3049	71	29	42
2007	7.7088	7.2771	6.5242	1.3975	87	45	42
2008	7.7917	7.5042	6.3197	1.3955	87	45	42
2009	7.7658	7.6201	5.1689	1.2089	87	45	42
2010	7.7405	7.6718	4.7266	1.0140	87	41	46
2011	7.8241	7.9568	4.7621	0.8849	100	52	48
2012	7.7032	8.061	4.3215	0.6675	103	57	46
2013	7.6538	7.9520	4.1776	0.6811	102	61	41
样本数量	41697	41370	41594	41496			
最小值	0.2500	0.0000	0.1000	0.0100			
最大值	9.6500	93.2000	534.0000	92.6000			
平均值	7.7165	7.6391	5.6442	1.0977			
标准差	0.5228	2.8300	12.7279	2.9901			

资料来源:作者计算整理。

表 1 可见,纳入分析的监测站点的数量逐年增加,目前大致稳定在 100 个以上;同时,边界监测点的数量基本上是逐年增加的,表明政府对跨境污染的重视程度加大。与其他类似研究把样本局限

^① 主要包括松花江、辽河、海河、淮河、黄河、长江、珠江、钱塘江、闽江 9 大水系。

于某一流域或以年为周期的样本相比,本文研究对象的地理分布较为广泛,数据更为具体详尽。从年均值易见,4项水质指标均呈现一定程度的改善倾向,COD指标下降最为明显,表明主要水系水质有相当程度的提高。另外,从图1可以看出,省界污染水平明显高于非省界的污染水平。

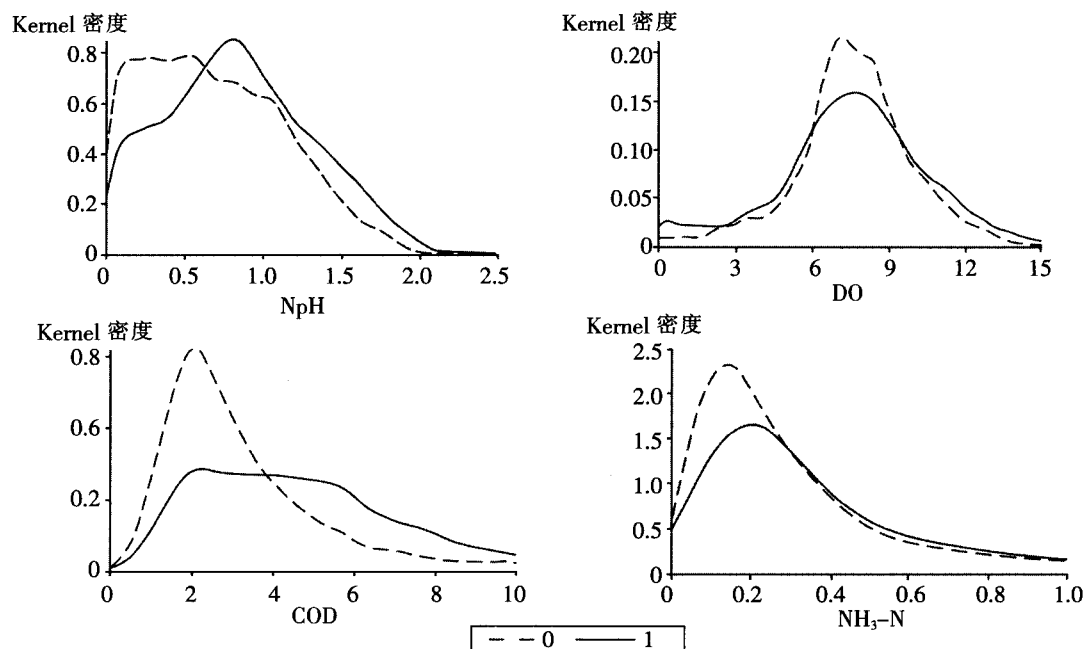


图1 NpH、DO、COD和NH₃-N四项水质指标省界和非省界对比 Kernel 分布

注:图中实线和虚线分别表示省界和非省界监测点的指标分布;NpH为pH值与7之差的绝对值。

资料来源:作者计算整理。

2. 变量定义与模型设定

根据研究思路,4个重点断面水质指标是本文的重要被解释变量,而监测点是否位于省界上是本文考虑的关键解释变量。按一般研究设计路径,检验方程可设置如下形式:

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 bound_i + \beta_2 Z + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中 P_{it} 表示9大水系重点断面4项水质监测指标; $bound_i$ 指监测点是否位于省界上的二值指示性指标(1表示在省界,0表示其他情况); Z 表示影响 P_{it} 的其他控制性变量,如河流的长度、所在区域的工业化程度、人均收入水平、水系的地理位置、季节因素、行政官员的晋升压力及环境规制强度等。本文感兴趣的是 β_1 的大小与变化,若 β_1 显著为正,则能够证明存在明显的河流污染的“边界效应”。

