

“共护一江水”的降碳力量：来自跨省流域 横向生态保护补偿机制的实证研究

谌仁俊，李新月，江闯东

摘 要：在区域生态治理中协同降碳，是实现双碳目标的重要抓手。本文以新安江、九洲江、汀江-韩江三大流域为例，考察在跨省流域实施横向生态保护补偿机制的协同降碳作用。研究发现，该政策通过促使沿线地区采取优化能源结构、限制高碳密集型行业企业进入等源头防治方式，释放出较大的协同降碳效应。不过需要注意的是，“共护一江水”的协同降碳效应存在一定的经济代价，沿线地区出现了减产现象。进一步研究发现，相比作为补偿区的下游地区，作为受偿区的上游地区实现了更大的降碳效应，这主要得益于上游地区采取了创新驱动减排的策略，不仅通过节能技术应用大幅降低能源强度，还鼓励企业从事绿色自主创新。本文的研究能为全面推广跨省流域横向生态保护补偿机制、协同推进减污降碳提供有益的政策依据。

关键词：跨省流域；横向生态保护补偿机制；协同降碳；源头防治

中图分类号：F124.5 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-0169(2024)05-0085-17

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.20240819.002

一、引 言

实现碳达峰碳中和，是中国推进人与自然和谐共生现代化的必然选择，更是对构建人类命运共同体的大国担当。在区域生态治理中协同降碳，是实现双碳目标的重要抓手。2022年生态环境部等七部门联合发布《减污降碳协同增效实施方案》（环综合〔2022〕42号），一方面提出优化环境治理，指出要强化多污染物与温室气体协同控制，增强污染防治与碳排放治理的协调性；另一方面强调区域协同的重要性，指出要开展区域减污降碳协同创新，助力实现区域绿色低碳发展目标。因此，如何将协同降碳与区域环境治理结合起来，设计有效的区域环境政策，是一个亟待解决的现实问题。

回顾中国的环境治理，一直以来，跨界污染是流域水环境治理的痛点^{[1][2][3]}，中国一直在探索跨区域的水环境治理方案。在财政部、原环境保护部统筹协调下，安徽省和浙江省于2012年9月签订《新安江流域水环境补偿协议》，标志着中国首个跨省流域横向生态保护补偿机制的诞生。作为首个跨省流域横向生态保护补偿机制，新安江流域自2012年实施横向生态保护补偿机制以来，

基金项目：国家自然科学基金面上项目“环境规制、绿色创新方向与工业污染防治：基于中国企业数据的研究”（72073049）；华中师范大学湖北经济与社会发展研究院2022年招标课题“湖北新发展格局构建水平测度及时空演变特征研究”（22HZJS03）

作者简介：谌仁俊，华中师范大学湖北经济与社会发展研究院（湖北 武汉 430079）；李新月（通讯作者），华中师范大学经济与工商管理学院，olivia0401@mails.ccnu.edu.cn；江闯东，中南财经政法大学法学院（湖北 武汉 430073）

2012—2020年跨省界断面水质稳定达到Ⅱ类,连续9年达到补偿考核要求,千岛湖总体保持地表水Ⅰ类标准^①。该政策效应也得到文献的实证检验支持。无论是使用城市层面的宏观数据,还是使用工业企业的微观数据,均证实新安江流域横向生态保护补偿机制能显著降低沿线地区的水污染^{[4][5]},并提升城市水环境全要素生产率^[6]和企业全要素生产率^[7]。基于新安江流域横向生态保护补偿机制的成功经验,越来越多的省份开始签订跨省流域横向生态保护补偿机制。截至2024年1月,共有21个省份20个流域(河段)建立起跨省流域横向生态保护补偿机制,包括九洲江流域和汀江-韩江流域。那么,这一“共护一江水”的区域环境政策在治理流域水环境的同时,能否协同降碳?

从理论上来看,跨省流域横向生态保护补偿机制存在协同降碳的可能。该机制通过强化沿线地区的源头防治促进CO₂减排,比如沿线地区通过推行清洁生产、限制污染密集型行业发展等方式治理水环境时,能起到协同降碳的效果^[5]。这得到了文献的实证检验支持。通过使用城市层面的数据发现,新安江流域横向生态保护补偿机制通过促进沿线地区技术创新、调整产业结构方式,实现了协同降碳效应^[8]。不过,该研究仅选取新安江一个流域进行研究,其结果是否具有外推性,即在其他跨省流域实施横向生态保护补偿机制是否也存在协同降碳效应,尚需实证验证。为此,本文以新安江、九洲江、汀江-韩江三大流域为研究对象,综合使用2007—2020年县级工业CO₂排放、经济能源等宏观数据,以及工业工商企业注册、上市企业绿色专利等微观数据,运用多期双重差分法(Differences-in-differences, DID),识别实施跨省流域横向生态保护补偿机制的协同降碳效应。

本文存在以下三个方面的边际贡献。(1)将政策评估对象拓展到新安江、九洲江、汀江-韩江三大流域,大大缓解了现有文献仅评估新安江一个跨省流域横向生态保护补偿机制,结论外推性存疑的问题^{[4][5][6][7][8]},使研究结论更具可信性。(2)考察跨省流域横向生态保护补偿机制时将处理组设定在县级层面,能解决现有文献将处理组设定在城市层面^②,未考虑县级处理组的问题^{[4][6][7][8]},使政策评估更贴近于现实实施情况。(3)综合使用宏微观数据,从源头防治视角剖析了跨省流域横向生态保护补偿机制协同降碳的宏微观机制,不仅有助于全面认识跨省流域横向生态保护补偿机制的政策作用,还有利于挖掘其他区域环境政策的协同降碳效应,为全面推广跨省流域横向生态保护补偿机制、利用区域环境政策协同降碳提供了科学依据。

本文接下来的结构安排如下:第二部分为理论假说;第三部分为研究设计与数据选取;第四部分为实证结果与分析;第五部分为机制分析;第六部分为进一步分析;第七部分为结论与政策启示。

二、理论假说

跨省流域横向生态保护补偿机制是中国治理流域水环境的重要区域环境政策^{[4][5]}。该政策通过激励与约束的方式,极大地增强各地区政府治理水污染的决心,进而约束辖区企业进行减排,保护水环境。作为受偿区上游政府将通过加强水环境治理,并限制企业排放水污染物,改善水质;在上游水质达标后,作为补偿区的下游政府会按照协议约定对上游地区进行资金补偿。同时,

① 数据来源于生态环境部公开的有关新安江(黄山段)的美丽河湖优秀案例,网址: https://www.mee.gov.cn/home/ztbd/2021/mlhhyxzjhd/yxal/202201/t20220127_968332.shtml。

② 新安江流域横向生态保护补偿机制受偿区包括安徽省黄山市和宣城市绩溪县,一旦使用城市层面的数据,将无法考虑宣城市绩溪县,这不仅使政策评估不符合现实实施情况,还将加剧评估该政策的偶然性。

下游政府在失去来自上游跨界污染的避责理由后,也会努力强化本地的水环境治理,对辖区企业的水污染排放行为进行严格规制。污染密集型行业企业对煤炭等化石能源的大量消耗是导致CO₂排放激增的主要原因,为达到跨省流域横向生态保护补偿机制约定的流域水质要求,沿线地区将利用推行清洁生产、限制污染密集型行业发展等方式治理水环境^[5]。这些面向水环境的源头防治,会协同降低CO₂的排放^{[9][10]}。基于以上分析,可以提出本文的假说1。

