

环境协同治理的经济增长效应

——以“长三角区域大气污染防治协作机制”政策为例

李世冉 邓宏兵 张欢 詹成*

摘要:区域环境协同治理是近年来中国城市群发展中的关键议题,区域经济协调更是关乎高质量发展的必要因素,两者关系相互交织、相互作用。从区域环境协同治理角度探究促进区域经济发展是新时期推动经济绿色发展、全面推进生态文明建设的重要路径选择。本文以2014年“长三角区域大气污染防治协作机制”这一政策作为准自然实验,选取2003—2019年中国257个地级及以上城市面板数据作为初始样本,运用广义合成控制法,从政策实施有效性视角检验了长三角区域环境协同治理的经济激励效应;采用空间计量模型,从区域环境协同治理状态视角考察了协同度的经济空间溢出影响及传导路径。研究发现:长三角区域环境协同治理对区域经济增长具有显著的促进作用,呈加速态势,分类进行一系列时间安慰剂和稳健性检验后研究结果依然成立。协同度对区域经济增长的影响呈显著的空间溢出效应,长三角区域环境协同治理能够实现对邻近城市经济发展水平的激励,最终实现整体的区域经济增长。科技创新和产业结构均是区域环境协同治理影响经济增长的重要传导渠道。本文建议在长三角区域一体化进程中,需要强化城市的主动协同效应,增强城市的积极性、创造性和能动性,为区域环境协同治理促进长三角区域经济发展提供主体动力。

关键词:区域环境协同治理;长三角地区;经济增长;空间效应

一、引言

城镇化和工业化的大规模拓展和快速推进促进了我国区域经济的快速发展,形成的城市空间聚集实现了要素在区域内的优化配置与高效流动,而面向城市群层面的污染合作治理问

* 李世冉,天津市科学技术发展战略研究院,邮政编码:300011,电子邮箱:srl@cug.edu.cn;邓宏兵(通讯作者),中国地质大学(武汉)经济管理学院,邮政编码:430074,电子邮箱:denghongbing_2005@126.com;张欢,中国地质大学(武汉)经济管理学院,邮政编码:430074,电子邮箱:zhanghuan2002@cug.edu.cn;詹成,中国地质大学(武汉)经济管理学院,邮政编码:430074。

本文系国家自然科学基金项目“城市群强化多种空气污染物协同控制和区域协同治理的体系与政策研究”(21BJY118)的阶段性成果。感谢匿名审稿人的宝贵建议。文责自负。

题因环境污染的跨域迭代传输特征而备受关注(方创琳,2021),资源环境承载压力带来的环境污染非期望产出也随之增加(邵帅等,2022)。由于环境污染是一种具有负外部性的公共产品,其跨区域流动属性使得分散性属地治理的成效并不显著(Xue et al.,2021)。因此,实施跨区域的协同治理行动,能有效提升各地区大气污染治理能力并促进地区联合,成为高效治理大气污染的重要途径(李倩等,2022)。随着生态文明建设与区域一体化发展的协同推进,区域协同治理成为攻克区域综合性环境治理难题的共识(许箫迪、程倩,2020)。

进入新时代,环境保护和污染防治已经提升到前所未有的高度。“十四五”规划强调深化大气污染联防联控联治,强化区域协同治理,完善区域大气污染联防联控机制,实现环境与经济的双赢(Zhou et al.,2022)。党的二十大报告明确提出深入实施区域协调发展战略,构建优势互补、高质量发展的区域经济布局和国土空间体系,推动实现污染减排与区域经济增长协同共进的高质量发展。因此,协调区域环境协同治理与区域经济发展,审视区域环境协同治理的经济发展红利能深入推动区域协调发展战略的融合实施,促进区域经济绿色高质量发展(宋德勇、张麒,2022;涂正革等,2022)。

长三角地区是我国经济最活跃、创新能力和开放程度最强的区域之一,是“一带一路”和长江经济带的交汇点,也是我国最早实施大气污染协同治理战略的区域之一。自2013年以来,在党中央政策的积极引导下,长三角地区不断探索加强区域协同治理路径。目前,中央与地方双重推动的联防联控机制体系已经建立,并取得了一定的协同治理效果。然而,由于经济基础、资源禀赋、政治地位和技术创新等现实条件的限制,特殊任务推动的合作模式和以行政区域为主导的属地治污模式仍然存在于长三角环境治理实践中,导致环境质量不能得到持续化改善(许箫迪、程倩,2020)。2019年10月,《长三角生态绿色一体化发展示范区总体方案》批复标志着长三角一体化发展进入全面实施阶段。那么,如何在长三角区域环境协同治理过程中有效实现经济绿色和高质量发展,是长三角区域经济迈向更高质量发展过程中亟待解决的重要现实问题。

2012年10月发布的《重点区域大气污染防治“十二五”规划》首次提出要建立“大气污染联防联控机制”,并对京津冀、长三角、珠三角三个世界级城市群的污染物排放实施目标控制,全面推进建立统一协调的区域环境协同治理机制。2014年1月7日,长三角区域大气污染防治协作小组第一次工作会议在上海正式召开,标志着长三角区域环境协同治理策略正式建立。鉴于此,本文探究了该政策解决区域协作失灵的内在机理,选取“长三角区域大气污染防治协作机制”作为政策实验的分析对象,从区域环境协同治理政策有效性角度出发,考察区域环境协同治理过程中的经济激励效应,并对其空间溢出影响进行识别,进而从区域协调发展视角提出区域环境协同治理下的长三角经济增长路径,为进一步推动长三角区域高质量经济增长发展提供现实参考。

二、文献综述

理论上分析区域环境协同治理需要探究环境规制执行策略互动行为,而分析环境规制执行策略互动的普遍性需要回归到环境规制的本源,环境规制能有效解决环境污染的外部性已得到广泛的认可和实践(Liu et al., 2022)。已有研究表明环境规制对环境污染的抑制作用显著(Zhang et al., 2019b; Li et al., 2022),对于提升区域经济绿色效率与区域生态效率的作用明显(胡安军等, 2018),对促进经济高质量发展也呈现出积极作用(何爱平、安梦天, 2019; 陶静、胡雪萍, 2019)。但在区域内的环境规制互动中,本地实行强的环境规制容易引起污染产业向邻近城市转移而成为污染避难所(Sun et al., 2017; 沈坤荣等, 2017; Cohen et al., 2019)。本地政府在推动地方经济发展过程中以流动的要素资源作为博弈工具,执行环境规制政策时与区域内其他城市形成策略性行为。虽然城市间的环境规制策略互动行为有利于区域经济发展,但由于地方政府环境规制互动策略的非完全执行,这进一步降低了环境规制治污效率而加大了生态问题,对人民的福祉也呈现负面影响(谭志雄、张阳阳, 2015)。环境治理因环境污染的空间流动性而具有明显的外溢特征,地方政府在环境治理过程中常陷入“逐底竞争”或“集体行动”困境(刘华军、彭莹, 2019),这不仅降低了地方政府对环境治理的主动意愿,同时也导致区域环境治理恶化与经济发展水平下降(Wu & Cao, 2021)。随着污染避难所效应与环境治理空间外溢效应被逐渐重视(Copeland & Taylor, 2004; Solarin et al., 2017),倡导环境治理的区域协同意愿随之更加强烈,协同治理作为区域环境问题的全新治理模式已成为地方政府的必然选择(Meijers, 2005; 徐浩、谭德庆, 2021; 柏康等, 2022; 潘晓滨、曹媛, 2022)。

城市群是区域发展中的主要空间载体,在公共事务的协同联动尤其涉及环境污染这种具有负外部性的问题中扮演着重要角色。城市之间的污染物单向或交叉流动增加了城市群环境污染问题的复杂性、规模性和时效性。因此,区域环境协同治理成为城市群一体化发展过程中需要解决的重要问题(崔晶、孙伟, 2014; 汪伟全, 2014)。不同于传统治理手段,区域环境协同治理政策考虑了行政边界、治理成本和环境收益等因素。1998年,中国针对酸雨和SO₂治理提出了“两控区”治理,这是大气污染区域协同治理的雏形(王超奕, 2018)。2013年,京津冀地区启动大气污染防治协作机制,推动了大气污染协同治理的发展。2014年1月,长三角区域成立了大气污染防治协作小组。2014年3月,珠三角地区制定了中国第一个区域层面的清洁空气行动计划,并创立了大气污染联防联控技术示范区。中国三大经济圈形成了各自的大气污染协同治理联盟,并不同程度地开展大气污染协同治理行动。

现有关于区域环境协同治理对经济发展的影响研究尚不丰富,将文献资料的梳理扩展至治理合作对经济发展的影响研究,以进一步发现深入研究的方向。在传统理论对区域经济发

展自我清洁能力质疑的同时(沈坤荣等,2017),人们开始关注基于协同理论提出的区域环境协同治理模式,这一模式可以帮助地方政府通过资源的优化配置实现区域经济发展,并利用经济高速增长带来财政收入,减轻环境治理压力,实现社会、经济与生态的共赢(周兵、刘婷婷,2022)。区域环境协同治理表明环境治理目标是各责任主体相互协作产生的整体效应,并具有公共性、主导性、互动性和动态性等多重属性。但由于区域经济发展水平存在差异性,因而区域环境协同治理的区域经济影响也存在差异,故为实现地区利益最大化应积极寻求责任主体进行多方协同合作。

区域环境协同治理政策的实施不仅改善了经济主体的排污行为,还对经济主体的生产经营产生影响,进而影响了区域经济增长。通过梳理发现,区域环境协同治理的经济效应是环境规制政策的经济效应的再提升。区域环境协同治理的经济效应的实现是在环境规制政策经济效应基础之上,通过多方主体共同处理复杂公共事务过程中的相互协同配合,以资源共享和耦合结构进而实现公共利益最大化。区域环境协同治理政策的实施能有效治理环境污染,促进企业的高质量发展,并带动城市经济增长(胡宗义、杨振寰,2019)。也有研究得出不同的结论,认为区域环境协同治理政策能显著提升城市环境治理水平,但对区域经济发展的作用不显著(李倩等,2022)。