监测点是否设定于省界上,是政府为了监测水质、解决跨境水污染事故纠纷等做出的有选择性的行为,且监测点一旦设立不会根据时间的变化或所在行政区发展模式(影响水质变化)的改变而取消,这就保证了监测数据的独立性。如果不存在“边界效应”,监测点位于省界和省内产生的效果可能都是相同的。但是,式(1)的估计使用传统的OLS法面临着一个主要的问题:缺失数据,即一个监测点一旦位于省界上,它就不可能再位于其他地方,这一问题会导致OLS估计产生偏差。接下来本文使用匹配法进一步检验河流污染的“边界效应”。由于本文的协变量 X 较少,且样本容量大,因此采用最邻近匹配法(NNM)对核心解释变量 $bound$ 进行匹配。

最邻近匹配法(NNM)是根据影响结果的一组变量 X 来寻找控制组和处理组距离最小的一组相似监测点,来作为“反事实”匹配和分析的依据。NNM法计算距离通常有三种办法:马氏距离(Mahalanobis)、逆方差(Inverse Variance)和欧氏距离(Euclidean),这里使用马氏距离进行匹配。其

主要基于这样一种思路:对于 $i \in \{D_i=1\}$ 与 $j \in \{D_j=0\}$, i 与 j 的距离 d_{ij} 为 $\sqrt{(x_i-x_j)'S^{-1}(x_i-x_j)}$ 。其中, x_i 和 x_j 分别为 i 与 j 的匹配变量, S 为控制组各匹配变量的协方差矩阵。对于处理组观测值 i , 只有那些具有最小距离值 d_{ij} 的一个或多个控制组被选择作为新的控制组^①。因此, 进行马氏距离的匹配时必须首先选择合适的匹配变量, 即寻找影响水质的 4 项指标的因素作为匹配的基础。由于马氏距离单纯的一对一匹配会产生较大均方误差 (MSE), 经验表明采用 1:4 的匹配比例, 会得到最小的 MSE, 故本文匹配时采用 1:4 匹配比例。由于水质监测是周报数据, 无法找到和监测点相关的宏观经济和环境数据, 本文退而使用监测点所在省份的季度宏观数据以及季节和河流等不随时间变化的因素来匹配。①年份和季节因素: 随着年份的推移, 政府加大了环境保护力度, 污染程度有减缓的趋势, 所以本文以 2004 年为基准, 设置了 9 个虚拟变量 (y_2 — y_{10}); 季节变化导致河流处于丰水期—枯水期更替变化, 夏季降水丰沛, 会很大程度上稀释污染的浓度, 而冬春季则相反。这里以春季为基准, 夏秋冬分别设置 3 个虚拟变量 (s_2 — s_4)。②河流的长度 ($\ln long$): 河流越长对污染物的稀释程度就会越强, 污染也就会越弱, 且河流的长度是个外生变量, 使用时取河流长度的对数。③所在区域的产业结构 (ind): 本文使用所在省份的工业化程度即工业增加值占 GDP 比重作为一个重要的匹配变量, 工业化程度越高会加重河流的污染程度。为了更恰当地展示所在区域产业结构的影响, 不同于其他文献, 本文使用了所在省份的季度数据。④所在区域的收入水平: 根据一般 EKC 理论, 它会弱化污染程度, 提高水质。与工业化程度相同, 这里同样使用所在省份的季度人均 GDP ($\ln py$) 来作为一个重要的控制变量, 并以 2004 年四个季度为基准转换成不变价的数据。⑤所在省区行政官员的竞争和晋升压力: 所在区域官员的竞争与晋升压力主要来源于所在地区的经济增长绩效, 特别是工业的增长, 并进而传导至对流经河流的水质影响。根据其他文献的研究, 官员的年龄在地方官员的晋升压力中扮演着重要的角色^[24], 越年轻的官员其晋升的冲动越强, 带给当地更快的工业增长率, 由此可能造成水环境质量的下降。但随着环境政策的强化, 特别是节能减排“一票否决”的实施, 也会减缓官员晋升冲动带给环境的负面影响。本文采用所在地区省长的年龄表示 (age)。此外, 有研究表明, 官员的专业禀赋也会影响当地民生^[25], 文科官员更加重视民生和科技文卫, 对 GDP 的崇拜也要小一些, 故本文也引入文理科的专业背景 ($major=1$ 为文科, 0 为其他) 作为控制变量。⑥环境规制强度: 监测点所在的省份如果采取了较严厉的环境规制手段, 则在一定程度上会减缓当地产业对河流的污染。本文使用通常的规制替代指标, 即用排污费对数 ($\ln fee$) 来表示各地的环境规制强度, 并用各地的 CPI 进行了不变价的平减。季度工业化程度、季度人均 GDP 主要来自中国统计数据应用支持系统, 各省份年度排污费来自历年《中国环境统计年鉴》, 河流长度参照百度地理百科获得; 省长的年龄及专业, 根据网络公开资料收集。