假说1:实施跨省流域横向生态保护补偿机制能实现CO₂的协同减排。

在跨省流域横向生态保护补偿机制下,地方政府会重新审视经济增长与生态环境的关系,加大环境规制,从末端治理与源头防治两个方面减少水污染物排放,以满足协议约定的流域水质要求。一旦沿线地区选择源头防治的方式进行水污染治理,便有可能带动CO₂的协同减排。

一方面,在跨省流域横向生态保护补偿机制下,地方政府可以大力推行清洁生产^[5],企业将使用清洁能源、提高节能水平、加大绿色创新投入,继而使整个行业的能源结构得到优化、能源强度得到降低,促进CO₂减排。比如新安江流域在前两轮协议期内,优化升级项目510多个,投入60亿元打造供热、脱盐、治污“三集中”的循环经济园区,构建绿色产业体系,生产总值连续跨上500亿元、600亿元两个台阶,财政收入突破2亿元大关,探索出绿水青山向金山银山有质有效转化的路径,实现生态效益、经济效益、社会效益的显著提升^①;九洲江流域截至2022年对流域内9家涉水工业企业进行升级改造,开展16家涉水企业“一厂一案”污染治理,建设73.33公顷九洲江上游流域中小企业产业转移园,引导涉水企业退江入园,支持绿色环保产业发展,推动产业转型升级^[10]。

另一方面,在跨省流域横向生态保护补偿机制下,地方政府可以限制水污染密集型行业的发展^[5]。考虑到这些企业也多为高碳密集型行业^②,不论是现有企业出现减产或退出市场,还是控制相关行业企业的市场进入,都会使整个行业的能源结构与能源强度向有利于降低CO₂发展。比如新安江流域实施产业准入负面清单制度,坚决不上一个污染项目,在前两轮协议期内累计关停淘汰企业170多家,整体搬迁90多家,拒绝污染项目180多个、投资规模达180亿元^③;九洲江流域对流域内污染工业进行关停并转,截至2022年取缔关闭59家塑料厂、炼油厂、小纸厂,上游流域不再审批核准、备案排放废水的工业项目^[11];韩江-汀江流域开展“百日会战”扫除石材污染,大力攻坚整治小水电,福建省龙岩市在“十三五”共实施400余个流域整治重点项目^④。

基于以上分析,可以提出本文的假说2。

假说2:实施跨省流域横向生态保护补偿机制能通过鼓励清洁生产、限制污染密集型行业发展

① 资料来源于每日经济新闻《首个跨流域生态补偿机制六年考:新安江为防污染拒绝180亿投资跨界断面水质达II类》,网址:https://www.nbd.com.cn/articles/2018-11-14/1272504.html。

② 2020年发布的《第二次全国污染源普查公告》显示,农副食品加工业、化学原料和化学制品制造业、纺织业是化学需氧量、氨氮、总氮排放量排名前3位的行业,农副食品加工业、化学原料和化学制品制造业、食品制造业是总磷排放量排名前3位的行业,汽车制造业、金属制品业、石油、煤炭及其他燃料加工业是石油类排放量排名前3位的行业,石油、煤炭及其他燃料加工业、化学原料和化学制品制造业、黑色金属冶炼和压延加工业是挥发酚、氰化物排放量排名前3位的行业,有色金属矿采选业、金属制品业、有色金属冶炼和压延加工业是重金属排放量排名前3位的行业。在这些二位数行业中,石油、煤炭及其他燃料加工业、化学原料和化学制品制造业、黑色金属冶炼和压延加工业、有色金属冶炼和压延加工业属于六大高耗能行业,也是高碳密集型行业^[9],由它们中的四位数行业构成石化、化工、钢铁、有色位列全国碳排放权交易市场第一阶段纳入的八大重点排放行业。

③ 资料来源于每日经济新闻《首个跨流域生态补偿机制六年考:新安江为防污染拒绝180亿投资跨界断面水质达II类》,网址:https://www.nbd.com.cn/articles/2018-11-14/1272504.html。

④ 资源来源于国家发展和改革委员会《下好“一盘棋”共护一江水——闽粤两省推动汀江-韩江流域共治共享模式》,网址:https://www.ndrc.gov.cn/fggz/dqzx/stthdql/202103/t20210322_1270051_ext.html。

等源头防治方式，带动整个行业的能源结构优化与能源强度下降，继而促进CO₂的协同减排。

中国的环境规制强度长期呈现“西低东高”的空间特征，特别是在“十一五”时期实施“西低东高”的地区节能减排目标政策后，大量水污染密集型行业企业为逃避更严格的环境规制，向西建厂，从节能减排目标较高的下游地区转移到节能减排目标较低的上游地区^{[1][2][3]}。于是，从理论上来看，靠西的上游地区因产业污染程度更高而具有更大的减排潜力。因此，当上游地区接收到跨省流域横向生态保护补偿机制的经济激励后^[12]，为达到约定的水质要求，赢得经济补偿，会取得比下游地区更多的减排。从协同降碳的角度来看，相比于下游地区，作为受偿区的上游地区也会实现更多的CO₂减排。以新安江流域横向生态保护补偿机制为例，作为受偿区的安徽省黄山市以此为契机，完成了绿色蜕变。2012年与浙江省签订横向生态保护补偿机制后，安徽省把新安江综合治理作为生态强省建设的重要任务，对黄山市的考核指标调整至侧重生态保护，黄山市则充分挖掘生态、文化等特色优势资源，建立特色鲜明的绿色产业体系，积极探索绿水青山向金山银山转化的有效路径^①。在这个过程中，黄山市实施产业准入负面清单制度，严把产业准入门槛，加快企业转型升级步伐，截至2022年累计关停污染企业220多家，整体搬入循环经济园区企业110多家，优化升级项目510多个，拒绝污染项目190多个，有效防治工业点源污染^②。

基于以上分析，可以提出本文的假说3。

假说3：相比于作为补偿区的下游地区，作为受偿区的上游地区能实现更大的降碳效应。

三、研究设计与数据选取

（一）研究设计

综合各流域横向生态保护补偿机制的开始时间与研究数据的可获得性，本文将最早实施横向生态保护补偿机制的新安江流域、九洲江流域、汀江-韩江流域作为研究对象，识别“共护一江水”政策的降碳效应。表1总结了我国最早实施的三个跨省流域横向生态保护补偿机制情况，这也是本文综合数据可获得性后考虑的研究对象。

表1 中国最早实施的三个跨省流域横向生态保护补偿机制简介

流域	开始年份	涉及地区
新安江流域	2012	受偿区:安徽省黄山市、宣城市绩溪县 补偿区:浙江省杭州市
九洲江流域	2014	受偿区:广西壮族自治区玉林市陆川县、博白县 补偿区:广东省湛江市(鹤地水库)
汀江-韩江流域	2016	受偿区:福建省龙岩市、漳州市平和县 补偿区:广东省梅州市、潮州市、汕头市

注：新安江流域横向生态保护补偿机制仅列举了前三轮协议涉及地区，在2023年扩大至安徽省黄山市、宣城市全域，浙江省杭州市、嘉兴市全域。

为准确识别该政策的协同降碳效应，本文将使用2007—2020年的县级工业数据，以使处理组细化到县级层面，更好地刻画政策的实施主体。在识别方法选取上，延续相关文献^{[4][5][6][7][8]}，选取与这三个流域政策实施区县相邻城市的区县作为对照组，构建如下DID模型：