现有涉及治理合作制度要素对区域经济发展影响的文献中,并非单独研究制度或治理合作的影响,而是将治理合作或制度与其他方面的合作相结合进行研究。相关研究表明区域间通过制度创新和管理能消除彼此间的差别待遇,进而减少区域间经济发展的成本以促进区域经济整体发展水平的提升。关于经济组织、生产和信息成本的研究发现,专业化合作能有效提升区域生产率,提高区域经济效率,从制度角度对区域间技术合作的经济效应研究也得到了类似的结论,进一步研究表明开放经济中制度变化对区域经济的影响要强于其他影响因素(Hayat,2019)。也有研究发现制度不仅对合作中要素禀赋及其分配产生影响,而且还通过技术创新和要素积累强化区域整体竞争力(Canh et al.,2021)。国内学者研究认为通过制度合作促进了技术创新和规模经济,并且对产业升级具有提升作用,地区的经济增长与开放中制度质量的提升存在内生联系(高志刚、李明蕊,2021)。

现有文献就环境规制与经济增长的关系和环境规制执行策略互动行为,以及从治理合作、制度创新角度对区域环境协同治理的环境和经济影响开展了广泛研究。但是,现有研究较多关注属地环境治理及其对周边环境的影响,或聚焦于环境规制的经济效应,缺乏对区域环境协同治理的政策溢出与经济空间外溢效应的深入探讨,进而无法确定区域环境协同治理对区域经济发展的作用关系。同时已有研究较多基于环境治理政策的单一角度检验环境治理有效性,缺少从区域环境协同治理政策实施有效性和实施程度双重维度的分析,且对区域环境协同治理作用机制的梳理和检验也需进一步探究。鉴于此,结合当前我国生态文明建设

与区域协调发展的重大战略背景,如何强化区域环境协同治理的经济效应成为区域高效治污与经济协调发展的关键。具体而言,本文进行以下拓展:

第一,构建了区域环境协同治理与区域经济发展的联合分析框架,以“长三角区域大气污染防治协作机制”作为政策实验,检验长三角区域环境协同治理的经济影响,为长三角区域环境协同治理的经济效应提供了经验证据。

第二,从区域环境协同治理政策实施有效性与治理状态双重视角,系统研究区域环境协同治理的经济影响。采用广义合成控制法对长三角区域环境协同治理的政策有效性进行检验,采用空间计量模型从空间视角对长三角区域协同度的经济激励效应进行异质性分析,综合考察长三角区域环境协同治理的经济效应,为探究区域环境-经济协调发展提供新的研究视角。

第三,从高质量发展视角对区域环境协同治理影响长三角区域经济发展进行审视,从区域环境协同治理影响科技创新和产业结构的经济发展这一传导机制进行分析,为长三角区域环境协同治理与经济高质量发展提供决策参考。

三、模型构建与数据来源

(一)模型构建

1. 广义合成控制法

广义合成控制法采用数据驱动的方式对多个控制组对象进行加权,构造一个与目标组完全类似的控制对象。其优势体现在以下几个方面:非参数性,扩展了传统的双重差分法;数据驱动,确定权重时减少了主观选择误差,避免了政策内生性问题;反事实模拟,通过对多个加权控制对象的模拟,清晰地反映每个控制对象对“反事实”事件的贡献;个体化评价,为每个研究个体提供与之对应的合成控制对象,避免了平均化评价和受政策实施时机的影响。综上所述,从政策实施视角评估区域环境协同治理对区域经济增长的影响,本文采用广义合成控制法进行检验。

假设有 $J+1$ 个城市,并且只有第 i 个城市实施了区域环境协同治理政策,其余城市皆不受该城市区域环境协同治理政策的影响。因此,可将剩下的 J 个城市作为控制组。假定第 i 个城市在时点 $t=T_0$ 实施区域环境协同治理政策,给定 $J+1$ 个城市在 $t \in [1, T]$ 期内的经济增长及其他控制组数据,令 y_{it}^1 表示第 i 个城市在时点 T_0 上实施区域环境协同治理政策的经济增长数据, y_{it}^0 表示第 i 个城市在时点 T_0 上没有实施区域环境协同治理政策的经济增长数据,那么在 $[1, T_0-1]$ 期内该城市的经济增长不受区域环境协同治理政策实施的影响,即 $y_{it}^1 = y_{it}^0$; 实施区域环境协同治理政策之后,即 $[T_0, T]$ 期内,令 $\delta_{it} = y_{it}^1 - y_{it}^0$ 表示第 i 个城市在时

间点 t 时期区域环境协同治理政策的实施对经济增长的处理效应,即经济增长量。对于实施区域环境协同治理政策的城市,在 $t \in [T_0, T]$ 时期内,我们可以观测到它的经济增长量 y_{it}^1 ,但是无法观测到该城市没有实施区域环境协同治理政策后的经济增长量数据,即 y_{it}^0 是无法观测到的。因此,采用广义合成控制法估计在 $t \in [T_0, T]$ 时期内,实施区域环境协同治理政策的城市如果未实施区域环境协同治理政策的经济增长估计值 y_{it}^0 ,如式(1)。

$$y_{it}^0 = x_{it}'\beta + \lambda_i'f_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中, x_{it} 是 $(k \times 1)$ 维的协变量,即控制变量, $\beta = [\beta_1, \dots, \beta_k]'$ 是 $(k \times 1)$ 维未知参数; $f_t = [f_{1t}, \dots, f_{rt}]'$ 是 $(r \times 1)$ 维不可观测的共同因子, $\lambda_i = [\lambda_{i1}, \dots, \lambda_{ir}]'$ 是 $(r \times 1)$ 维未知因子载荷矩阵; ε_{it} 是不可观测的短期冲击,在城市水平上的均值为 0。

“反事实”分析:“反事实”分析方法的理论思想与上文广义合成控制法相同,但是对 y_{it}^0 的求解不一致,如式(2)。

$$y_{it} = b_i'f_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T \tag{2}$$

其中 f_t 为 k 维时变共同因子向量, b_i 是 k 维随城市 i 变化的系数向量, α_i 是地区固定效应, ε_{it} 是随机扰动项,满足 $E(\varepsilon_{it}) = 0$ 。

选取城市的其他数据作为控制组,利用 $\hat{y}_t^0 = (x_{1t}, \dots, x_{Nt})'$ 代替 f_t 来拟合 $t = T_0, \dots, T$ 时 y_t^0 的“反事实”值。具体地,用控制组中 $t = 1, 2, \dots, T_0 - 1$ 的数据拟合 y_t^0 ,拟合方程为 $\hat{y}_t^0 = \hat{\alpha} + \hat{\alpha}_2 x_{1t} + \dots + \hat{\alpha}_N x_{Nt}$,根据城市其他变量的拟合系数对 y_t^0 的样本外预测,即 $t = T_0, \dots, T$,得到其“反事实”估计值 y_t^0 ,如式(3)。

$$\hat{y}_t^0 = \hat{\alpha} + \hat{\alpha}_2 x_{1t} + \dots + \hat{\alpha}_N x_{Nt}, \quad t = T_0, \dots, T \tag{3}$$

区域环境协同治理政策的实施对经济增长影响的处理效应 $\hat{\Delta}_t$ 的估计值设定为: $\hat{\Delta}_t = \frac{\hat{y}_t^0 - y_t}{y_t} \times 100, \quad t = T_0, \dots, T$,表示经济增长率。Hsiao 等(2012)证明应用上述预测方法而得到的处理效应误差较小,且小样本表现更优。

由于中国各城市情况的差异性较为显著,控制组数据的稳定性往往受到其他政策和城市差异的影响,违背了控制组状态不变性的假设,为区域环境协同治理政策实施的有效性评估带来了困难。为了解决这一问题,提出假设:处理组虽然受区域环境协同治理政策实施的影响,但是还制定了其他政策实现经济增长,并且其他促进经济增长的政策与未实施区域环境协同治理政策的城市促增效应相同,时间一致。该假设不仅避免了其他城市的区域环境协同治理政策对数据稳定性的干扰,同时减弱了其他政策对区域环境协同治理政策实施有效性的影响。在该假设的前提下,如果通过政策评估方法得出处理组在实施区域环境协同治理之后

的经济增长水平提升,则认为区域环境协同治理政策的实施对经济增长是有效的。

2. 空间相关性检验

采用全局 Moran's I 检验协同度的空间集聚特征,如式(4)所示。

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (4)$$

其中, I 表示全局 Moran's I 指数; n 表示长三角地区 26 个城市; w_{ij} 表示空间权重矩阵; x_i 表示第 i 个城市的协同度值, \bar{x} 表示所有城市的协同度值均值。 I 的取值范围在 $[-1, 1]$, I 大于 0 表示协同度呈正相关, I 越接近 1 表示正相关程度越强; I 小于 0 表示负相关, I 越接近 -1 表示负相关程度越强。

一般使用 Z 指数对全局 Moran's I 结果的显著性进行检验。 Z 指数的计算公式如式(5)所示。

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{VAR(I)}} \quad (5)$$

其中, $E(I)$ 表示 Moran's I 的均值; $VAR(I)$ 表示 Moran's I 的方差。在不存在空间相关性的原假设下, Z 指数服从标准正态分布。

3. 空间计量模型

采用空间杜宾模型作为区域环境协同治理对长三角区域的经济影响的基础模型方法。在众多的空间计量模型中,空间杜宾模型能够同时考虑因变量的空间滞后项和自变量的空间滞后项对因变量的影响,因此能较为全面地得到分析结果。Elhorst(2014)指出,空间杜宾模型包含了空间滞后模型和空间自回归模型的结果,因此更为综合全面。本文旨在通过构建空间杜宾模型来评估区域环境协同治理的经济空间溢出效应,模型如式(6)所示。

$$gdp_{it} = \alpha \sum_{j=1}^N w_{ij} gdp_{jt} + \beta_1 co_{it} + \beta_2 \sum_{j=1}^N w_{ij} co_{jt} + X_{it} \theta + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, gdp_{it} 表示经济发展水平,在本文中分别使用 GDP 和人均 GDP 表示,数值越大,表明经济发展水平越高。 co_{it} 表示区域环境协同程度(协同度)。 $\sum w_{ij} co_{jt}$ 表示邻近城市的区域环境协同程度, β_2 表示邻近城市的协同度对本城市经济发展水平的影响程度。 w_{ij} 是空间权重矩阵中的元素, N 表示城市的个数, X_{it} 表示城市层面的控制变量, μ_i 表示地区固定效应, η_t 表示时间固定效应, ε_{ij} 表示误差项。