在上述模型基础上, 为验证假设 2, 本文采用双重差分法 (DID) 来检验政策变化的效应。为了与“边界效应”的做法保持一致, 政策变化前后的省界和非省界监测点均采用马氏距离匹配法。

四、河流污染“边界效应”检验

1. OLS 估计结果

表 2 展示了 NpH 、 DO 、 COD 和 NH_3-N 四项污染指标变量与边界变量及相关控制变量的 OLS 回归结果。估计中为了纠正可能存在的异方差, 使用了 Huber-White Sandwich 方法估计标准误差。回归分四步进行, 首先对 4 项指标和边界变量 $bound$ 进行回归, 从表 2 可以看出, 除 DO 外, 其他 3 项污染指标的回归结果都在 1% 的置信水平下是显著的, 边界观测值的污染水平明显高于非边界观测值。随后本文的回归依次加入了河流长度、工业化水平、人均收入、省长年龄和专业、排污费、年度效应、季节效应、支流干流 (zl) 以及南北方河流 (ns) 虚拟变量, 结果显示, 引入更多的控制变量并没有影响其回归结果的显著性和方向, 回归结果初步证明了假设 1, 即存在一定程度的“边界效应”(虽

① 处理组与控制组的数量即是表 1 中的边界监测点与非边界监测点的个数。

然 DO 的回归系数变化不太稳定,但可以看出其存在积极的“边界效应”)。COD 逐年下降,这与这一时期明确的节能减排政策约束有直接的关系,本文会在下文专门讨论政策对“边界效应”的影响。值得注意的是,用来控制官员晋升压力的省长年龄确实表现出非常显著的效应,即越年轻的官员越容易关注增长的绩效而忽视水环境污染问题。官员的专业背景回归符号与预期相符,即文科背景的官员更倾向于控制水污染问题(虽然仅有 COD 表现出一定的显著度)。环境规制强度也表现出与监测点浓度相反的效果,与预期相一致,即所在地区环境规制越强,对“边界效应”所起的抑制作用越明显。

表 2 跨境污染的 OLS 估计结果

	1				2			
	NpH	DO	COD	NH ₃ -N	NpH	DO	COD	NH ₃ -N
<i>bound</i>	0.1532***	-0.0142	4.1819***	0.8803***	0.1626***	0.1086***	3.8555***	0.7241***
<i>lnlong</i>					-0.0157***	0.0531***	-0.4926***	-0.2822***
样本数	41697	41370	41594	41496	41697	41370	41594	41496
R ²	0.0270	0.0380	0.0260	0.0210	0.0350	0.0010	0.0270	0.0382
	3				4			
	NpH	DO	COD	NH ₃ -N	NpH	DO	COD	NH ₃ -N
<i>bound</i>	0.1678***	0.1122**	4.1591***	0.7929**	0.1277***	0.1455**	2.6912***	0.4327***
<i>lnlong</i>	-0.0130***	0.1021***	-0.5658***	-0.3327***	0.0076***	0.2383***	-0.0518*	-0.1964***
<i>ind</i>	0.0016***	-0.0182***	0.0688***	0.0086***	0.0023***	-0.0162***	0.0527***	0.0328***
<i>lnpy</i>	-0.0260***	0.5930***	-0.2040**	-0.6704***	-0.0038	0.666**	-1.0284***	-0.8723***
<i>age</i>	-0.0020***	0.0010***	-0.0040***	-0.0040***	-0.0024***	0.0013*	-0.0039***	-0.0052***
<i>major</i>	-0.0014	0.0016	-0.0009*	-0.0026	0.0019	0.0127	-0.0420*	-0.0033
<i>lnfee</i>	-0.0023**	0.0021	-0.0053**	-0.0026*	-0.0025*	0.0011	-0.0054*	-0.0017*
年度效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
季节效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
<i>zl</i>					0.0621***	0.5229***	1.6216***	0.4426***
<i>ns</i>					0.1177***	-0.2440***	4.4927***	1.1077***
样本数	41697	41370	41594	41496	41697	41370	41594	41496
R ²	0.0623	0.1231	0.0673	0.08341	0.0736	0.1155	0.0822	0.1241

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,下同;年度效应和季节效应虚拟变量,分别以2004年为基准年和第一季度为基准。

资料来源:作者计算整理。

2. NNM 估计结果

由表3可以看出,加入各种组合的匹配变量,NpH的平均处理效应(ATE)较为显著,边界点的NpH均值比非边界点高出0.11,即存在16%的“边界效应”。同样地,NH₃-N的平均处理效应为0.66,即边界点的NH₃-N均值比非边界点高出90.02%。对DO进行匹配后,发现在加入季节和年份变量后,平均处理效应才表现出统计显著,表明DO指标NNM结果的不稳健。COD平均处理效应达到了4.12,说明边界监测点的COD均值比非边界值高出105.02%。考虑匹配变量组合的变化也没有影响到本文的基本结论。综上,除了DO指标,其他3项指标经过匹配后的平均处理效果的Z检验值均在1%的水平下显著,与OLS方法得出的结果完全一致,边界点的污染水平仍然高于非边界点,表明中国河流污染确实存在明显的“边界效应”问题。