① 资料来源于生态环境部公开的有关新安江（黄山段）的美丽河湖优秀案例，网址：https://www.mee.gov.cn/home/ztbd/2021/mlhhyxzjhd/yxal/202201/t20220127_968332.shtml。

② 资料来源于安徽省人民政府《黄山：生态文明建设的“新安江实践”》，网址：<https://www.ah.gov.cn/zwyw/ztzl/zysthjbdhchtk/dfxd/554154701.html>。

$$\ln y_{it} = \beta eci_{it} + X' \gamma + \delta_i + \eta_t + \mu_{it} \quad (1)$$

其中, i 为区县; t 为年份; 被解释变量 $\ln y_{it}$ 为区县 i 在 t 年工业产生的 CO_2 排放量; 核心解释变量 eci_{it} 为区县 i 在 t 年是否实施跨流域横向生态保护补偿机制。如表 1 所示, 新安江流域、九洲江流域、汀江-韩江流域的政策实施时间不同, 本文构建的 DID 模型实际是一个多期 DID。本文考虑的处理组共涉及 10 个地级市 38 个区县, 对于这些地区而言, 新安江流域的安徽省黄山市所辖区县、宣城市绩溪县与浙江省杭州市所辖区县从 2012 年开始, eci_{it} 为 1, 否则为 0; 九洲江流域广西壮族自治区玉林市陆川县、博白县, 以及广东省湛江市(鹤地水库)所辖区县从 2014 年开始, eci_{it} 为 1, 否则为 0; 汀江-韩江流域福建省龙岩市所辖区县、漳州市平和县, 以及广东省梅州市、潮州市、汕头市 3 个城市所辖区县从 2016 年开始, eci_{it} 为 1, 否则为 0。本文将与处理组同省相邻城市的区县作为控制组, 共涉及 13 个地级市 71 个区县, 这些地区的 eci_{it} 始终为 0。

X 表示一系列控制变量, 包括区县层面的前定变量和连续型控制变量。一方面, 由于跨省流域横向生态保护补偿机制是针对水污染所提出的政策, 且工业水污染物排放与工业 CO_2 排放存在一定的关联, 本文引入前定变量 2009 年各区县工业废水排放强度 ($\ln poll_{2009}$) 与年份 (t) 的交互项。另一方面, 为剔除其他因素对识别跨省流域横向生态保护补偿机制工业降碳效应的干扰, 本文引入第一产业增加值占 GDP 的比重 ($primary$)、区县人均 GDP ($\ln gdp$)、行政区划土地面积 ($\ln area$) 和人口规模 ($\ln pop$), 具体变量定义由于篇幅限制, 已省略。此外, 为控制区县层面不随时间变化因素以及全国层面随时间变化因素的混淆, 本文控制了区县固定效应 (δ_i) 和年份固定效应 (η_t)。

μ_{it} 为误差项, 由于核心解释变量属于区县层面的政策变量, 本文将标准误聚类到区县层面, 即允许误差项在同一区县内相关。本文考虑的区县共有 109 个, 满足聚类稳健标准误对聚类组数大于 50^[13] 或至少大于 42^[14] (P238—240) 的基本要求。

本文重点关注的是核心解释变量 eci_{it} 的回归系数 β 。当 β 显著为负时, 说明跨省流域横向生态保护补偿机制显著降低了工业 CO_2 排放量, 实现了协同降碳; 否则, 跨省流域横向生态保护补偿机制未能实现协同降碳。

(二) 数据来源与处理

本文使用 2007—2020 年新安江流域、九洲江流域、汀江-韩江流域以及相邻地区的 109 个区县工业平衡面板数据为研究样本, 各类变量数据主要来源于 2007—2021 年《中国县域统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国统计年鉴》等统计年鉴, 以及中国工业企业污染排放数据库、中国工业企业数据库、中国工商注册企业数据库等微观数据库。

被解释变量工业 CO_2 排放量基于省级工业 CO_2 排放量数据, 通过县级与省级卫星夜间灯光数据进行反演推算得到^[15]。具体地, 首先采用电(热)碳分摊办法^[10]^[16], 基于《中国能源统计年鉴》中全国及各省份的能源平衡表数据, 计算得到安徽省、浙江省、广西壮族自治区、广东省、福建省 5 个省份工业的 CO_2 排放量, 然后使用 DMSP/OLS 与 NPP/VIIRS 夜间灯光数据^[17]^[18], 使用各区县夜间灯光亮度与所在省份夜间灯光亮度的比值, 分解省级工业 CO_2 排放量, 得到 2007—2020 年各区县工业 CO_2 排放量。

本文在机制分析部分, 将使用各县区工业碳排放密度、能源强度与经济产出, 依次捕捉跨省流域横向生态保护补偿机制协同降碳的能源结构效应、节能技术效应与经济规模效应。其中, 碳排放密度可以用各区县工业 CO_2 排放量与工业终端能源消费量的比值表示, 能源强度可以用各区县工业终端能源消费量与工业增加值的比值表示, 经济产出可以使用工业增加值表示。此外, 本部分还将借助中国工商注册企业数据, 识别跨省流域横向生态保护补偿机制对新增企业数量的影

响。该数据来源于国家企业信用信息公示系统、企查查，由马克数据网数据整理提供。该数据涵盖自1949年以来在中国工商注册过的1.2亿家企业，内容包括企业名称、成立日期、行业、住所等注册信息，能帮助本文整理得到2007—2020年各区县工业分行业的新增企业数量。本部分具体处理方式由于篇幅限制，已省略（可向作者备索）。

通过以上数据处理，本文得到主要变量的基本描述性统计结果（如表2所示）。

表2 主要变量的描述性统计结果

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
工业CO ₂ 排放量(万吨CO ₂ 当量)	1 526	383.29	352.39	3.17	2 008.75
2009年工业废水排放强度(吨/元)	109	6.94	1.40	2.19	10.70
第一产业增加值占比(%)	1 526	16.20	10.30	0.80	51.40
人均GDP(元/人)	1 526	43 285.51	29 486.81	4 800.00	161 650.00
行政区划土地面积(平方公里)	1 526	1 882.41	907.63	112.00	4 452.00
年末总人口(万人)	1 526	66.22	48.78	7.00	264.36
工业碳排放强度(吨CO ₂ 当量/吨标准煤)	1 526	6.29	1.32	3.41	9.52
工业能源强度(吨标准煤/元)	1 526	0.79	0.72	0.05	6.06
第二产业增加值(万元)	1 526	1 221 303.1	1 629 106.3	20 724	15 868 856
工业新增企业数(个)	1 526	457.768	923.347	0	9 721
工业高碳密集行业新增企业数(个)	1 526	234.538	487.964	0	6 062
工业低碳密集行业新增企业数(个)	1 526	204.374	540.444	0	7 281

数据来源：本文根据《中国县域统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国统计年鉴》、中国工业企业污染排放数据库、中国工业企业数据库、中国工商注册企业数据库整理得到。

四、实证结果与分析

（一）基准回归

基于基准回归（1）式，本文检验了实施跨省流域横向生态保护补偿机制是否对工业CO₂排放存在协同减排效应，回归结果如表3所示。所有回归均控制了区县固定效应与年份固定效应，第（1）—（3）列从没有加入控制变量，到逐步添加前定变量和连续型控制变量，回归结果均显示实施跨省流域横向生态保护补偿机制能显著降低沿线地区的工业CO₂排放量。从第（3）列的结果可以看出，在其他条件不变的情况下，实施跨省流域横向生态保护补偿机制可以使沿线地区平均降低13.8%（ $[\exp(-0.149) - 1] \times 100\%$ ）的工业CO₂排放量。因此，可以初步证明假说1，即实施跨省流域横向生态保护补偿机制能实现CO₂的协同减排。