(二) 变量选取与数据来源

1. 研究区域

2018年11月5日首届中国国际进口博览会召开,习近平总书记在开幕式主旨演讲中指出

“将支持长江三角洲区域一体化发展,并上升为国家战略”^①。根据国务院于2019年12月1日发布的《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》,该规划明确了长江三角洲区域的范围,包括上海市、江苏省、浙江省、安徽省的全域,总面积为35.8万平方公里。其中中心区包含26个城市,面积为22.5万平方公里。

选取2003—2019年,中国257个地级及以上城市面板数据作为初始样本,共计17年。在研究时段内由于数据缺失以及行政区划调整等原因,将拉萨地区、三沙、巢湖、毕节、铜仁、海东从研究样本中剔除;删除仅有1个城市的青海省、仅有2个城市的新疆维吾尔自治区和海南省;由于珠三角地区与京津冀地区在研究时段内也实施了“区域大气污染防治协作机制”,将珠三角城市群的9个城市与京津冀城市群的14个城市从样本中剔除,以确保估计结果准确;剩余23个区域或省份,共计257个城市。根据2016年国务院批准的《长江三角洲城市群发展规划》文件,以长三角地区26个城市作为处理组,包括上海市等26市。至此,研究样本共计包括257个地级及以上城市,其中位于长三角区域有26个城市,构成处理组;位于其他区域有231个城市,构成控制组。

2. 环境规制程度

采用线性加权和法,参考沈坤荣等(2017)对环境规制程度的度量方式,将生活垃圾无害化处理率、污水处理厂集中处理率和一般工业固体废物综合利用率三个单项指标构建成环境规制综合指数。计算公式如式(7)所示。

$$ER_{it} = \sum_{j=1}^3 \left(\frac{p_{ijt}}{\sum_i p_{ijt}} / \frac{gdp_{it}}{\sum_i gdp_{it}} \right) [(p_{ijt} - \min(p_{jt})) / (\max(p_{jt}) - \min(p_{jt}))] / 3 \quad (7)$$

其中, p_{ijt} 表示第 i 个城市第 j 类污染物处理率第 t 年的数值, $\max(p_{jt})$ 和 $\min(p_{jt})$ 分别表示第 j 类污染物处理率在所有城市中第 t 年的最大值和最小值。

3. 区域环境协同治理程度

根据研究内容与研究尺度的不同,协同度的测算方法也各异(孙天琦,2004;卞元超等,2020;邬彩霞,2021),已有相关研究关于协同度的构造方法更多是针对某一区域或者全国的两因素间的协同影响(李强、王亚仓,2022),对于本研究的问题不适用。因此,本研究主要参考结合徐生霞和刘强(2022)、邬彩霞(2021)的测算方法,先基于引力模型测度长三角地区26个城市的序参量指标,再分别测度26个城市的整体协同度指数。首先,关于长三角26个城市的序参量指标测度方法如式(8)。

$$h_{ijt} = \frac{erp_{it} \times erp_{jt}}{D_{ij}^b} \quad (8)$$

^①引自习近平:《共建创新包容的开放型世界经济——在首届中国国际进口博览会开幕式上的主旨演讲》,《人民日报》,2018年11月6日,第2版。

式中 h_{ijt} 表示城市 i 和城市 j 在第 t 年的相关程度。 erp_{it} 表示正则化的环境规制程度。 D_{ij} 表示城市 i 与城市 j 的空间距离;参考已有研究(Taaffe, 1962)调整参数 b 取值为2;其中 erp_{it} 与 h_{ijt} 均为正向指标。然后,计算长三角26个城市的有序度值,指标有序度模型的计算公式如式(9)。

$$\mu_{ijt} = \frac{h_{ijt} - \alpha_{ijt}}{\beta_{ijt} - \alpha_{ijt}} \quad (9)$$

式中 μ_{ijt} 表示城市 i 和城市 j 之间相互关联的有序度; β_{ijt} 表示城市 i 在第 t 年对长三角内其他城市的序参量上限, α_{ijt} 表示城市 i 在第 t 年对长三角内其他城市的序参量下限。得到研究时段内长三角各个城市之间的区域环境治理有序度值之后,接下来采用几何平均法集成长三角地区的某一个城市对剩余其他所有城市的有序度值,进而得到长三角地区26个城市的区域环境治理协同度指数。采用几何平均法集成长三角地区城市间所有指标的有序度值,其计算公式如式(10)。

$$co_{it} = \sqrt[n-1]{\prod_{j \neq i}^{n-1} \mu_{ijt}} \quad (10)$$

由式(10)可知当仅测度两个城市之间的协同度指数时,两个城市的协同度是相等的。该计算公式则表示为两个城市环境规制程度的乘积与两个城市距离平方的比值,然后测算其结果的有序度值。但是,由于在长三角区域内城市间的环境规制策略互动呈正相关,环境规制强的城市对其邻近城市的影响更强,环境规制弱的城市对其邻近城市的影响更弱,这也导致环境规制强的城市的协同度也更强。因此,要分别构造对应的权重,表示区域环境治理的主动协同度(coe_{it})和被动协同度(coi_{it}),相关计算公式如式(11)和式(12)。

$$eh_{ijt} = \frac{erp_{it}}{erp_{it} + erp_{jt}} \times \frac{erp_{it} \times erp_{jt}}{D_{ij}^b}$$

$$e\mu_{ijt} = \frac{eh_{ijt} - \alpha_{ijt}}{\beta_{ijt} - \alpha_{ijt}} \quad (11)$$

$$coe_{it} = \sqrt[n-1]{\prod_{j \neq i}^{n-1} e\mu_{ijt}}$$

$$ih_{ijt} = \frac{erp_{jt}}{erp_{it} + erp_{jt}} \times \frac{erp_{it} \times erp_{jt}}{D_{ij}^b}$$

$$i\mu_{ijt} = \frac{ih_{ijt} - \alpha_{ijt}}{\beta_{ijt} - \alpha_{ijt}} \quad (12)$$

$$coi_{it} = \sqrt[n-1]{\prod_{j \neq i}^{n-1} i\mu_{ijt}}$$

其中, coe_{it} 表示区域环境治理主动协同,即长三角区域内以本城市作为区域环境治理协同的中心,本城市环境规制对其他城市环境规制的带动影响程度越大,则 coe_{it} 的值越大,说明本

城市在长三角区域环境协同治理过程中发挥主动协同的作用更大。与之相反, coi_{it} 表示区域环境治理被动协同, 长三角区域内的其他城市作为区域环境治理协同的中心, 而本城市环境规制受到其他城市环境规制的引导作用更大, 则 coi_{it} 的值越大, 也说明本城市在长三角区域环境协同治理中被动协同的意愿更强。

4. 其他变量说明

由于重点研究长三角区域环境协同治理对区域经济增长的影响, 故选择经济增长作为评估变量。参考杨经国等(2017)的研究结果, 采用GDP作为区域经济增长的代理变量(gdp)。根据已有研究(张宇、蒋殿春, 2014), 其他控制变量选取了产业结构($struc$)、工业增加值(ind)、对外开放程度($opene$)、对内开放程度($openi$)、科技创新力度($creat$)、人口密度($density$)、城镇登记失业率($unemp$)、职工平均工资($wage$)、政府支出规模($scale$)、每万人拥有医院数(hos)以及每百人公共图书馆藏书($libr$)等(见表1)。

表1 变量选取与度量方式

变量	简称	变量说明
经济发展水平	gdp	GDP
产业结构	$struc$	第二产业产值占城市生产总值的比重
工业增加值	ind	工业增加值
对外开放程度	$opene$	城市实际利用外商直接投资占GDP总额的比重
对内开放程度	$openi$	城市社会消费品零售总额占GDP总额的比重
科技创新力度	$creat$	科技支出占本级预算内财政总支出的比重
人口密度	$density$	年末总人口与行政区域面积的比值
失业率	$unemp$	城镇登记失业人员占单位从业人员的比重
平均工资	$wage$	职工平均工资对数值
支出规模	$scale$	政府支出/城市GDP
医疗水平	hos	每万人医院、卫生院数
文化水平1	$libr$	每百人公共图书馆藏书
文化水平2	$stud$	普通高等学校在校学生占年末总人口的比重

研究数据来源于2004—2020年的《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》, 以及研究样本涉及的各省市年度统计年鉴、地方政府工作报告和《国民经济和社会发展统计公报》等(表2)。所有价格型变量均为当年价, 并采用地级市层面的GDP指数进行平减处理以减弱通货膨胀的影响, 基期选定为2004年。其中, 经济发展水平的平均值为15.323, 方差为0.809, 表明样本中经济发展水平存在显著的差异, 长三角城市间的经济发展程度参差不齐。而人均GDP的平均值为9.494, 方差为0.383, 与经济发展水平的表现较为一致, 再次表明了长三角城市间的经济发展程度参差不齐。环境规制的平均值和方差分别为-2.947和1.178, 表明不同城市政府对待环境问题的态度存在显著差异。

表2 变量描述性统计

变量	均值	方差	最小值	最大值
经济发展水平(ln)	15.323	0.809	12.669	18.467
人均GDP(ln)	9.494	0.383	4.074	11.607
环境规制(ln)	-2.947	1.178	-7.921	0.446
产业结构(ln)	3.831	0.066	0.978	4.453
工业增加值(ln)	5.170	1.083	1.217	8.242
对外开放程度	2.085	27.197	0.001	189.183
对内开放程度	36.063	137.966	2.640	383.523
科技创新力度	1.164	1.718	0.000	20.683
人口密度(ln)	5.683	0.859	1.547	9.249
失业率(ln)	1.714	0.350	-3.544	10.671
平均工资(ln)	9.696	0.095	2.283	11.992
支出规模	17.133	101.640	3.128	148.516
医疗水平(ln)	-0.845	0.398	-4.313	2.440
文化水平1(ln)	3.538	0.852	-0.252	8.372
文化水平2(ln)	-0.290	1.383	-5.157	2.574