3. 拓展性 NNM 检验

本部分内容主要基于由最邻近匹配方法得出的中国河流存在跨境污染现象的结论进行稳健性

检验。本文采用河流长度对数 $\ln long$ 、工业化程度 ind 、人均 GDP 对数 $\ln py$ 、官员年龄 age 、专业背景 $major$ 、排污费对数 $\ln fee$ 、季节虚拟变量作为匹配变量,考虑如下情形:不同年份的 ATE 是否发生改变;南北方河流 ATE 的差异;支流与干流 ATE 的差异。①排除年份虚拟变量的影响,选取有代表性的四年的结果列示于表 4,NpH、COD 和 NH_3-N 3 个指标存在显著的“边界效应”;②南北方河流自身水文状况不同导致污染指标值有所差异。北方较南方河流少、水量小、雨季短,影响到南北方河流的指标值差异。从表 4 可以看到,北方河流的 4 个指标值系数都为正,且 Z 检验结果均显著,说明北方河流(包括松花江、辽河、海河、淮河、黄河)存在跨境污染的“边界效应”,不过,南方河流(包括长江、珠江、钱塘江、闽江)的 COD 和 NH_3-N 的 ATE 系数虽然较为一致,但未通过检验,表明南方河流总体上“边界效应”并不明显①;③由于支流水量少、流速低、长度短,更容易受到污染,研究也区分了支流和干流的影响。检验得到的结果依然非常显著,且支流的污染指标的 ATE 远高于干流。

表 3 NNM 的平均处理效应(ATE)估计结果

匹配变量	NpH	DO	COD	NH_3-N
$\ln long$	0.0943***	-0.0693	3.5572***	0.6505***
Z 检验值	4.4400	-0.6100	18.8100	7.2000
$\ln long \ ind \ \ln py$	0.1060***	-0.0339	4.1624***	0.6787***
Z 检验值	23.0200	-1.2300	34.4800	20.0000
$\ln long \ ind \ \ln py \ age \ major$ 季节	0.0995***	0.0663*	4.8327***	0.6419***
Z 检验值	21.6303	1.6482	28.7429	16.2802
$\ln long \ ind \ \ln py \ age \ major \ \ln fee$ 季节	0.1085***	0.1602	4.1215***	0.6621***
Z 检验值	26.6850	1.5250	33.2640	24.9410

资料来源:作者计算整理。

表 4 最邻近匹配平均处理效应(ATE)估计:主要年份、南北方河流和支流干流

	NpH	DO	COD	NH_3-N
2004	-0.0322**	0.6739***	2.5933***	-0.5739***
2006	0.1783***	-0.1024	2.9329***	0.4767***
2010	0.0233***	0.1122	2.6345***	0.6528***
2013	0.2178***	0.0790***	0.7428***	0.1469***
南方	0.1084***	0.7754***	-0.4133	-0.2127
北方	0.0801***	0.1974***	3.5285***	0.3029***
干流	0.0249***	0.2067*	0.6465***	0.1457***
支流	0.1628***	0.3164	3.9378***	0.2537**

资料来源:作者计算整理。

五、减排政策约束与“边界效应”

1. 节能减排政策对河流“边界效应”的影响

为了探讨“十一五”和“十二五”规划的减排政策对缓解跨境河流污染“边界效应”的作用效果,本文把样本分为两段来考察节能减排政策对跨境河流“边界效应”的冲击作用。对地方政府考核和官员晋升影响最大的莫过于 2006 年初实施的“十一五”规划中,首次明确把主要污染物排放下降 10%作为约束性目标,而对水质的考查主要涉及 COD 指标;2011 年初“十二五”规划涉及的水质污

① 另外一个原因在于南方水系的监测点设置较北方河流少得多,比如 103 个国控监测点中,南方水系仅为 31 个,这在另一层面影响了对此的估计结果。

染指标COD和氨氮分别要下降8%和10%。为了检验政策冲击作用,本文首先以2006年初为时间点来考察实施环境目标约束政策对“边界效应”的影响。这里使用的双重差分方法仍然延续马氏距离匹配探究2006年前后两个时段的处理效应,匹配变量除了把年份虚拟变量排除外,其他与前文相同。