（二）政策效应的事件分析

使用DID识别政策效应的最主要假设是平行趋势假定，本文参考已有文献的普遍做法，通过事件分析法进行检验^[19]。该方法还能同时捕捉实施跨省流域横向生态保护补偿机制的时间效应，具体模型如下：

$$\ln y_{it} = \beta \sum_{\tau=-5}^4 \beta_{\tau} eci_{it} + X'_{it} \gamma + \delta_i + \eta_t + \mu_{it} \quad (2)$$

其中， τ 为实施跨省流域横向生态保护补偿机制的事件时间。结合表1所示的政策实施时间，可以分别得到处理组新安江流域、九洲江流域、汀江-韩江流域沿线地区的事件时间 τ ，其取值范

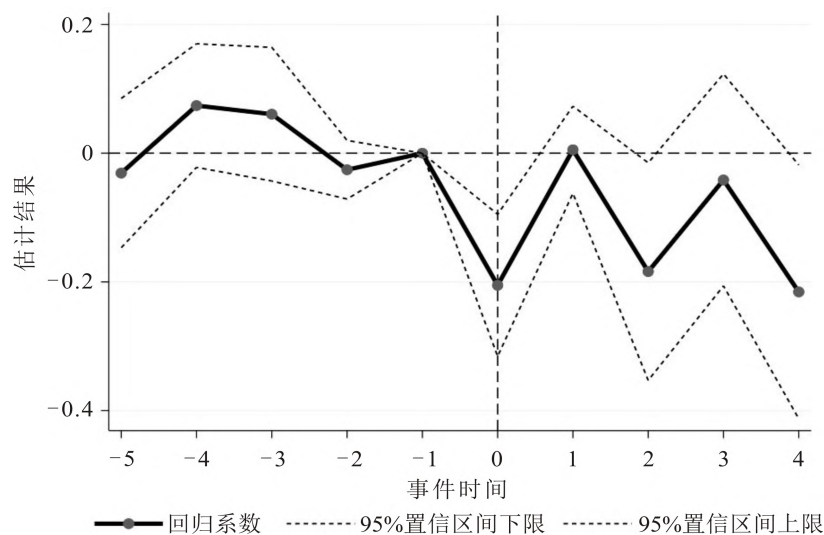
表3 基准回归结果

$\ln y$	(1)	(2)	(3)
eci	-0.136^{**}	-0.139^{**}	-0.149^{***}
	(0.057)	(0.057)	(0.057)
前定变量	NO	YES	YES
连续型控制变量	NO	NO	YES
区县固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
样本量	1 526	1 526	1 526
调整后的 R^2	0.943	0.943	0.943

注：括号内的值为聚类到区县层面的稳健标准误，*、**及***分别表示10%、5%及1%的显著性水平。

围分别为 $[-5, 8]$ 、 $[-7, 6]$ 、 $[-9, 4]$ 。为确保事件分析的每个时点均具有足够的处理组样本，本文选取这三批政策事件时间的交集 $[-5, 4]$ 作为事件时间 τ 的取值范围^[20]，并将小于-5的 τ 值归并为-5，大于4的 τ 值归并为4。同时，本文以-1期为基期，即事件分析模型（2）式中的 τ 不等于-1。

图1展示了事件分析的结果。在实施跨省流域横向生态保护补偿机制前，回归系数在统计意义上均不显著，且在 $[-0.05, 0.1]$ 的较小范围内变化，整体上通过平行趋势检验。不过，从局部的变化来看，从第-4期到第-2期存在与事后一致的、近似线性下降的事前趋势，这说明基准回归仍然存在被高估的担忧。在实施政策后，跨省流域横向生态保护补偿机制对工业 CO_2 排放量的平均影响，除第1期外均为负，且在政策当年显著为负，随后开始上下波动，尽管在第1期和第3期出现两次反弹，但在统计上不显著。



注：本文通过提取基于事件分析模型（2）式得到的回归系数与95%置信区间的结果绘制而成，其中置信区间基于聚类到区县层面的稳健标准误计算得到。

图1 事件分析

（三）处理内生性问题

从图1可以看出，基准回归受到局部存在事前趋势的威胁，有可能被高估，为此本文使用工具变量法解决可能存在的内生性问题。本文采用2011年各区县所在城市的区县个数（ num_i ）与年份（ t ）的交互项作为 eci 的工具变量^[21]。从相关性看，由于地方政府之间存在横向竞争，在各城市晋

升职位相当的情况下，所辖区县越多，就意味着这一横向竞争越激烈，这类区县也更愿意接受跨省流域横向生态保护补偿机制，因此各区县所在城市的区县个数能满足工具变量的相关性假定。从外生性看，本文涉及的地级市所辖区县数量在2007—2020年变化很小，而且区县的设立、撤销、更名和变更隶属关系均需通过国务院审批，在短时间内很难受到地方政策或因素的影响，因此各区县所在城市的区县个数能满足工具变量的外生性假定。表4第（1）、（2）列分别给出了工具变量回归第一阶段和第二阶段估计结果。第一阶段估计结果显示，各区县所在城市的区县个数越多，该区县越有可能实施跨省流域横向生态保护补偿机制，而且Kleibergen-Paap rk Wald F统计量（KP-Wald F统计量）大于显著性水平为10%的临界值16.38，说明不存在弱工具变量问题^{[22]（P80-108）}。第二阶段估计结果显示，实施跨省流域横向生态保护补偿机制能显著降低沿线地区工业CO₂排放量，无论是统计显著性，还是经济显著性，均与基准回归结果保持一致。

表4 内生性问题、稳定个体干预值假设及安慰剂检验

	(1) <i>eci</i>	(2) $\ln y$	(3) $\ln y$	(4) $\ln y$	(5) $\ln y$	(6) $\ln y$	(7) $\ln y$
$num \times t$	0.113*** (0.007)						
<i>eci</i>		-0.227*** (0.060)	-0.208*** (0.058)	-0.148** (0.057)	-0.145** (0.060)	-0.144** (0.063)	-0.105* (0.062)
<i>eci_near</i>			-0.021 (0.028)				
<i>eci_pre₁</i>				0.008 (0.036)			
<i>eci_pre₂</i>					0.011 (0.043)		
<i>eci_pre₃</i>						0.010 (0.050)	
<i>eci_pre₄</i>							0.066 (0.044)
前定变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
连续型控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
区县固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	1 526		3 640	1 526	1 526	1 526	1 526
调整后的R ²	—		0.948	0.943	0.943	0.943	0.943
KP-Wald F统计量	290.55		—	—	—	—	—
中心化的R ²	0.007 13		—	—	—	—	—

注：括号内的值为聚类到区县层面的稳健标准误，*、**及***分别表示10%、5%及1%的显著性水平。

（四）稳定个体干预值假设

稳定个体干预值假设是进行因果识别的一个很重要假设，本文将与处理组同省相邻城市的区县作为控制组，就有可能由于跨省流域横向生态保护补偿机制存在空间溢出效应而违背该假设。为此，本文在基准回归（1）式基础上，加入与处理组同省非相邻城市的区县样本，共计25个城市151个区县，并引入*eci_near_{it}*变量，用于捕捉跨省流域横向生态保护补偿机制的空间溢出效应。当实施跨省流域横向生态保护补偿机制时，作为与处理组同省相邻城市的区县*eci_near_{it}*为1，否则为0。具体模型如下：

$$\ln y_{it} = \beta eci_{it} + \alpha eci_near_{it} + X'_{it}\gamma + \delta_i + \eta_t + \mu_{it} \quad (3)$$