为了检验数据的可行性及适用性,分别对数据进行了平稳性检验和变量的协整检验,结果表明,所有变量均至少在1%水平上平稳,经济发展水平与各解释变量之间在1%的显著水平上都存在协整关系,处理后的数据平稳,可以用于本研究。

5. 空间权重矩阵

在研究中将空间效应作为重点关注的变量,采用空间权重矩阵 W ,并嵌入到实证模型中。参考金刚和沈坤荣(2018)以及Zhang等(2019a)关于空间权重矩阵的选择标准,构建了三种空间权重矩阵来描述邻近城市,分别代表了研究区域内城市的地理空间结构和经济空间结构。具体而言,使用以下三种权重矩阵:首先是Queen型0-1邻接矩阵(WQ),当城市 i 与 j 的边界相邻时, ω_{ij} 等于1;当城市 i 与 j 的边界不相邻时, ω_{ij} 等于0。其次是经济距离权重矩阵(WE)。 $\omega_{ij}=1/|pgdp_i-pgdp_j+1|$,其中 $pgdp$ 表示人均GDP。最后是地理距离权重矩阵(WD)。 ω_{ij} 等于城市 i 与 j 之间直线距离的倒数。

四、实证结果及讨论

(一)区域环境协同治理的经济激励有效性测度

选取2014年“长三角区域大气污染防治协作机制”作为政策发生点,研究区域环境协同治理对长三角区域的经济激励效应。以长三角地区26个城市为处理组,剩余231个城市为控制组,进而测度区域环境协同治理政策的经济增长有效性(图1)。

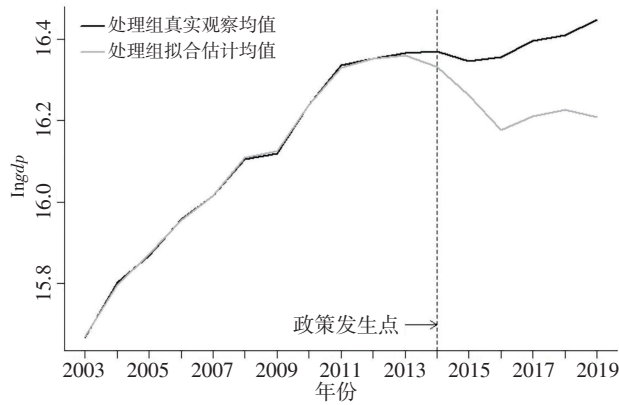


图1 处理组的经济增长实际均值与合成均值

区域环境协同治理对经济增长具有显著的正向影响。图1显示了2003—2019年长三角地区目标城市与合成控制城市的经济增长(GDP)演变情况,灰线表示处理组合成GDP均值,黑线表示处理组实际GDP均值,垂直虚线表示政策干预时间为2014年。在区域环境协同治理政策干预的左侧,处理组的实际均值与合成均值的经济增长路径几乎完全一致。结果表明,在长三角区域环境协同治理政策实施之前,合成控制城市较为准确地拟合了目标城市的经济增长路径。实际均值等于合成均值,表明该方法的选择可行。而在区域环境协同治理政策干预的右侧,二者逐渐分化,实际均值GDP明显高于合成均值GDP,这意味着实施区域环境协同治理政策目标城市的经济增长与未实施该政策的目标城市相比,经济增长大幅提升。区域环境协同治理政策对区域经济增长产生了显著的正向影响,区域环境协同治理政策有效地提高了长三角地区的经济发展水平。

为了更清晰地分析区域环境协同治理政策的干预效果,精确计算了目标城市实际均值GDP与合成均值GDP之间的差值,并绘制了两者差异的变化趋势图(图2)。



图2 处理组的实际与合成经济增长差距变动趋势

可以看出,在2014年之前,处理组的实际经济增长和合成经济增长之间的差异稳定在0

附近,表明目标城市与合成城市非常相近,没有显著差异。自2014年之后,两者的差距逐渐显现,并呈现出持续加速的趋势,表明长三角区域环境协同治理政策对经济增长的激励效应显著有效。

根据上文的结论,计算了长三角区域26个城市的2014—2019年的年均处理效应,结果如图3所示。

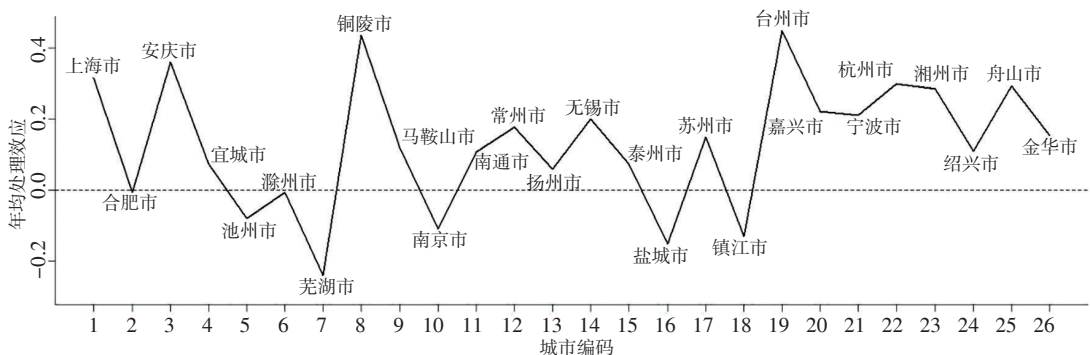


图3 长三角城市群各城市的年均处理效应

综合来看,各城市年均处理效应的大小各不相同,有些城市显示出正面的效应,而一些城市则显示出负面效应。如上海市、安庆市、铜陵市等城市的处理效应都是正的,说明区域环境协同治理对这些城市的经济激励效应较为显著。如芜湖市、南京市和盐城市等城市的年均处理效应为负,说明区域环境协同治理对这些城市的经济激励效应不显著。

(二) 稳健性检验

1. 时间安慰剂检验

为了增强研究结论有效性,借鉴Abadie和Gardeazabal(2003)采用的“时间安慰剂检验”来进行分析。研究确定了长三角区域环境协同治理政策的重大调整时间为2014年,尽管这一设定有其内在合理性,但依然存在主观选择的嫌疑。

因此,重新采用广义合成控制法进行时间的安慰剂检验。将政策发生时间的前后两年分别作为政策发生时点,得到目标城市与合成城市经济增长的差异,即“时间安慰剂效应”。具体做法是,首先假设区域环境协同治理政策的冲击发生在2014年之前的两年即2012年,然后重新进行合成控制分析(图4)。

将政策冲击时间提前到2012年之后,发现区域环境协同治理政策的目标城市和合成控制城市的区域经济增长趋势几乎完全一致。直到2014年之后实际均值GDP与合成均值GDP才开始显现差距,表明将2012年作为政策冲击时间点的假设不成立。假设区域环境协同治理政策产生的冲击时间为2014年的后两年,即2016年。通过重新进行合成控制分析得到结果如图4所示,结果发现区域环境协同治理政策对区域经济增长的影响程度变弱,但是没有

显著的变化,实际均值GDP与合成均值GDP的差距依然是从2014年之后开始显现。结果显示,政策对经济增长水平的冲击均在2014年发生显著的变化,因而将区域环境协同治理政策冲击时间点选为2014年是合理的。

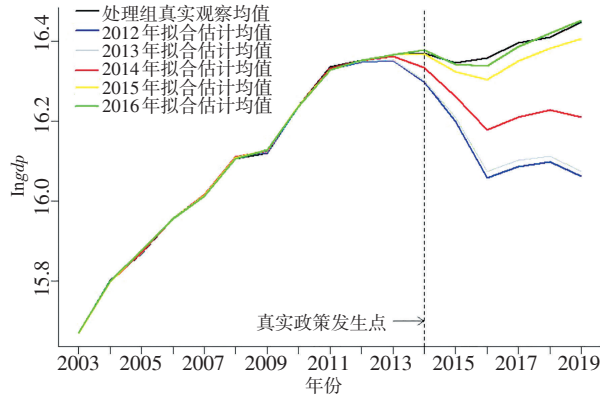


图4 时间安慰剂检验

2. 替换因变量的稳健性检验

为了验证结果的稳健性,本部分对以人均GDP表示的区域经济增长进行测度(图5)。

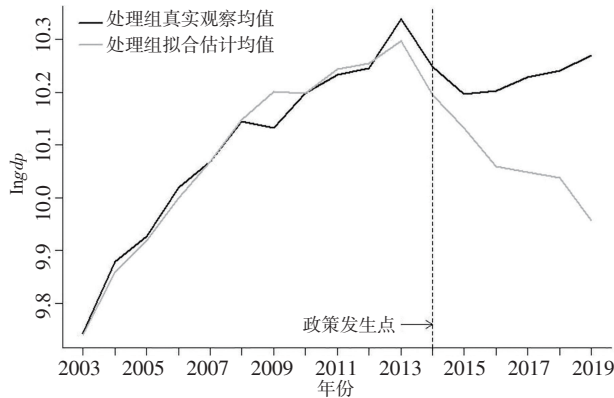


图5 替换因变量的稳健性检验

区域环境协同治理政策的实施对区域经济增长的提升效应显著为正。在政策发生前,处理组实际人均GDP与合成人均GDP的经济增长呈现几乎相同的路径,这表明较好地拟合了长三角区域环境协同治理政策实施前目标城市的经济增长路径,从而验证了结果的稳健性。此外,在政策实施后,实际人均GDP明显高于合成人均GDP,这表明长三角区域环境协同治理政策的实施显著提升了目标城市的经济增长水平,即区域环境协同治理政策的实施对区域经济增长的提升效应显著为正。结果表明以人均GDP表示的区域经济增长的真实观察均值也是在政策发生后显著大于拟合估计均值,验证了长三角区域环境协同治理政策对经济增长具