表5报告了4种水质指标双重差分检验结果。从中,至少能够得到两种基本的判断:一是NpH值、DO和NH₃-N指标并没有得到本文预期的改善迹象,特别是NpH值和NH₃-N指标反而呈现更为恶化的趋势,即“十一五”及“十二五”规划前三年NpH值和NH₃-N指标的“边界效应”比2006年前增长了0.051 mg/l和0.331mg/l,且在1%显著性水平下都通过了检验。二是COD浓度表现出与预期相一致的改善势头,“边界效应”下降非常明显,下降约为5.909mg/l,且在1%的统计水平下显著。一个有力的解释是,“十一五”期间仅把COD纳入水环境的约束性指标中,其他水质指标仅为非强制性完成指标。各地方政府为了力争完成COD的削减目标和节能减排的任务,会综合运用各种经济、行政等手段,这也使得只有COD的估计结果呈现“边界效应”的改善,而其他水质指标则相反或表现不明显,从而验证了假设2。

虽然“十一五”规划节能减排政策仅把COD作为约束性指标,但2011年初“十二五”规划明确同时把COD和氨氮(NH₃-N)都作为约束性减排指标,所以这里把“十二五”规划政策变化作为另行检验NH₃-N“边界效应”演化的重要依据。通过表6结果可以发现,由于“十二五”规划把NH₃-N纳入考核指标,双重差分结果与表5相比呈现戏剧性的变化:“十二五”规划前三年NH₃-N的“边界效应”比政策实施前平均下降了0.356mg/l,且统计非常显著。减排政策对河流污染“边界效应”的改善效果似乎只与政策所含约束性指标有关,由于非约束性指标的改善程度不会直接与地方政府的考核与官员晋升挂钩,这也就造成了其在生态环境的治理中的重要程度远远不如约束性指标。

表5 “十一五”及“十二五”规划前三年减排政策对“边界效应”的双重差分检验结果

检验变量	政策出台前			政策出台后			双重差
	控制组	处理组	差距	控制组	处理组	差距	
NpH	0.781	0.926	0.145	0.813	1.009	0.196	0.051
Z 检验值	17.480	18.940	11.140	19.386	16.937	22.036	4.025***
DO	2.399	2.593	0.194	2.588	2.744	0.156	-0.038
Z 检验值	7.225	8.467	2.147	10.673	6.834	3.743	-0.527
COD	18.167	27.018	8.851	17.547	20.489	2.942	-5.909
Z 检验值	17.447	21.436	7.481	16.227	16.291	23.464	-4.749***
NH ₃ -N	10.552	11.227	0.675	10.221	11.227	1.006	0.331
Z 检验值	32.603	30.238	2.559	29.766	24.448	15.154	2.829***

资料来源:作者计算整理。

表6 “十二五”规划前三年减排政策对NH₃-N“边界效应”的双重差分检验结果

检验变量	政策出台前			政策出台后			双重差
	控制组	处理组	差距	控制组	处理组	差距	
NH ₃ -N	9.238	10.119	0.881	9.192	9.717	0.525	-0.356
Z 检验值	33.583	37.892	12.649	31.085	33.382	6.926	-4.739***

资料来源:作者计算整理。

2. 稳健性检验

虽然整体上能够很好地证明新环境政策确实较好地缓解了行政边界污染的“搭便车”问题,但是还需更为谨慎地考虑其他可能对结论产生影响的问题,如南北方的河流的地理因素不同是否会改变上述结论?干支流对政策的反映强度如何?以及政策执行的进度会否影响研究的结论?就上述

三个层面,都需要做进一步的检验。

表7结果显示了南北方河流、干流和支流对“十一五”节能减排政策所引起的“边界效应”的不同反应。可以发现,南北方河流与干支流对政策的反应在 NpH 、 DO 和 $\text{NH}_3\text{-N}$ 三项指标上均有所不同,甚至表现相反,减排政策对其并没有表现出应有的“边界效应”改善趋势。但“十一五”减排方案却对 COD 的“边界效应”表现出十分一致的改善趋势,即不论其是南方还是北方河流,干流还是支流均呈现明显的“边界效应”的下降和改善势头,这和节能减排目标把 COD 纳入考核指标有直接的关联;其中北方河流比南方河流改善更为明显,说明北方河流“边界效应”更为严重的同时,治理效果也更为突出。与此相类似的是,支流的“边界效应”改善效果也好于干流。 COD “边界效应”的政策效果与表5的结论完全一致,即纳入地方考核的水质指标的“边界效应”确实由于政府环境政策的冲击而大为改善,相反,那些未能纳入约束性目标的考核指标的“边界效应”表现差异较大,甚至相反。

表7最后一行是 $\text{NH}_3\text{-N}$ 以“十二五”规划为政策执行年的结果。可以发现,不论是干流支流,还是南方北方河流均呈现出非常明显的“边界效应”的减缓趋势,这与“十一五”的政策结果大为不同,也与整体的检验结果相一致(表6);同时,北方河流、支流的“边界效应”改善程度明显大于南方河流和干流。综上可知,只有纳入环境政策目标考核的约束性减排指标才会由于政策效应表现出明显的“边界效应”的改善趋势,而没有纳入考核体系的指标则表现出相当的不确定性。