这里重点关心的是回归系数 α 。当 α 不显著时,说明没有很强的理由证明跨省流域横向生态保护补偿机制存在空间溢出效应,稳定个体干预值假设能得到满足;否则,就有理由证明跨省流域横向生态保护补偿机制存在空间溢出效应,稳定个体干预值假设很难得到满足。回归结果见表4第(3)列,可以发现无论是在统计意义上,还是在经济意义上, eci_near 均不显著。与此截然不同的是, eci 保持了与基准回归一致的统计显著性与经济显著性。因此,有理由相信跨省流域横向生态保护补偿机制不存在显著的空间溢出效应,即本文识别该政策的协同降碳效应,能满足稳定个体干预值假设。

(五) 安慰剂检验

基准回归结果与事件分析法均显示实施跨省流域横向生态保护补偿机制可以显著降低工业 CO_2 排放量。为确保这一结论的可信度,本文采取前置政策发生时间以及随机生成处理组的方式,分别从政策实施时间与处理组分配两个层面进行安慰剂检验。

1. 前置政策发生时间的安慰剂检验。本文利用反事实思想,依次假定政策提前1—4年发生,引入虚拟变量 eci_pre_n ,在各批政策实施年份前 n 年取值为1,其他年份取值为0。其中, n 依次取值1、2、3、4。如果 eci_pre_n 不显著,则有理由相信实施跨省流域横向生态保护补偿机制不存在提前反应或存在其他早期政策的干扰。从表4第(4)—(7)列中的结果可以看出,反映前置政策发生时间的变量回归系数在统计意义和经济意义上均不显著,而 eci 保持了与基准回归一致的统计显著性与经济显著性,能通过该安慰剂检验。

2. 随机生成处理组的安慰剂检验。本文利用反事实思想,根据表1所示的政策实施情况,分三批随机抽取处理组,即2012年随机抽取15个区县,排除第一批已抽取的区县后在2014年随机抽取7个区县,最后再排除第二批已抽取的区县后在2016年随机抽取16个区县。分三批随机抽取处理组后,重新进行回归,保存核心解释变量的回归系数及对应 P 值。重复1000次后,绘制回归系数的核密度图 and 对应 P 值的散点图。如果随机分配处理组回归1000次得到回归系数,在概率上与基准回归系数存在显著差异,且在统计意义上几乎不显著,则可以在处理组分配层面排除其他因素对基准回归结果的影响。从图2可以看出,随机分配处理组得到的回归系数近似服从均值为0的正态分布,且大多数系数落在 $[-0.16, 0.16]$ 的区间内,远远大于基准回归系数 -0.149 ,且绝大部分对应的 P 值大于0.1,因此无论从经济意义上或是统计意义上,均能通过该安慰剂检验。

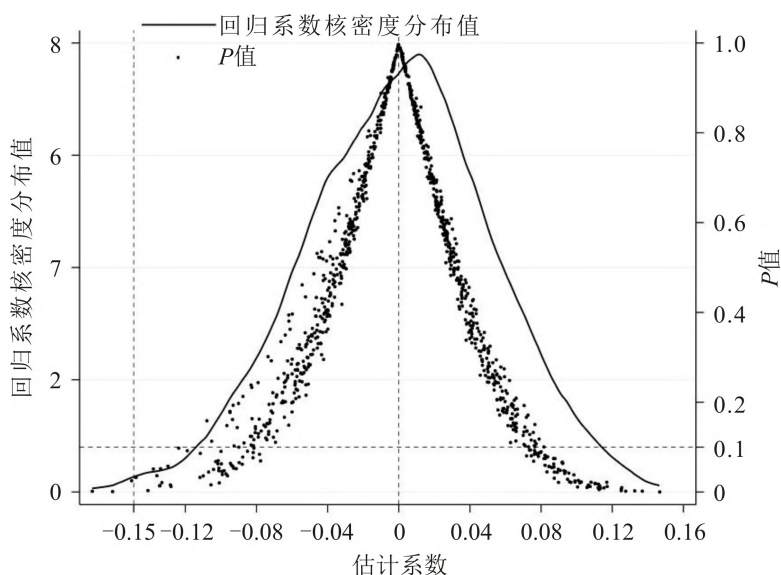


图2 随机生成处理组的安慰剂检验

（六）稳健性分析

为进一步确保基准回归的可信性，本文将从使用交错 DID（Staggered DID）的方式、排除其他政策干扰、更换控制组等进行稳健性分析。

1. 交错 DID 估计。考虑到本文的处理组政策开始时间不一致，此时使用双向固定效应法（TWFE）进行估计可能存在由处理效应异质性引起的偏误^[23]。为消除该担忧，本文先使用 Bacon 分解方法检验基准回归估计偏误的大小，再使用两阶段 DID 进行稳健性分析。

根据 Bacon 分解方法，对于本文的基准回归估计结果，可以看作是由早处理组、晚处理组、从未处理组三类样本组成的“2×2”加权平均值，对结果有威胁是早处理组与晚处理组的比较效应，如果这部分在整个结果中的占比较高，就说明基准回归存在较大的偏误^[24]。表 5 给出了基于 Bacon 分解方法结果，不难发现对基准回归有威胁的早处理组与晚处理组的比较效应仅占总效应的 11.7%，作为最“干净”的部分处理组与从未处理组的比较效应占总效应的比重高达 84.6%，其估计系数为 -0.171，比基准回归系数的绝对值还要大。因此，这足以说明基于双向固定效应法得到的基准回归结果，绝大部分都来自处理组与从未处理组的比较，受由处理组政策开始时间不一致引起的偏误的威胁较小。

表 5 Bacon 分解结果

“2×2”比较效应	估计量	权重
早处理组与晚处理组的比较效应	-0.040 1	0.116 6
处理组与从未处理组的比较效应	-0.171 1	0.846 4
同组内的差异	0.013 5	0.040 9

本文进一步使用两阶段 DID 进行稳健性分析^[25]。该方法属于使用插补估计量（Imputation Estimator）解决交错 DID 处理效应异质性问题的方法，能避免早处理组成为晚处理组的“坏控制组”^[23]。两阶段 DID 估计结果如表 6 所示，无论是统计显著性，还是经济显著性，均与基准回归保持一致。

表 6 两阶段 DID 估计结果及排除其他政策干扰

lny	(1)	(2)	(3)
eci	-0.199***	-0.195***	-0.201***
	(0.067)	(0.068)	(0.069)
前定变量	NO	YES	YES
连续型控制变量	NO	NO	YES
区县固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
样本量	1 526	1 526	1 526
调整后的 R ²	0.943	0.943	0.943

注：括号内的值为聚类到区县层面的稳健标准误，*、**及***分别表示 10%、5% 及 1% 的显著性水平。

2. 排除其他政策干扰。从理论上来看，县级层面的其他环境政策是对本文基准回归有着最大威胁的混淆政策，从 2016 年开始省以下环保机构监测监察执法垂直管理机制改革（简称环保垂改）便是其中最为典型的。该政策通过强化省级、市级政府对基层环保部门的监管力度，使基层环保执法力度得到大幅提升^[26]。为了排除这一政策干扰，本文在基准回归基础上加入是否实施环保垂改的虚拟变量（verti）^[26]。结果见表 7 第（1）列，环保垂改在显著性水平为 10% 的水平下显著促进工业 CO₂ 的减排，而在控制环保垂改后，eci 仍然保持着与基准回归一致的统计显著性与经济显