有显著的促进作用。结果显示,即使对经济增长的代理变量进行替换,研究结果也依然稳健。

3. 替换因变量的时间安慰剂检验

对以人均GDP表示的区域经济增长的结果进行时间安慰剂检验,增强研究结果的稳健性(图6)。

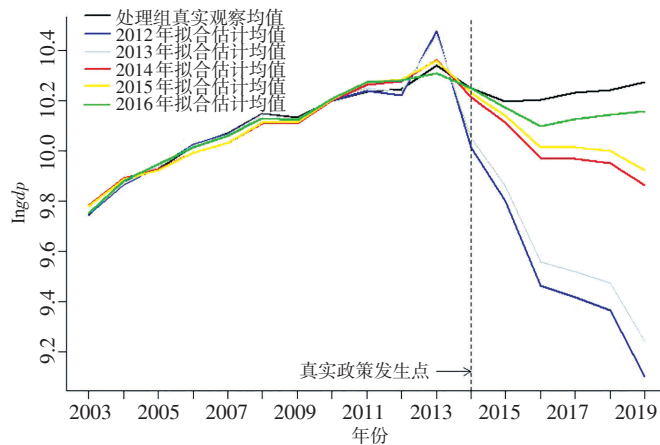


图6 替换因变量的时间安慰剂检验

区域环境协同治理政策目标城市和合成控制城市的区域经济增长趋势直到2014年之后实际人均GDP与合成人均GDP才开始显现差距,表明将政策发生冲击时间点提前的假设不成立。而假设区域环境协同治理政策产生的冲击时间为2014年的后两年,结果发现区域环境协同治理政策对区域经济增长的影响程度变弱,但是没有显著的变化,实际人均GDP与合成人均GDP的差距依然是从2014年之后开始显现。因此,政策对经济增长水平的冲击均在2014年发生显著的变化,因而将区域环境协同治理政策冲击时间点选为2014年是合理的。

4. 替换控制组的稳健性检验

上述研究中替换变量检验证明了长三角区域环境协同治理政策对区域经济增长有促进作用,本部分将通过替换控制组进一步对结果进行稳健性检验。替换控制组的具体做法是,通过删除控制组的部分城市,将剩余城市作为新的控制组,处理组依然是长三角26个城市,而区域环境协同治理政策冲击时间点同样设定在2014年,重新使用合成控制法得到目标城市与合成城市经济增长的差异影响。按照这种做法,依次进行两次替换控制组检验。

首先,将原有控制组城市中属于安徽省、浙江省和江苏省但不属于长三角城市群的城市删除,包括安徽省的亳州、六安、宿州、淮北、淮南、蚌埠、阜阳、黄山8个城市,江苏省的宿迁、徐州、淮安、连云港4个城市,浙江省的丽水、温州、衢州3个城市,共计15个城市。以剩余的216个城市作为控制组,重新采用合成控制分析(图7和图8)。结果发现区域环境协同治理政策的实施对区域经济增长的提升效应显著为正,而且政策对经济增长水平的冲击均在2014

年发生显著的变化,说明将区域环境协同治理政策冲击时间点选为2014年是合理的。

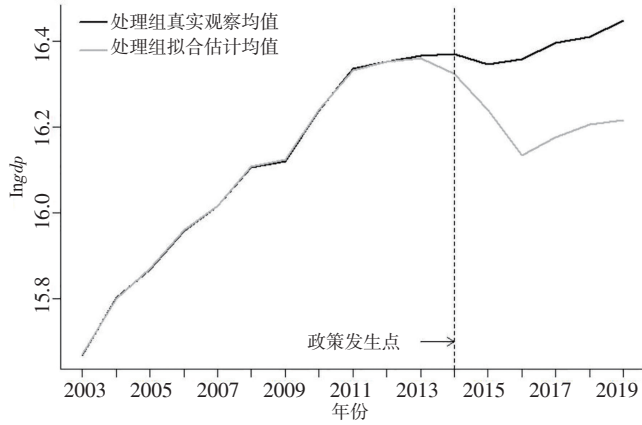


图7 替换控制组1的稳健性检验

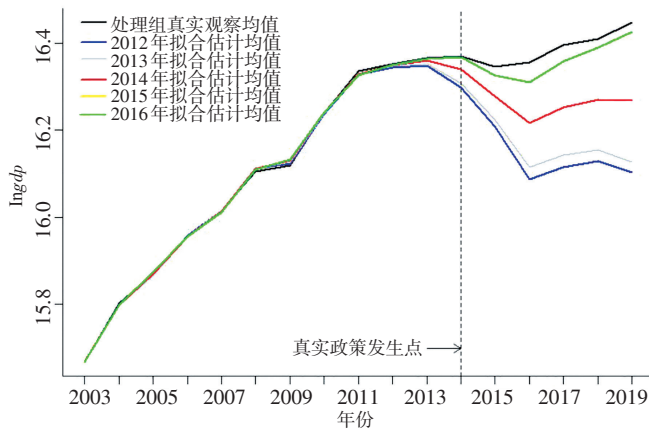


图8 替换控制组1的时间安慰剂检验

其次,删除原有控制组城市中川渝城市群的四川、重庆所有城市,计19个;武汉都市圈的湖北所有城市,计12个;长株潭城市群的湖南所有城市,计13个。综上所述,共计删除44个城市,剩余187个城市作为新的控制组,通过重新采用合成控制法进行分析(图9和图10)。

可以看出,在区域环境协同治理政策干预时间点2014年的左侧,处理组的实际经济发展水平与合成经济发展水平的经济增长路径几乎完全重合,这意味着合成控制城市较好地拟合了长三角区域环境协同治理政策实施前目标城市的经济增长路径。实际均值与合成均值相等,也证明了以2014年作为环境协同政策冲击时间点的合理性。在区域环境协同治理政策干预时间点之后,实际经济发展水平与合成经济发展水平逐渐出现偏离,这表明相较于未实施区域环境协同治理政策的目标城市,实施该政策后目标城市的经济增长效应显著。也再次验证了结果的稳健性,即区域环境协同治理政策的实施有效地推动了长三角区域经济增长的

明显提升。结果发现,不论如何调整控制组,长三角城市与控制组城市相比,在区域环境协同治理政策实施后经济增长水平均显著提升,表明估计结果稳健。而且政策对经济增长水平的冲击均在2014年发生显著的变化,因而将区域环境协同治理政策冲击时间点选为2014年是合理的。

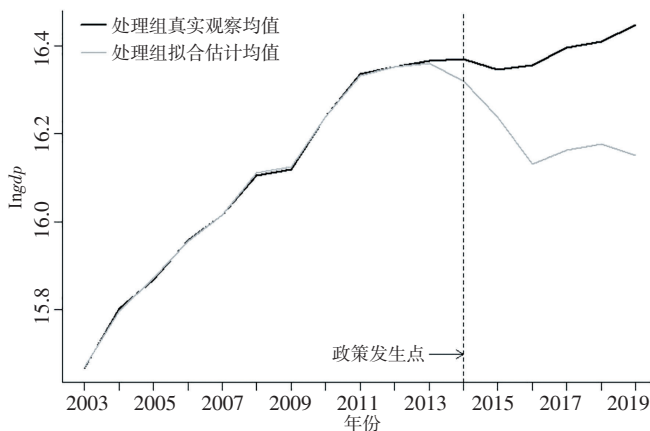


图9 替换控制组2的稳健性检验

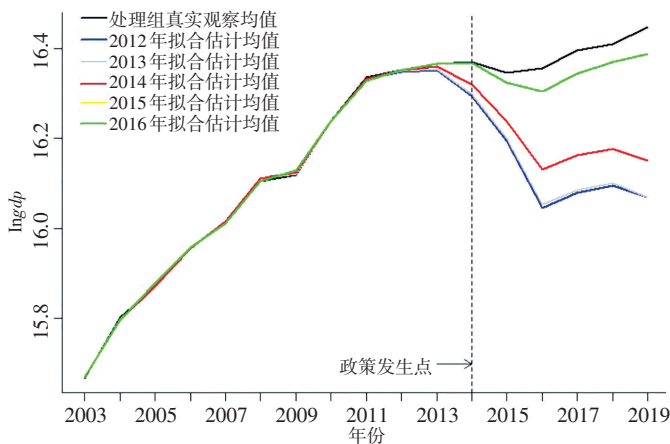


图10 替换控制组2的时间安慰剂检验

(三)区域环境协同治理的经济增长效应影响机制

前文从区域环境协同治理政策实施有效性角度检验了对长三角区域经济增长的激励效应,接下来将从区域环境协同治理状态视角,借鉴引力模型思想探究区域环境协同治理的经济效应影响机制,主要是从协同度对经济增长的空间溢出效应方面展开。

1. 空间相关性分析

空间相关性是空间计量模型应用的前提。区域环境协同治理的空间相关性是区域环境

协同治理的经济空间溢出效应研究前提条件,只有存在显著的空间相关性,才能分析其是否对邻近城市的经济发展产生空间溢出效应。因此,对协同度的空间相关性进行检验。构建了邻接、地理距离和经济距离3种空间权重矩阵刻画邻近城市,展示一阶空间Queen邻近矩阵对协同度的空间相关性检验结果(图11)。