五年规划的节能减排政策的实施往往是“前松后紧”^①,据此可以推测五年规划越到后期减排的效果越好以及由此造成的河流“边界效应”问题将得到更高层次的缓解。由于两个五年规划仅把 COD 和 $\text{NH}_3\text{-N}$ 纳入约束性考核目标,所以检验排除其他指标,仅以这两项检验观察政策执行的时间效果。

表7 南北方、干支流河流“边界效应”的双重差分结果

检验变量	南方河流	北方河流	干流	支流
NpH	0.057	-0.032	0.033	0.024
Z 检验值	3.244***	-1.322	2.552**	0.775
DO	0.128	-0.277	-0.584	0.621
Z 检验值	1.370	-2.285**	-8.335***	5.184***
COD	-0.393	-8.842	-4.661	-8.103
Z 检验值	-6.749***	-7.231***	-4.126***	-5.482***
$\text{NH}_3\text{-N}$	0.234	0.061	-0.132	0.528
Z 检验值	6.449***	0.692	-2.452**	2.104**
$\text{NH}_3\text{-N}^*$	-0.121	-0.490	-0.332	-0.541
Z 检验值	-9.361***	-6.552***	-7.351***	-6.859***

注:政策执行前后的控制组、处理组及相应的差距结果省略,可另行提供。 $\text{NH}_3\text{-N}^*$ 结果是以2011年为政策执行年,其他均以2006年为政策执行年。

资料来源:作者计算整理。

表8的检验结果清楚地表明了节能减排政策对“边界效应”的影响效果也存在政策的“前松后紧”问题。对 COD 而言,2006年是政策执行的第一年,各地往往抱有观望的心态执行,这一年 COD 的“边界效应”虽有所下降,但下降的程度相对较低,且统计不显著。第二至第四年下降幅度较大,呈稳步改善之势,年均“边界效应”改善幅度约为 5mg/l ;而2010年是政策执行的最后一年,也是考核整个五年规划的最后期限,可以发现 COD 的“边界效应”有跳跃性的下降趋势,这与各地突击完成

① 2010年“十一五”末期,有的地方为了突击完成节能减排的任务,不惜采用拉闸限电等极端方式,事实上也违背了节能减排政策的初衷。故“十二五”规划实施过程中,国务院在下发的《工作方案》中明确提出,坚决防止出现节能减排工作前松后紧的问题,并特别强调了“问责制”,即把节能减排的完成情况与领导干部的综合考核评价挂钩,且实行滚动考核机制,每季度以及每年通报各地完成情况。

目标的心理高度一致。“十二五”规划前三年对 COD 和 $\text{NH}_3\text{-N}$ 的考核也基本延续了这一执行过程,“前松后紧”的执行进度没有发生根本的改变。

表 8 政策执行进度对“边界效应”影响的双重差分结果

	检验变量	政策实施 第一年	政策实施 第二年	政策实施 第三年	政策实施 第四年	政策实施 第五年
“十一五”减排政策	COD	-1.775	-5.156	-5.227	-4.854	-6.182
	Z 检验值	-1.449	-4.528***	-4.913***	-4.143***	-6.771***
“十二五”减排政策	COD	-2.502	-3.559	-3.742		
	Z 检验值	-7.832***	-13.628***	-15.448***		
“十二五”减排政策	$\text{NH}_3\text{-N}$	-0.310	-0.722	-0.659		
	Z 检验值	-3.725***	-8.832***	-8.818***		

注:“十一五”减排政策以 2006 年为执行年,“十二五”减排政策以 2011 年为执行年,以前后时间为对照分别在 NNM 匹配后进行双重差分检验。

资料来源:作者计算整理。

另外,为了防止时间序列自相关会提高回归的显著性,本文将数据加总为年度和季度数据,再次使用 OLS、NNM 以及双重差分法进行了稳健性检验,虽然系数大小和显著性程度有所改变,但是系数方向没有变化,显著性也没有大的改变,说明周度数据的结果具有稳健性。

六、研究结论与政策含义

1. 结论

本文以中国地方特有的区域竞争格局为背景,通过国内外文献的梳理和背景的介绍,提出了两个重要的假设:跨境河流行政边界上的污染程度要高于行政区域内部;节能减排政策有利于缓解严重的“边界效应”。以 2004—2013 年 9 大水系国控监测断面周数据为依据,对 4 类水质指标利用 OLS 和最邻近匹配(NNM)法纳入河流自然地理因素、地区工业化程度、地区人均收入、官员晋升压力、环境规制强度及时间季节效应等匹配因素后进行了经验检验,进一步利用双重差分法研究了五年规划节能减排政策对“边界效应”的作用,并给出了研究的结论与政策含义。主要研究结论如下:

(1)在使用 OLS 法进行初步回归后,进一步基于马氏距离的最邻近匹配法(NNM),估计了 4 个指标的平均处理效应 ATE,除 DO 外,其他指标检验结果都显著。边界点的 NpH 值比非边界点高出 0.11, COD 指标存在 4.12mg/l 的“边界效应”, $\text{NH}_3\text{-N}$ 则存在 0.66 mg/l 的“边界效应”。得出的结论与 OLS 方法一致:中国确实存在明显的跨境河流污染的“边界效应”。

(2)进一步检验发现,较强的“边界效应”依然突出,但 COD 和 $\text{NH}_3\text{-N}$ 有缓解的趋势。无论是南北方河流还是干流与支流都发现有明显的行政边界污染问题,不过,北方河流和支流污染的“边界效应”比南方河流和干流更为严重。

(3)检验了“十一五”和“十二五”规划节能减排政策对河流污染“边界效应”的影响,发现只有纳入考核目标的 COD 的“边界效应”下降最为突出,改善了约 5.909mg/l;“十二五”规划纳入 $\text{NH}_3\text{-N}$ 后其“边界效应”比“十二五”规划前戏剧性地缓解了 0.356mg/l。

(4)稳健性检验同样发现只有 COD 和 $\text{NH}_3\text{-N}$ 在南北方河流和干支流都存在“边界效应”的显著缓解,且支流与北方河流的缓解程度显著高于干流和南方河流。此外,研究还发现,政策对“边界效应”的缓解还存在明显的“前松后紧”的政策执行进度“烙印”。

2. 政策含义

(1)增加监测点数量,尤其应增加在重要河流的省界、重要支流入河(江)口和入海口、重要湖库湖体及出入湖河流、国界河流,以及出入境河流处的监测点;加大监测频率,将按周检测改为按日监

测,另外建议环境保护部将其他四项指标(水温,浊度,电导率,高锰酸钾指数)一并公布,加大信息透明度;增加水质监测指标,提高地表水环境质量标准。以确保能够及时全面地掌握主要流域重点断面水体的水质状况,预警重大水质污染事故,解决跨行政区域的水污染事故纠纷,实现对各大流域水质进行实时连续监测和远程监控。

(2)中央政府应该尝试改变以往的单纯以经济增长为考核目标的地方激励办法,更多地从地方政府的官员目标考核上入手,加强河流监测与地方环境问责的联系,并把目标完成情况与地方官员的晋升直接联系起来。制订更合理的地方考核和官员晋升机制,打破地方“逐底竞争”的短期效应,淡化经济考核,突出环境评价,引入“绿色 GDP”作为核算指标,以求经济与环境的协调可持续发展。另外,除 COD,也应该把其他水污染指标(如高锰酸钾指数等)纳入行政考核标准。

(3)鼓励区域间对于跨区河流环境问题的合作治理,打破条块分割的管理机制;建立和完善水系的生态补偿机制,在容易发生跨境水污染纠纷的重点流域和省份进行试点,通过生态补偿费、排污权交易、水权交易等市场调节方式使生态环境的外部性内部化;各地区应明确跨境河流污染治理主体之间的分工与衔接,保证治理体系的常规化运作。

本文的不同之处在于:相对于研究国际河流可能存在的“搭便车”行为,中国特殊的地方竞争格局更容易产生跨境河流的行政边界行为,本研究证实了在中国省级区域跨境河流污染的行政边界“搭便车”行为的普遍存在性。利用节能减排考核政策的自然实验,检验了行政问责机制对跨境河流污染的影响,发现只有列入考核指标的 COD 和氨氮对于政策的反应最为明显。本文的不足之处在于:研究样本仅包括四项污染指标,没有纳入其他更广泛的水质指标;研究中行政边界仅使用了省级边界,未能更细致地从市县级角度分析“边界污染效应”的存在性和影响程度;未能更深入探讨地方官员晋升,特别是年龄限制,如 65 岁退休制度对此的影响;归究于数据的缺乏,河流污染的匹配变量较少,也可能影响了结论的稳定性。

[参考文献]