著性，因此有理由相信跨省流域横向生态保护补偿机制的协同降碳效应，没有受到环保垂改的干扰。

3. 更换控制组。本文在基准回归中，选取与处理组同省相邻城市的区县作为控制组，尽管这一做法通过了稳定个体干预值假设，但为了说明该做法不是基准回归结果的决定因素，本文进一步进行更换对照组的稳健性分析。本文将控制组分别更换为与处理组同省间隔1个城市的区县，与处理组同省间隔2个及以上城市的区县。前者有14个城市111个区县，重新回归后的结果如表7第（2）—（4）列所示，后者有11个城市98个区县，重新回归后的结果如表7第（5）—（7）列所示。不论是更换为哪一个控制组，结果均与基准回归保持一致，排除了受控制组选择的担忧。

表7 排除其他政策干扰与更换控制组的稳健性分析

lny	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>eci</i>	−0.152***	−0.183***	−0.183***	−0.201***	−0.195***	−0.210***	−0.220***
	(0.056)	(0.062)	(0.062)	(0.064)	(0.059)	(0.058)	(0.058)
<i>verti</i>	−0.067*						
	(0.037)						
前定变量	YES	NO	YES	YES	NO	YES	YES
连续型控制变量	YES	NO	NO	YES	NO	NO	YES
区县固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	1 526	1 554	1 554	1 554	1 624	1 624	1 624
调整后的 R^2	0.943	0.930	0.930	0.931	0.935	0.936	0.937

注：括号内的值为聚类到区县层面的稳健标准误，*、**及***分别表示10%、5%及1%的显著性水平。

4. 替换被解释变量。中国碳核算数据库（CEADs）是目前最精细、最完整的中国县级碳排放数据库。本文使用CEADs数据库中2007—2017年的县级CO₂排放数据作为被解释变量，重新评估了跨省流域横向生态补偿政策对CO₂的影响，结果如表8第（1）—（3）列所示，以CEADs县级碳排放数据作为被解释变量的结果与基准回归一致。

5. 更换聚类方式。为了控制标准误聚类问题的干扰，本文将标准误聚类到城市层面、区县和城市-年份双向层面进行稳健性检验。结果如表8第（4）—（5）列所示，更换聚类方式后结果均与基准回归保持一致。

表8 替换被解释变量及更换聚类方式

lny	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>eci</i>	−0.181***	−0.181***	−0.198***	−0.149*	−0.149**
	(0.059)	(0.059)	(0.060)	(0.084)	(0.071)
前定变量	NO	YES	YES	YES	YES
连续型控制变量	NO	NO	YES	YES	YES
区县固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	2 582	2 582	2 582	1 526	1 526
调整后的 R^2	0.958	0.958	0.959	0.943	0.943

注：第（1）—（3）列括号内的值为聚类到区县层面的稳健标准误，第（4）—（5）列括号内的值分别为聚类到城市层面、区县和城市-年份双向层面的稳健标准误。*、**及***分别表示10%、5%及1%的显著性水平。

五、机制分析

前面的分析支持了假说1的成立，本文接下来将验证假说2，从宏微观两个层面，剖析跨省流域横向生态保护补偿机制协同降碳的影响机制，这也能加强假说1的可信性。

（一）宏观层面的机制分析

通过前面的理论分析，本文推测跨省流域横向生态保护补偿机制协同降碳的影响机制，可能在于沿线地区采取了鼓励清洁生产、限制污染密集型行业发展等源头防治，这在宏观层面的表现就是优化了能源结构、降低了能源强度、限制了污染密集型行业的规模扩张。为此，本文在基准回归基础上，将被解释变量分别替换为各县区工业碳排放密度（*ln*eci**）、能源强度（*ln*ey**）与经济产出（*ln*output**），依次捕捉跨省流域横向生态保护补偿机制协同降碳的能源结构效应、节能技术效应与经济规模效应。其中，各县区工业碳排放密度使用工业CO₂排放量与工业终端能源消费量的比值来衡量，如果跨省流域横向生态保护补偿机制对其影响显著为负，则说明该政策会使工业能源结构变得更清洁；各县区工业能源强度使用工业终端能源消费量与第二产业增加值的比值来衡量，如果跨省流域横向生态保护补偿机制对其影响显著为负，则说明该政策会使工业节能水平变高；工业经济产出使用第二产业增加值来衡量，如果跨省流域横向生态保护补偿机制对其影响显著为负，则说明该政策会使限制工业发展，出现减产的经济成本。

表9给出了跨省流域横向生态保护补偿机制协同降碳的宏观机制结果，无论是统计显著性，还是经济显著性，均支持跨省流域横向生态保护补偿机制显著优化了工业能源结构，并显著降低了工业经济规模，对节能技术的影响缺少统计意义上的证据。因此，跨省流域横向生态保护补偿机制通过优化工业能源结构、限制工业经济规模扩张实现了协同降碳。

表9 跨省流域横向生态保护补偿机制协同降碳的宏观机制结果

	(1) <i>ln<i>eci</i></i>	(2) <i>ln<i>ey</i></i>	(3) <i>ln<i>output</i></i>
<i>eci</i>	-0.033*** (0.008)	-0.029 (0.063)	-0.080*** (0.029)
前定变量	YES	YES	YES
连续型控制变量	YES	YES	YES
区县固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
样本量	1 526	1 526	1 526
调整后的 <i>R</i> ²	0.887	0.884	0.986

注：括号内的值为聚类到区县层面的稳健标准误，*、**及***分别表示10%、5%及1%的显著性水平。

（二）微观层面的机制分析

尽管前面探讨各地区工业经济产出，能在一定程度上说明跨省流域横向生态保护补偿机制限制了污染密集型行业发展，但是这种衡量方式难免有些粗糙。为此，本文使用中国工商注册企业数据，通过高碳密集型行业新增企业数量的变化，来反映跨省流域横向生态保护补偿机制限制污染密集型行业发展的影响机制。具体地，在基准回归基础上，将被解释变量分别替换为工业新增企业数量（*enter*）、工业高碳密集型行业新增企业数量（*enter_high*）、工业低碳密集型行业新增企业数量（*enter_low*）。其中，工业高碳密集型行业通过2010年工业二位数行业碳排放密度的中位

数进行划分^①。在这里，理论上存在不取对数和取对数两种做法，对于取对数的做法，虽然回归系数更具有直观的经济含义，但是由于新增企业数量存在一定的0值，通过改变新增企业数量的单位就有可能操纵结果的显著性^[27]，因此本文同时汇报不取对数与取对数的结果，并以不取对数的结果为准。

表10给出了跨省流域横向生态保护补偿机制协同降碳的微观机制结果，无论是统计显著性，还是经济显著性，均支持跨省流域横向生态保护补偿机制显著降低了工业新增企业数量、工业高碳密集型行业新增企业数量，对工业低碳密集型行业新增企业数量的影响相对较小。这说明在实施跨省流域横向生态保护补偿机制后，高碳密集型企业的进入被限制，并且极有可能从整体层面推动工业向服务业转型，挖掘生态价值，这一点也可以从杭州市淳安县的发展转型中得到印证^②。