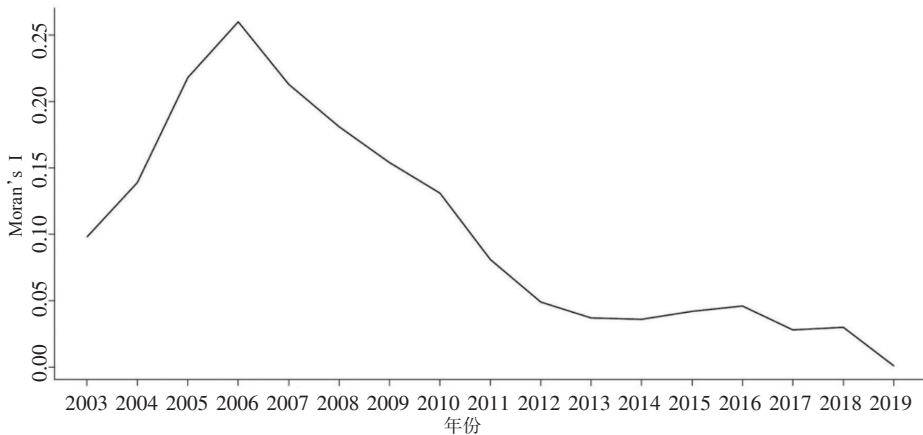


图11 协同度的Moran指数变化趋势

结果显示,2003—2019年协同度的空间相关性指标 Moran 值均大于0,且通过Z检验发现,协同度的 Moran 指数值均至少在10%的水平上显著。这说明协同度在空间上呈现显著的正相关关系,表现出空间集聚属性,空间集聚程度呈先增后减的倒U型曲线关系特征。考虑到协同度所表现的空间自相关性,在研究协同度作用对区域发展水平的影响时,需考虑空间因素,使用空间面板计量模型可有效避免由忽视空间因素而引起的偏误。因此,验证了选择空间计量模型适合对二者关系的研究。

2. 空间溢出影响分析

区域环境协同治理政策能够有效激励经济增长,促进城市经济发展,在实现高效治污的前提下,对区域经济发展同样具有显著的促进作用。本文将进一步探究区域环境协同治理能否对区域经济产生空间溢出,为探究区域环境协同治理的经济提升路径提供依据。由表3所示,区域环境协同治理呈现显著的经济空间溢出效应。表3中协同度对经济发展水平影响的空间滞后项($W \times$ 协同度)和间接效应的系数都显著为正,表明区域环境协同治理对邻近城市的经济发展水平呈现正向激励效应,随着区域环境协同治理程度的增强,间接增强了邻近城市的经济发展水平,区域环境协同治理的经济空间溢出效应成立。区域环境协同治理政策的实施,在达到高效治污的前提下,对本城市的经济有显著的促进效应,实现了绿色经济增长目标。而区域环境协同治理的经济空间溢出效应的存在,验证了区域环境协同治理对邻近城市的经济发展也呈促进效应,有助于长三角区域经济发展水平的推进。

表3 区域环境协同治理的经济空间溢出影响

变量	经济发展水平								
	协同度			主动协同度			被动协同度		
	WQ	WE	WD	WQ	WE	WD	WQ	WE	WD
协同度	-0.041* (-1.853)	0.040* (1.709)	-0.024 (-0.939)	0.098*** (3.592)	0.141*** (5.150)	0.149*** (3.289)	-0.050*** (-2.797)	-0.078*** (-3.804)	-0.029* (-1.454)
W×协同度	0.133*** (2.997)	0.023* (1.667)	0.476*** (5.281)	0.465*** (7.304)	0.011** (2.191)	0.544** (2.311)	0.199*** (5.351)	0.187*** (4.730)	0.360*** (6.291)
直接效应	-0.041* (-1.837)	0.040* (1.776)	-0.009 (-0.331)	0.090*** (3.260)	0.141*** (5.126)	0.159*** (3.384)	-0.067*** (-3.611)	-0.063*** (-3.067)	-0.017 (-0.811)
间接效应	0.131*** (2.956)	0.016* (1.675)	0.796*** (4.084)	0.435*** (6.707)	0.037*** (2.545)	0.795** (2.355)	0.176*** (5.626)	0.224*** (4.322)	0.599*** (4.261)
总效应	0.090* (1.891)	0.056* (1.776)	0.787*** (3.778)	0.525*** (6.818)	0.178*** (2.502)	0.953*** (2.687)	0.110*** (3.710)	0.161*** (2.898)	0.582*** (3.801)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
空间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.765	0.739	0.993	0.786	0.991	0.993	0.829	0.992	0.993
Log-L	-298	-323	493	-277	435	483	-234	446	503

注:括号内为稳健标准误;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下表同。

区域环境协同治理在地理距离邻近的路径上对区域发展水平的影响程度最强。对比三种空间权重结果下区域环境协同治理对区域经济发展的影响程度发现,在地理距离空间邻近路径上表现出最强的影响效应,其次是地理位置邻近的空间邻近路径,最后是经济水平相关路径。以协同度对区域发展水平的影响程度发现,在地理位置邻近上的总影响效应为0.09,在经济水平相关的路径上的总影响效应为0.056,而在地理距离空间邻近上的总影响效应为0.787。因此,区域环境协同治理对于区域发展水平的总影响效应在地理距离空间邻近上最强。

主动协同度对区域经济发展水平的促进效应更强。对比表3中主动协同度和被动协同度对区域经济发展水平的影响和直接效应系数可知,主动协同度对经济发展水平呈现显著为正的,而被动协同度对经济发展水平呈现显著为负的影响。虽然区域环境协同治理政策对区域经济发展水平呈现正向激励效应,但是通过异质性分析发现,主动协同度对经济发展水平的影响才是正向激励。

在财政分权和“晋升锦标赛”机制的背景下,地方政府间关于环境治理的策略互动抑制了环境规制治污效率,但是在中央关于深化区域环境协同治理的指导下,环境规制策略互动发生了显著变化,其变化结果也是差异的。首先,存在“竞相向上”环境规制策略互动的城市对本地区的环境治理有较为积极的意愿,在保证本城市的环境规制制定或执行程度不“落后”于邻近城市的基础上,进一步增强了本城市的环境规制程度,促进本城市的经济发展更绿色,生态建设水平更高。其次,存在“竞相向下”或“搭便车”的城市对本地区的环境治理意愿较弱,

仅能够实现“不掉队”的被动治理。通过对主动协同度和被动协同度的分析发现,主动协同度更能够增强本城市的经济发展水平,实现绿色高增长。但是,被动协同度却对本城市的经济发展水平呈现抑制作用,在没有实现积极治污的前提下,也没有促进区域经济增长。

3. 区域环境协同治理程度的稳健性检验

为了进一步验证本文设计的区域环境协同治理程度测度方法的稳健性,参考崔连标和陈惠(2023)关于耦合协调度模型的测度思想,并结合空间计量模型的计算思路,构造长三角城市群各城市的区域环境协同治理程度,计算公式如下:

$$C = \frac{2\sqrt{U_1U_2}}{U_1+U_2} = \sqrt{[1-(U_2-U_1)]\frac{U_1}{U_2}} \quad (13)$$

$$T = aU_1 + bU_2 \quad (14)$$

$$D = \sqrt{C \times T} \quad (15)$$

其中, U_1 表示某城市与邻近城市的环境规制程度的最小值, U_2 表示两者之间最大值,为消除原始数据之间的量级和方向差异影响,先进行极差标准化处理,并对处理后的数据进行整体平移,以避免数据处理过程中出现零值带来的影响; C 为两系统的耦合度,数值在0~1之间; T 为两系统的综合协调指数; a 、 b 为待定系数,本文认为本城市的环境规制程度与邻近城市的环境规制程度相互作用,处于同等重要地位,因此,二者分别赋值为0.5; D 为协调发展度,即耦合协调度,数值在0~1之间, D 值越大,表明两系统间的协调性越高,区域环境协同治理程度越强。根据最新的测度结果,分析区域环境协同治理的经济空间溢出效应(表4)。

表4 区域环境协同治理的经济空间溢出影响的稳健性检验

变量	经济发展水平		
	WQ	WE	WD
协同度	0.903*** (3.723)	1.294*** (5.092)	3.642*** (41.164)
W×协同度	1.805*** (4.009)	0.199*** (4.038)	1.620** (1.981)
直接效应	0.864*** (3.536)	1.317*** (5.019)	3.636*** (40.386)
间接效应	1.673*** (3.866)	0.165*** (4.034)	1.098* (1.741)
总效应	2.537*** (5.376)	1.483*** (3.035)	4.734*** (3.181)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
空间固定效应	是	是	是
R ²	0.995	0.995	0.947
Log-L	572.649	534.530	31.978

区域环境协同治理的经济空间溢出效应结果稳健。对比表4和表3的结果可知,最新测

度的区域环境治理程度对经济发展水平影响的空间滞后项和间接效应的系数都显著为正,表明区域环境协同治理对邻近城市的经济发展水平呈现正向激励效应,与表3的结果一致。与此同时,对比表4中三种空间权重结果下区域环境协同治理对区域经济发展的影响程度发现,在地理距离空间邻近路径上表现出最强的影响效应,其次是地理位置邻近的空间邻近路径,最后是经济水平相关路径,与表3的结果一致。因此,即便重新测度了区域环境协同治理程度后,其对经济发展水平的影响与原指标测度结果一致,验证了上文对区域环境协同治理程度测度的准确性,再次验证了核心解释变量度量方式的稳健性。

(四)机制分析

上述研究发现区域环境协同治理对经济增长具有积极影响,需进一步深化其作用机制,不仅强化验证上述研究的稳健性,同时有助于识别内在机理,为环境与经济双增长提供经验支撑。通过构建中介模型从区域环境协同治理影响科技创新和产业结构的经济发展这一传导机制进行分析,探讨增强区域环境协同治理对长三角区域经济影响程度的作用路径。

科技创新是长三角区域环境协同治理的重要动力。科技创新通过有效提高环境治理效率和缓解环境问题的复杂性,推动了绿色经济的发展和新兴产业的培育。在区域协作方面,科技创新通过技术合作和知识传播来实现区域协同治理,加强跨区域的污染防治和资源共享,有力支持了区域内的生态文明建设,从而促进长三角地区的经济转型升级和持续发展,实现了经济发展和环境保护的双赢。此外,科技创新提高了环境治理的科学性和精准性,使得环境治理更具可持续性和效率。

产业结构升级是长三角区域环境协同治理与经济可持续发展的关键因素。通过调整产业结构,优化重点产业布局,发展高附加值、环保和高科技产业,实现经济增长与环境保护的协同发展,不仅有助于减轻环境压力,提高资源利用效率,还促进了产业链的高端化、创新能力的提升和区域竞争力的增强,为长三角区域经济的高质量发展奠定了坚实基础。同时,产业结构升级还有利于吸引优质外资和高端人才,丰富区域内人力资源和技术储备,为进一步促进区域环境协同治理和经济繁荣提供强有力的支撑。