- [1]Stein, J. V. The International Law and Politics of Climate Change: Ratification of the United Nations Framework Convention and the Kyoto Protocol[J]. Journal of Conflict Resolution, 2008,52(2):243-268.
- [2]Roberts, J. T., B. C. Parks, and A. A. Vázquez. Who Ratifies Environmental Treaties and Why? Institutionalism, Structuralism and Participation by 192 Nations in 22 Treaties [J]. Global Environmental Politics, 2004,4(3):22-65.
- [3]Neumayer, E. Does Trade Openness Promote Multilateral Environmental Cooperation [J]. The World Economy, 2002,(25):815-832.
- [4]Ken, C., F. Wu, and C. Mei. Global Regime Formation or Complex Institution Building? Principled Content of International River Agreements[J]. International Studies Quarterly, 2006,(50):263-285.
- [5]Wolf, A. T., A. Kramer, A. Carius, and G. D. Dabelko. Managing Water Conflict and Cooperation in State of the World[M]. W. W. Norton & Co. Inc. Press, 2005.
- [6]Barrett, S., and K. Graddy. Freedom, Growth, and the Environment [J]. Environment and Development Economics, 2000,5(4):433-456.
- [7]Antweiler, W., B. R. Copeland, and M. S. Taylor. Is Free Trade Good for the Environment [J]. The American Economic Review, 2001,(91):877-908.
- [8]Copeland, B. R.,and M. S. Taylor. Trade, Growth, and the Environment [J]. Journal of Economic Literature, 2004,42(1):7-71.
- [9]Prakash, A., and M. Potoski. The Voluntary Environmentalists[M]. London:Cambridge University Press, 2006.
- [10]Sigman, H. International Spillovers and Water Quality in Rivers: Do Countries Free Ride [J]. The Economic Review, 2002,(92):1152-1159.
- [11]Gray, W. B., and R. J. Shadbegian. “Optimal” Pollution Abatement: Whose Benefits Matter and How Much[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2004,47(3):510-534.

- [12]Sigman, H. Letting States Do the Dirty Work: State Responsibility for Federal Environmental Regulation[J]. National Tax Journal, 2003,56(1):107-122.
- [13]List, J. A., E. H. Bulte, and J. F., Shogren. "Beggars Thy Neighbor": Testing for Free Riding in State-Level Endangered Species Expenditures[J]. Public Choice, 2002,111(3/4):303-315.
- [14]Sigman, H. Transboundary Spillovers and Decentralization of Environmental Policies[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2005,50(1):82-101.
- [15]胡若隐. 地方行政分割与流域水污染治理悖论分析[J]. 环境保护, 2006,(6):65-68.
- [16]沈大军,王浩,蒋云钟. 流域管理机构:国际比较分析及对我国的建议[J]. 自然资源学报, 2004,(1):86-95.
- [17]Kahn, E. M., P. Li, and D. X. Zhao. Pollution Control Effort at China's River Borders: When Does Free Riding Cease[R]. NBER Working Paper, 2013.
- [18]刘文强,翟青,顾树华. 基于水权分配与交易的水管理机制研究——以新疆塔里木河流域为例[J]. 西北水工程与水工程, 2001,(1):1-4.
- [19]曹国华,蒋丹璐. 流域跨区污染生态补偿机制分析[J]. 生态经济, 2009,(11):160-164.
- [20]林巍,郭京菲,傅国伟. 淮河流域省界水质标准的确定[J]. 中国环境科学, 1997,(1):10-14.
- [21]Cumberland, J. H. Efficiency and Equity in Interregional Environment Management [J]. Review of Regional Studies, 1981,(2):1-9.
- [22]Breton, A. Competitive Governments: An Economic Theory of Politics and Public Finance [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- [23]杨海生,陈少凌. 地方政府竞争与环境政策——来自中国省份数据的证据[J]. 南方经济, 2008,(6):15-30.
- [24]王贤彬,张莉,徐现祥. 辖区经济增长绩效与省长省委书记晋升[J]. 经济社会体制比较, 2011,(1):110-122.
- [25]张尔升. 地方官员的专业禀赋与经济增长——以中国省委书记、省长的面板数据为例[J]. 制度经济研究, 2012,(1):72-86.

Study on the "Boundary Effect" of Transboundary River Pollution and Emissions Mitigation Policy Impact——An Empirical Research Based on the Key Monitoring Sections' Weekly Data

LI Jing, YANG Na, TAO Lu

(School of Economics of Hefei University of Technology, Hefei 230601, China)

Abstract: China's local governments' special competition behavior and performance evaluation system lead to the environment become the victim of "race to the bottom". Transboundary rivers are very inclined to administrative "boundary effect". Based on the key monitoring sections' weekly data of nine river systems from 2004 to 2013, we apply OLS regression and Nearest Neighbor Matching method, and investigate the effect of administrative boundaries on the rivers' pollution level. Then we research the influence of the emissions mitigation policy on "boundary effect" with the method of difference in difference(DID). The results show that the "boundary effect" significantly exists with both the method of OLS and NNM. It turns out that the average pollution indices at boundary monitoring sites are respectively 16%(NpH), 105.02%(COD) and 90.02%(NH₃-N), and higher than those at non-boundary monitoring sites. Emissions mitigation policy of the five-year plan can help ease serious "boundary effect", but just for COD and NH₃-N, which are integrated into performance evaluation system. The research is of great practical significance to understand the domestic cross administrative region of river pollution, break the economy assessment mechanism and focus on cooperating cross river environment problems etc.

Key Words: boundary effect; river' pollution; nearest neighbor matching; difference in difference; key monitoring section

JEL Classification: Q53 Q56 O13

[责任编辑:王燕梅]