表10 跨省流域横向生态保护补偿机制协同降碳的微观机制结果

	(1) <i>enter</i>	(2) <i>enter_high</i>	(3) <i>enter_low</i>	(4) $\ln(\textit{enter}+1)$	(5) $\ln(\textit{enter_high}+1)$	(6) $\ln(\textit{enter_low}+1)$
<i>eci</i>	-276.594*** (86.303)	-151.323*** (45.707)	-122.643** (52.021)	-0.182*** (0.066)	-0.218*** (0.071)	-0.118 (0.089)
前定变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
连续型控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
区县固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	1 526	1 526	1 526	1 526	1 526	1 526
调整后的 R^2	0.733	0.669	0.717	0.927	0.927	0.902

注：括号内的值为聚类到区县层面的稳健标准误，*、**及***分别表示10%、5%及1%的显著性水平。

六、进一步分析

前面的分析支持了假说1和假说2的成立，本文接下来将验证假说3，进一步验证相比于作为补偿区的下游地区，作为受偿区的上游地区是否实现了更大的降碳效应，这其实也能从异质性分析的视角加强假说1的可信性。为此，本文在基准回归基础上，按政策制定的受偿区与补偿区（具体如表1所示），将受偿区及其同省相邻城市的区县作为上游地区，将补偿区及其同省相邻城市的区县作为下游地区，分样本进行回归，以识别跨省流域横向生态保护补偿机制对上下游沿线地区的影响。鉴于分样本回归缺乏组间效应比较的统计证据，本文使用费舍尔组合检验（Fisher’s Permutation Test）进行组间系数差异检验。

表11给出了跨省流域横向生态保护补偿机制对上下游沿线地区的协同降碳效应及宏观机制结

① 塑料制品业与橡胶制品业在2012年合并为塑料橡胶制品业，在使用2010年工业二位数行业碳排放密度的中位数进行行业划分时，却分别被划入高碳密集型行业与低碳密集型行业，为此本文在2012年前保留该划分结果，并两者合并的行业塑料橡胶制品业记为高碳密集型行业。为检验该划分方式对回归结果是否会产生影响，本文剔除塑料制品业、橡胶制品业、塑料橡胶制品业进行稳健性分析，其结果与表10基本保持一致。回归结果限于篇幅，已省略（可向作者备索）。

② 在实施新安江流域横向生态保护补偿机制后，作为补偿区的杭州市淳安县以一条“鱼”开场，从一个单纯的农业生产过程转变为国内外闻名的农业旅游示范项目，形成独具特色的“保水渔业”发展模式，走出一条“以鱼护水、以水养鱼、以渔富民”的可持续发展之路。2019年，全县渔业经济产值逾10亿元，直接带动当地餐饮、旅游和农产品等产业产值逾50亿元。资料来源于中国经济网《浙江淳安：以鱼护水、以渔富民》，网址：http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/gdxw/202012/01/t20201201_36065505.shtml。

果。从表 11 第 (1)、(2) 列可以看出, 无论是统计显著性, 还是经济显著性, 均支持跨省流域横向生态保护补偿机制显著降低了上下游沿线地区的工业 CO₂ 排放量, 费舍尔组合检验则显示相比于下游沿线地区, 上游沿线地区的协同降碳效应更大, 假说 3 能得到初步验证。

表 11 跨省流域横向生态保护补偿机制对上下游协同降碳效应及宏观机制

	(1) 上游 lny	(2) 下游 lny	(3) 上游 lnci	(4) 下游 lnci	(5) 上游 lney	(6) 下游 lney	(7) 上游 lnoutput	(8) 下游 lnoutput	(9) 上游 gi
<i>eci</i>	-0.311*** (0.108)	-0.126** (0.060)	-0.024*** (0.007)	-0.019** (0.009)	-0.251** (0.109)	-0.044 (0.060)	-0.034 (0.042)	-0.057 (0.036)	0.004* (0.002)
前定变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
连续型控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
区县固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	1 050	476	1 050	476	1 050	476	1 050	476	1 050
调整后的 R^2	0.956	0.931	0.981	0.842	0.987	0.988	0.893	0.887	0.579
费舍尔组合检验 P 值	0.001***		0.378		0.000***		0.000***		—

注: 括号内的值为聚类到区县层面的稳健标准误, *, ** 及 *** 分别表示 10%、5% 及 1% 的显著性水平。

表 11 第 (3) — (8) 列进一步从宏观层面, 给出跨省流域横向生态保护补偿机制对上下游沿线地区协同降碳的宏观机制结果, 不难发现跨省流域横向生态保护补偿机制显著降低了上下游沿线地区的工业碳排放密度, 以及上游沿线地区的工业能源强度。值得注意的是, 相比于下游地区, 上游地区取得了更为显著的节能技术效应, 该结果得到费舍尔组合检验的支持。为进一步加强这一结论, 本文分别将工业上市企业绿色专利申请并授权数和专利申请并授权总数加总到区县层面, 再计算各区县绿色专利占比 (gi), 以反映上游地区的绿色自主创新行为。根据表 11 第 (9) 列的结果, 跨省流域横向生态保护补偿机制显著促进了上游沿线地区工业上市企业的绿色自主创新。基于此, 可以得出相比于上游地区, 实施跨省流域横向生态保护补偿机制使上游地区采取了创新驱动减排的策略, 不仅通过节能技术应用大幅降低了能源强度, 还鼓励企业从事了绿色自主创新。

表 12 从新增企业数量视角, 给出跨省流域横向生态保护补偿机制对上下游沿线地区协同降碳

表 12 跨省流域横向生态保护补偿机制对上下游协同降碳的微观机制

	(1) 上游 <i>enter</i>	(2) 下游 <i>enter</i>	(3) 上游 <i>enter_high</i>	(4) 下游 <i>enter_high</i>	(5) 上游 <i>enter_low</i>	(6) 下游 <i>enter_low</i>
<i>eci</i>	-154.954* (87.162)	1.762 (62.888)	-105.465** (51.401)	-11.996 (31.001)	-26.084 (48.098)	20.693 (46.149)
前定变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
连续型控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
区县固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	1 050	476	1 050	476	1 050	476
调整后的 R^2	0.745	0.748	0.671	0.828	0.739	0.602
费舍尔组合检验 P 值	0.009***		0.010***		0.123	

注: 括号内的值为聚类到区县层面的稳健标准误, *, ** 及 *** 分别表示 10%、5% 及 1% 的显著性水平。

的微观机制结果^①,不难发现跨省流域横向生态保护补偿机制显著降低了上游沿线地区的工业新增企业数量、工业高碳密集型行业新增企业数量,并没有对上下游沿线地区的工业低碳密集型行业新增企业数量产生显著影响。因此,有理由相信跨省流域横向生态保护补偿机制通过限制上游工业高碳密集型行业企业进入,实现了协同降碳效应。

七、结论与政策启示

在区域生态治理中协同降碳,是实现双碳目标的重要抓手。作为破解跨界水污染问题的、重要的区域环境政策,探究跨省流域横向生态保护补偿机制的协同降碳效应,不仅能为全面推广跨省流域横向生态保护补偿机制提供科学依据,还能为深入挖掘其他区域环境政策的协同降碳效应提供重要参考。本文以新安江、九洲江、汀江-韩江三大流域为例,综合使用2007—2020年县级工业CO₂排放、经济能源等宏观数据,以及工业工商注册企业、上市企业绿色专利等微观数据,运用多期DID识别跨省流域实施横向生态保护补偿机制的协同降碳效应,研究发现以下几点。