因此,有效执行区域环境协同治理政策可促进地方政府提高环境规制标准,从而改变企业行为,使其符合更高的环境规制标准,企业的技术创新必须通过改变生产要素或改进生产方法来实现,以减少污染排放并使产业结构优化升级。同时,地方政府也将加大对环境保护的投资,促进技术创新并改善产业结构,有效促进区域经济协调发展,最终实现区域经济高质量发展。

1. 基于科技创新力度的中介作用机制

科技创新力度对于区域环境协同治理影响长三角区域经济增长具有重要作用。以科技创新力度作为区域环境治理协同度影响经济增长程度的中介变量,首先检验协同对经济增长的影响,其次检验加入科技创新力度作为中介变量后协同度对经济增长影响的变化(表5)。

在区域环境协同治理背景下,科技创新力度的中介效应显著,能够增强区域环境协同治理对经济增长的激励效应。协同度的系数为正且在显著性为1%的水平上显著,说明协同度对经济增长的主效应为正。那么可以按照存在中介效应理论,进行科技创新力度的中介传导机制检验。将依次关注协同度对科技创新力度的回归结果,以及加入中介变量后科技创新力度与协同度同时对经济增长作用的回归结果,并主要观察回归系数的显著性和方向。由表5可知,协同度对科技创新力度的回归系数为0.352,且在10%的水平下通过显著性检验。加入的科技创新力度为正且通过了1%显著性检验,且直接效应也显著为正,即说明科技创新力度对协同度促进经济增长的中介效应显著,表明区域环境协同治理对经济增长的影响随着科技创新的增强而增强。地方政府对通过适度的环境协同监管有效激发了企业进行技术革新的动力,提高企业生产率和创新能力,“创新补偿效应”实现了双赢的局面。

科技创新的中介效应在空间上对协同度促进经济增长呈现出异质性影响。科技创新抑制了协同度对地理位置邻近和经济水平邻近城市的经济增长溢出效应,促进了地理距离邻近城市的经济增长溢出效应,表明科技创新在协同度影响经济增长发展中中介作用显著。由于技术创新具有空间溢出效应,随着技术创新的增强,溢出到邻近城市,导致邻近城市的技术创新降低,最终抑制了距离较近城市的协同度对经济增长的激励效应。但技术创新溢出范围有限,对较远距离城市的溢出效应较小或无溢出,故对地理距离邻近城市的抑制效应不显著。

表 5 以科技创新力度作为中介变量的机制检验

变量	<i>creat</i>	经济发展水平			
		OLS	WQ	WE	WD
<i>coe</i>	0.352* (1.780)	0.222*** (6.680)	0.213*** (6.543)	0.233*** (8.652)	0.247*** (7.492)
<i>creat</i>		0.048*** (5.780)	0.047*** (5.399)	0.049*** (6.891)	0.048*** (5.327)
<i>W</i> × <i>coe</i>			-0.196*** (-2.906)	-0.013 (-0.193)	0.551** (2.031)
<i>W</i> × <i>creat</i>			-0.028 (-1.744)	-0.135*** (-8.096)	0.112** (2.104)
直接效应			0.046*** (5.550)	0.047*** (6.841)	0.048*** (5.408)
间接效应			-0.023 (-1.187)	-0.138*** (-7.727)	0.089* (1.884)
总效应			0.023 (1.067)	-0.091*** (-4.549)	0.137*** (2.717)
控制变量	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
空间固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.914	0.997	0.997	0.998	0.997
Log-L	635.457	510.503	648.149	723.437	655.333

2. 基于产业结构调整中介作用机制

以产业结构调整(*ind3*)作为协同度影响经济增长的中介变量,首先检验协同对经济增长的影响,其次检验加入产业结构调整作为中介变量后对经济增长的影响(表6)。

产业结构调整能够作为区域环境协同治理促进经济增长的中介变量。协同度的系数显著为正,说明协同度对经济增长的主效应为正。那么可以按照存在中介效应立论,进行产业结构调整中介传导机制检验。根据中介模型检验结果可知,协同度对产业结构调整的影响程度显著为正,说明区域环境协同治理对产业结构调整有正向激励效应。加入产业结构调整后依然为正并通过了显著性检验,且直接效应也显著为正,即说明产业结构调整对协同度促进经济增长的中介效应显著。随着区域环境协同治理程度的增强,激励了产业结构升级程度。产业结构调整能够作为区域环境协同治理对经济增长的中介变量。

表6 以产业结构调整作为中介变量的机制检验

变量	<i>ind3</i>	经济发展水平			
		OLS	WQ	WE	WD
<i>coe</i>	0.027*** (4.330)	0.270*** (7.810)	0.253*** (7.239)	0.247*** (8.115)	0.281*** (8.282)
<i>ind3</i>		1.105*** (4.160)	0.554* (1.826)	0.875*** (3.487)	0.663** (2.088)
W× <i>coe</i>			-0.181*** (-2.411)	-0.116 (-1.555)	0.438* (1.705)
W× <i>ind3</i>			0.229 (-0.429)	0.042 (-0.071)	2.119 (1.286)
直接效应			0.572* (1.881)	0.877*** (3.396)	0.678*** (2.130)
间接效应			0.370 (-0.629)	0.009 (0.016)	2.017 (1.243)
总效应			0.942 (-1.572)	0.886 (-1.488)	2.695 (0.755)
控制变量	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
空间固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.950	0.996	0.997	0.998	0.997
Log-L	635.457	510.503	648.149	674.914	645.614

区域环境协同治理通过产业结构调整促进了经济增长。在中介模型结果中,产业结构调整对经济增长的影响程度显著为正,说明产业结构调整增强了经济增长程度。结合上文的分析可知,区域环境协同治理通过增强产业结构调整程度间接地增强了经济增长程度。从回归结果来看三种权重矩阵下产业结构调整的直接效应通过显著性检验,但间接效应并未通过显著性检验,区域环境协同治理通过产业结构调整对经济增长的空间影响程度不显著,即更高的产业结构调整水平将会对本城市和其他城市在区域环境协同治理影响经济增长进程中产生正向调节催化作用。

五、结论与政策含义

协调区域环境协同治理和经济发展已成为打破区域行政壁垒、提升区域整体竞争力、解决区域经济发展不平衡和不充分的重要手段。区域环境协同治理与经济高质量发展能否兼得,厘清这一问题对于实现环境保护与经济发展协同共进,推进区域高质量发展至关重要。作为我国区域环境协同治理和区域一体化发展的先行示范区,科学评估长三角区域环境协同治理政策对经济增长产生的影响以及协同度的经济空间溢出效应,对推动长三角区域经济高质量发展具有重要意义。

本文主要考察了长三角区域环境协同治理的经济增长效应。通过采用合成控制法,选取2003—2019年中国257个地级及以上城市面板数据,以“长三角区域大气污染防治协作机制”作为政策实验,从区域环境协同治理政策有效性视角考察了长三角区域环境协同治理的经济激励效应,通过安慰剂与稳健性检验后该结论依然成立。这一结果为区域环境协同治理与经济高质量发展实现兼得提供了良好的证据支撑。采用空间计量方法,从区域环境协同治理状态视角对区域环境协同治理的经济空间溢出效应进行分析,协同度对长三角区域经济增长的促进作用显著,主动协同度对区域经济发展水平的促进效应更强。进一步还针对区域环境协同治理促进区域经济增长的作用机制进行探讨,发现在区域环境协同治理背景下,科技创新力度和产业结构调整是区域环境协同治理影响经济增长的重要传导机制。通过比较两个传导路径的中介效应大小,发现产业结构调整中介效应大于科技创新力度的中介效应,即产业结构调整是区域环境协同治理影响经济增长最主要的中介传导路径,说明产业结构的优化调整能有效推动区域环境协同治理促进长三角区域经济增长发展。

研究结论的政策启示在于,在多级治理中地方政府往往是区域环境治理的主要主体,就本文的研究结论来看,协调区域环境协同治理与经济增长的关键在于促使地方政府更好地发挥主体积极性,将区域环境治理与经济高质量发展协调融合。第一,加强长三角区域环境协同治理力度,为推进区域环境保护与经济增长协同提供创新路径。不断加强地方政府对环境保护的硬性约束制度,以提高区域环境质量的正外部性来影响区域经济增长进而实现差距的缩小。因此,长三角地区各级政府应充分认识到区域环境协同治理带来的重大机遇,以消除行政壁垒、减少市场分割、促进要素自由流动为重点,不断提升区域经济发展水平,从而推动区域一体化发展的实现。第二,强化城市的主动协同效应,城市主动协同积极性、创造性和能动性的增强能为区域环境协同治理促进长三角区域经济发展提供主体动力。在长三角区域一体化进程中,不仅要强调共同利益,而且要充分反映一体化区域内城市的区域利益。在尊重参与一体化合作的各方成员基础上,充分发挥长三角区域主体的主动性、积极性和创造性,形成以区域环境协同治理为契机的城市网络化效应,以区域内城市的积极协同作用为区域经

济协调发展创造动力,全面提升区域经济整体发展水平。第三,支持区域内环境技术创新和扩散应用。基于科技创新的视角,支持长三角地区内的研发机构和企业环境保护技术上的创新工作,并通过政策支持和资金扶持等方式,加快技术的商业化及推广应用。不仅可以进一步推动区域经济结构的优化,也有助于提高区域协调联动的积极性。

参考文献:

- [1] 柏康,王世进,邵子健.从“搭便车”到区域协同——区域政府间治霾策略博弈研究[J].环境经济研究,2022,7(03):61-82.
- [2] 卞元超,吴利华,周敏,白俊红.国内市场分割与雾霾污染——基于空间自滞后模型的实证研究[J].产业经济研究,2020,(02):45-57.
- [3] 崔连标,陈惠.京津冀城市群减污降碳的时空特征及其驱动因素研究[J].工业技术经济,2023,42(06):87-96.
- [4] 崔晶,孙伟.区域大气污染协同治理视角下的府际事权划分问题研究[J].中国行政管理,2014,(09):11-15.
- [5] 方创琳.新发展格局下的中国城市群与都市圈建设[J].经济地理,2021,41(04):1-7.
- [6] 高志刚,李明蕊.制度质量、政府创新支持对黄河流域资源型城市经济高质量发展的影响研究——基于供给侧视角[J].软科学,2021,35(08):121-127.
- [7] 何爱平,安梦天.地方政府竞争、环境规制与绿色发展效率[J].中国人口·资源与环境,2019,29(03):21-30.
- [8] 胡安军,郭爱君,钟方雷,王祥兵.高新技术产业集聚能够提高地区绿色经济效率吗?[J].中国人口·资源与环境,2018,28(09):93-101.
- [9] 胡宗义,杨振寰.“联防联控”政策下空气污染治理的效应研究[J].工业技术经济,2019,38(07):129-135.
- [10] 金刚,沈坤荣.以邻为壑还是以邻为伴?——环境规制执行互动与城市生产率增长[J].管理世界,2018,34(12):43-55.
- [11] 李倩,陈晓光,郭士祺,郁芸君.大气污染协同治理的理论机制与经验证据[J].经济研究,2022,57(02):142-157.
- [12] 李强,王亚仓.长江经济带环境治理组合政策效果评估[J].公共管理学报,2022,19(02):130-141+174.
- [13] 刘华军,彭莹.雾霾污染区域协同治理的“逐底竞争”检验[J].资源科学,2019,41(01):185-195.
- [14] 潘晓滨,曹媛.“双碳”背景下京津冀大气污染协同治理研究[J].资源节约与环保,2022,(03):145-148.
- [15] 邵帅,范美婷,杨莉莉.经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J].管理世界,2022,38(02):46-69+4-10.
- [16] 沈坤荣,金刚,方娴.环境规制引起了污染就近转移吗?[J].经济研究,2017,52(05):44-59.
- [17] 宋德勇,张麒.环境保护与经济高质量发展融合的演进与驱动力[J].数量经济技术经济研究,2022,39(08):42-59.
- [18] 孙天琦.我国各省与全国经济景气的同步性研究(1953—2004)[J].经济研究,2004,(08):27-37.
- [19] 谭志雄,张阳阳.财政分权与环境污染关系实证研究[J].中国人口·资源与环境,2015,25(04):110-117.

- [20] 陶静,胡雪萍. 环境规制对中国经济增长质量的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(06): 85-96.
- [21] 涂正革,王昆,谌仁俊. 经济增长与污染减排:一个统筹分析框架[J]. 经济研究, 2022, 57(08): 154-171.
- [22] 汪伟全. 空气污染的跨域合作治理研究——以北京地区为例[J]. 公共管理学报, 2014, 11(01): 55-64+140.
- [23] 王超奕. “打赢蓝天保卫战”与大气污染的区域联防联控机制创新[J]. 改革, 2018, (01): 61-64.
- [24] 郭彩霞. 中国低碳经济发展的协同效应研究[J]. 管理世界, 2021, 37(08): 105-117.
- [25] 徐浩,谭德庆. 区域合作污染控制及动态收益分配策略研究[J]. 中国管理科学, 2021, 29(09): 65-76.
- [26] 徐生霞,刘强. 跨区域城市群经济协调发展研究——基于产业转型升级与政策干预的视角[J]. 数理统计与管理, 2022, 41(03): 427-443.
- [27] 许箫迪,程倩. 长三角环境协同治理的困境及实现路径[J]. 经济研究导刊, 2020, (26): 81-82.
- [28] 杨经国,周灵灵,邹恒甫. 我国经济特区设立的经济增长效应评估——基于合成控制法的分析[J]. 经济学动态, 2017, (01): 41-51.
- [29] 张宇,蒋殿春. FDI、政府监管与中国水污染——基于产业结构与技术进步分解指标的实证检验[J]. 经济学(季刊), 2014, 13(02): 491-514.
- [30] 周兵,刘婷婷. 区域环境治理压力、经济发展水平与碳中和绩效[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(08): 100-118.
- [31] Abadie, A. and J. Gardeazabal. The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country[J]. *American Economic Review*, 2003, 93(1): 113-132.
- [32] Canh, P. N., C. Schinckus, and S. Dinh Thanh. What Are the Drivers of Shadow Economy? A Further Evidence of Economic Integration and Institutional Quality[J]. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 2021, 30(1): 47-67.
- [33] Cohen, G., J. T. Jalles, P. Loungani, R. Marto, and G. Wang. Decoupling of Emissions and GDP: Evidence from Aggregate and Provincial Chinese Data[J]. *Energy Economics*, 2019, 77: 105-118.
- [34] Copeland, B. R. and M. S. Taylor. Trade, Growth, and the Environment[J]. *Journal of Economic Literature*, 2004, 42(1): 7-71.
- [35] Elhorst, J. P. Spatial Econometrics[J]. *Springerbriefs in Regional Science*, 2014, 1(1): 310-330.
- [36] Hayat, A. Foreign Direct Investments, Institutional Quality, and Economic Growth[J]. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 2019, 28(5): 561-579.
- [37] Hsiao, C., H. S. Ching, and S. K. Wan. A Panel Data Approach for Program Evaluation: Measuring the Benefits of Political and Economic Integration of Hong Kong with Mainland China[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2012, 27(5): 705-740.
- [38] Li, X., W. Xue, K. Wang, Y. Che, and J. Wei. Environmental Regulation and Synergistic Effects of PM_{2.5} Control in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2022, 337: 130438.
- [39] Liu, X., T. Ren, J. Ge, S. Liao, and L. Pang. Heterogeneous and Synergistic Effects of Environmental Regulations: Theoretical and Empirical Research on the Collaborative Governance of China's Haze Pollution[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2022, 350: 131473.
- [40] Meijers, E. Polycentric Urban Regions and the Quest for Synergy: Is a Network of Cities More Than the Sum of the Parts? [J]. *Urban Studies*, 2005, 42(4): 765-781.
- [41] Solarin, S. A., U. Al-Mulali, I. Musah, and I. Ozturk. Investigating the Pollution Haven Hypothesis in Ghana: An Empirical Investigation[J]. *Energy*, 2017, 124: 706-719.

- [42] Sun, C., F. Zhang, and M. Xu. Investigation of Pollution Haven Hypothesis for China: An Ardl Approach with Breakpoint Unit Root Tests[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 161: 153–164.
- [43] Taaffe, E. J. The Urban Hierarchy: An Air Passenger Definition[J]. *Economic Geography*, 1962, 38(1): 1–14.
- [44] Wu, M. and X. Cao. Greening the Career Incentive Structure for Local Officials in China: Does Less Pollution Increase the Chances of Promotion for Chinese Local Leaders? [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2021, 107: 102440.
- [45] Xue, S., B. Zhang, and X. Zhao. Brain Drain: The Impact of Air Pollution on Firm Performance[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2021, 110: 102546.
- [46] Zhang, K., D. Xu, and S. Li. The Impact of Environmental Regulation on Environmental Pollution in China: An Empirical Study Based on the Synergistic Effect of Industrial Agglomeration[J]. *Environmental Science Pollution Research*, 2019a, 26(25): 25775–25788.
- [47] Zhang, M., X. Liu, Y. Ding, and W. Wang. How Does Environmental Regulation Affect Haze Pollution Governance? An Empirical Test Based on Chinese Provincial Panel Data[J]. *Science of the Total Environment*, 2019b, 695: 133905.
- [48] Zhou, D., Z. Zhong, L. Chen, W. Gao, and M. Wang. Can the Joint Regional Air Pollution Control Policy Achieve a Win–Win Outcome for the Environment and Economy? Evidence from China[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2022, 74: 13–33.

Economic Growth Effect of Synergistic Environmental Management: An Example of the Air Pollution Control Implemented in the Yangtze River Delta

Li Shiran^a, Deng Hongbing^b, Zhang Huan^b, Zhan Cheng^b

(a: Tianjin Institute of Science and Technology Development Strategy;

b: School of Economics and Management, China University of Geosciences)

Abstract: Regional synergistic environmental management has emerged as a key issue in the development of urban clusters in China in recent years, and regional economic coordination is an essential factor for high-quality development. The relationship between the two is intertwined and interactive. Exploring the promotion of regional economic development from the perspective of synergistic environmental management is an important strategic choice for driving economic green growth and comprehensively advancing the construction of an ecological civilization in the new era. This paper takes the Air Pollution Control Implemented in the Yangtze River Delta policy of 2014 as a quasi-natural experiment, selects panel data from 257 prefecture-level cities and above in China from 2003 to 2019 as the initial sample, and employs the generalized synthetic control method to examine the economic incentive effects of the Yangtze River Delta’s synergistic environmental management from the perspective of policy effectiveness. Using a

spatial econometric model, it investigates the economic spatial spillover effects and transmission paths of the degree of synergistic from the state of synergistic environmental management. The study finds that regional synergistic environmental management in the Yangtze River Delta significantly promotes regional economic growth, with an accelerating trend, and the results remain valid after a series of time placebo and robustness tests. The degree of synergistic has a significant spatial spillover effect on regional economic growth, where regional synergistic environmental management in the Yangtze River Delta can incentivize the economic development level of neighboring cities, ultimately achieving overall regional economic growth. Technological innovation and industrial structure are important transmission mechanisms through which regional synergistic environmental management affects economic growth, and industrial structure adjustment is the main intermediary transmission path in this impact. In the context of regional integration in the Yangtze River Delta, it is imperative to reinforce the proactive synergy among cities and enhance their positive attributes, creativity, and mobilization. This will serve as the primary impetus for promoting synergistic environmental management and fostering economic development in the Yangtze River Delta.

Keywords: Regional Synergistic Environmental Management; Yangtze River Delta Region; Economic Growth; Spatial Effect

JEL Classification: O13, Q53, Q56

(责任编辑:卢 玲)