1. 跨省流域横向生态保护补偿机制显著降低了沿线地区13.8%的工业CO₂排放量,在通过一系列稳健性检验和安慰剂检验后,结果显示该政策对沿线地区的降碳效应是稳定且有效的。

2. 实施跨省流域横向生态保护补偿机制能强化沿线地区的源头防治措施,通过优化能源结构、限制高碳密集型行业企业的进入,推动整体工业CO₂排放量的降低。值得注意的是,沿线地区虽然实现了降碳效果,但也出现了一定程度的减产现象,表明该政策在带来环境效益的同时存在一定的经济代价。

3. 分区域来看,相比于作为补偿区的下游地区,作为受偿区的上游地区实现了更大的降碳效应,这主要得益于其创新驱动减排策略,不仅通过节能技术应用大幅降低了能源强度,还鼓励企业从事绿色自主创新,显著提升了绿色专利占比。

基于上述结论,本文提出以下建议。

1. 要正确处理好高质量发展和高水平保护的关系。在未来的环境政策实施中,要充分考虑政策实施所带来的经济代价,深入挖掘生态价值,协同推进降碳、减污、扩绿、增长。针对经济影响的地区,可以提供适当的经济补偿或发展绿色产业的扶持政策。

2. 加强源头防治。鼓励和支持沿线地区继续推进清洁技术的应用,优化能源结构,严格限制高碳密集型行业的进入,确保源头防治措施的有效落实。

3. 促进上下游合作。建立上下游合作机制,推动下游地区借鉴上游地区的成功经验,推广上游地区的节能技术和绿色专利,通过加强上下游协同合作,整体提升流域的减排效应和绿色创新水平。

参考文献

- [1] Cai, H., Y. Chen, Q. Gong. Polluting thy neighbor: Unintended consequences of China's pollution reduction mandates[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2016, 76.
- [2] Wu, H., H. Guo, B. Zhang, et al. Westward movement of new polluting firms in China: Pollution reduction mandates and location choice[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2017(1).
- [3] Chen, Z., M. E.Kahn, Y. Liu, et al. The consequences of spatially differentiated water pollution regulation in China[J]. *Journal of Environmental and Economics Management*, 2018, 88.
- [4] 景守武,张捷.新安江流域横向生态补偿降低水污染强度了吗?[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018(10).
- [5] Chen, S., J. S. G.Zivin, H.Wang, et al. *Combating Cross-border Externalities*[R]. NBER Working Paper,

^① 由于篇幅限制,此处仅报告采用水平值估计结果,取对数值报告结果已省略(可向作者备案)。

2022.

- [6] 景守武,张捷.跨省流域横向生态补偿与城市水环境全要素生产率——以浙皖新安江流域为例[J].城市问题,2023(1).
- [7] 景守武,张捷.跨界流域横向生态补偿与企业全要素生产率[J].财经研究,2021(5).
- [8] Quan, T., H. Zhan, J. Li, et al. Horizontal ecological compensation mechanism and green low-carbon development in river basins: Evidence from Xin'an river basin [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2023,30.
- [9] 陈诗一.能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展[J].经济研究,2009(4).
- [10] 涂正革.中国的碳减排路径与战略选择——基于八大行业部门碳排放量的指数分解分析[J].中国社会科学,2012(3).
- [11] 黄荣强,姚康华.粤桂九洲江流域上下游横向生态补偿案例[J].南方自然资源,2023(2).
- [12] Zhang, H. Z., L. Y. He, Z. Zhang. Can transverse eco-compensation mechanism correct resource misallocation in watershed environmental governance? A cost-benefit analysis of the pilot project of Xin'an River in China[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2023(4).
- [13] MacKinnon, J. G., M. D. Webb. Wild bootstrap inference for wildly different cluster sizes[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2017(2).
- [14] Angrist, J. D., J. S. Pischke. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*[M]. Princeton: Princeton university press, 2009.
- [15] Chen, J., M. Gao, S. Cheng, et al. County-level CO₂ emissions and sequestration in China during 1997—2017[J]. *Scientific Data*, 2020, 7.
- [16] 涂正革, 谌仁俊.工业化、城镇化的动态边际碳排放量研究——基于LMDI“两层完全分解法”的分析框架[J].中国工业经济,2013(9).
- [17] Chen, Z., B. Yu, C. Yang, et al. An extended time series (2000—2018) of global NPP-VIIRS-like nighttime light data from a cross-sensor calibration[J]. *Earth System Science Data Discussions*, 2021(3).
- [18] Wu, Y., K. Shi, Z. Chen, et al. Developing improved time-series DMSP-OLS-like data (1992—2019) in China by integrating DMSP-OLS and SNPP-VIIRS[J]. *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing*, 2022, 60.
- [19] Jacobson, L. S., R. J. LaLonde, D. G. Sullivan. Earnings losses of displaced workers[J]. *The American Economic Review*, 1993, 84.
- [20] Nian, Y. Incentives, penalties, and rural air pollution: Evidence from satellite data[J]. *Journal of Development Economics*, 2023, 161.
- [21] 余泳泽,孙鹏博,宣烨.地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?[J].经济研究,2020(8).
- [22] Stock, J. H., M. Yogo. Testing for weak instruments in linear IV regression[A]. Andrews, D. W. K., J. H. Stock eds. *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.
- [23] 刘冲,沙学康,张妍.交错双重差分:处理效应异质性与估计方法选择[J].数量经济技术经济研究,2022(9).
- [24] Goodman-Bacon, A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021(2).
- [25] Gardner, J. *Two-stage Differences in Differences*[R]. Working Paper, 2021.
- [26] 张琦,邹梦琪.环境治理垂直改革的效果、基层机制与影响因素[J].经济研究,2022(8).
- [27] Chen, J., J. Roth. Logs with zeros? Some problems and solutions[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2024(2).

Carbon Reduction Capability of “Joint Protection of the Same River”: Evidence from the Cross-provincial Trans-basin Ecological Protection Compensation Mechanism

SHEN Ren-jun, LI Xin-yue, JIANG Chuang-dong

Abstract: Coordinated carbon reduction in regional ecological management is an important means to achieve the dual carbon targets. Taking the Xin'an River, Jiuzhou River, and Tingjiang-Hanjiang River basins as examples, this paper examines the collaborative carbon reduction effect of implementing a cross-provincial ecological protection compensation mechanism in trans-provincial river basins. We found that this policy, by encouraging the optimization of energy structure and limiting the entry of high-carbon-intensive industries in the areas along the river through source control measures, has generated significant collaborative carbon reduction effects. However, it should be noted that the collaborative carbon reduction effect of “joint protection of the same river” is achieved with certain economic costs, leading to reduced production in the areas along the river. Further research revealed that compared with the downstream areas serving as compensation zones, the upstream areas as recipient zones achieved greater carbon reduction effects. This was mainly due to the innovative strategies adopted by the upstream areas to drive emission reduction, significantly reducing energy intensity through the application of energy-saving technologies and encouraging enterprises to engage in green independent innovation. The study can provide valuable policy support for the comprehensive promotion of cross-provincial river basin horizontal ecological protection compensation mechanisms and coordinated efforts to reduce pollution and carbon emissions.

Key words: trans-provincial river basin; horizontal ecological conservation compensation mechanism; coordinated carbon reduction; source control

(责任编辑 孙洁)