

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2026.04.002

区域一体化推进的工业污染集聚效应^①

——来自长三角边界效应与扩容影响的证据

邵帅^{1,2}, 徐乐^{3*}, 范美婷⁴

(1. 同济大学经济与管理学院, 上海 200092; 2. 同济大学城市高质量发展与规划决策实验室, 上海 200092;
3. 上海财经大学自由贸易区研究院, 上海 200433; 4. 上海财经大学经济学院, 上海 200433)

摘要: 区域一体化能否带来环境改善效应关乎中国区域协调发展战略与生态文明建设战略的协同实施。本文将中国企业污染数据匹配至城市层面, 综合运用断点回归法与双重差分法, 从长三角边界效应和扩容影响两个维度, 首次专门考察了中国区域一体化的工业污染集聚效应, 并识别了其在原位城市和新进城市间的影响差异。进而, 本文从经济集聚和产业分工两个视角, 对长三角扩容带来的工业污染集聚效应的作用机制进行了实证检验。研究发现: 长三角地区边界两侧存在明显的工业污染集聚断点, 即正向的工业污染集聚边界效应; 长三角扩容(即长三角边界扩大)会显著抑制长三角地区的工业污染集聚, 并且这种抑制效应会随城市类型的不同而存在差异。具体而言, 长三角扩容对化学需氧量污染集聚和二氧化硫污染集聚的抑制作用在原位城市均明显高于新进城市。机制分析结果表明, 经济集聚对工业污染集聚表现出明显的促进作用, 但长三角扩容降低了区域经济集聚程度, 从而有效抑制了工业污染集聚; 长三角地区产业专业化分工的深化也显著加剧了工业污染集聚, 而长三角扩容则通过抑制产业专业化分工降低了工业污染集聚程度。

关键词: 区域一体化; 工业污染集聚; 长三角扩容; 断点回归法; 双重差分模型

中图分类号: F205; F061.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2026)04-0017-23

0 引言

构建绿色低碳循环发展经济体系事关生态文明建设战略实施与中华民族永续发展, 是实现人与自然和谐共生的中国式现代化的关键所在。构建绿色低碳循环发展经济体系的根本目的是推动经济社会发展与环境污染的有效脱钩, 从而以高质量发展为主旨思想, 持续推进经济体系全面绿色升级。同时, 党的二十大报告明确指出要深入实施区域协调发展战略, 并提出构建优势互补、高质量发展的区域经济布局。而区域一体化作为国家层面的重要战略, 体现了“一盘棋”思想和“整体

性”布局, 从区域经济视角为践行高质量发展、构建绿色低碳循环发展经济体系提供了的关键思路。因此, 区域一体化发展能否实现经济增长与环境保护的“双重红利”, 直接关乎中国的区域协调发展战略与生态文明建设战略能否协同推进, 是亟待学界回应的重大现实问题。

区域一体化在不同背景下具有多种表现形式。跨国层面的区域一体化主要指区域性的国家合作, 表现为自由贸易协定、关税同盟、货币联盟、共同市场等方面^[1-3], 如北美自由贸易区、欧盟和亚太经合组织等。在经济全球化背景下, 区域一体化已被很多经合组织国家视为一种改善公共服务

① 收稿日期: 2021-12-12; 修订日期: 2023-07-18。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(72573116; 72473090; 72243004; 72203140; 72103125); 国家社会科学基金资助项目(25VRC038); 中央高校基本科研业务费专项资金项目(22120250315)。

通讯作者: 徐乐(1991-), 女, 黑龙江佳木斯人, 博士, 副教授, 博士生导师。Email: alisaxu9110@163.com

管理质量、实现规模经济效应和推动跨区域资源公平分配的有效策略^[4]。具体而言,区域一体化能够通过促进成员国之间的贸易开放、生产要素流动与劳动力迁移而产生明显的经济收益^[1-3]。同时,国际经验也表明区域一体化具有改善环境质量的潜力。比如,欧盟通过专门设置环境总司部门以进行环境保护的协同管理,包括制定统一的环境保护政策、监督成员国实施环保法规、调查处理民众或非政府组织的环保投诉等。既有文献也发现区域一体化可以通过促进贸易开放、优化资源配置与区域分工、完善环境规制模式,从而产生可观的环境收益^[5-7]。

一国内部层面的区域一体化主要指以大城市、特大城市为中心的城市群、城市带及城市之间的区域合作,其具体表现包括商品市场统一、基础设施共享和政策管理协同^[8,9]。中国自1978年实施改革开放以来,市场经济体制的构建逐渐弱化了各省份之间的区域壁垒,促进了区域间的经济合作与要素流动,至今已形成长三角、珠三角、京津冀等典型的一体化发展区域。尤其是长三角地区的高质量、一体化发展作为完善中国改革开放空间布局的重要抓手,目前已经上升为国家战略。同时,长三角城市群在长江大保护中具有重要地位,是探索经济与环境协同发展的“排头兵”。习近平总书记在扎实推进长三角一体化发展座谈会上强调:“长三角地区是长江经济带的龙头,不仅要在经济发展上走在前列,也要在生态保护和建设上带好头”。

值得注意的是,区域一体化对于区域环境治理的影响是一把“双刃剑”。一方面,区域一体化可以突破行政区划的限制,减少地方保护主义,这不仅有利于实现区域规模经济效应、改善资源配置效率,还有助于协调区域产业分工、促进知识与技术的溢出与扩散,从而可为区域间环境污染的联防联控和协同治理提供重要条件^[2,6,7]。另一方面,在区域一体化背景下,经济、人口、产业的快速集聚会大量消耗能源、增加环境承载压力,造成区域环境治理难题^[10]。作为中国区域一体化程度最高的地区,长三角城市群不仅具有较强的经济活力,也面临着严重的环境污染问题^[10]。因此,长三角地区区域一体化政策的实施能否实现经济发展与环境保护的“双重红利”,是一个具有明显现

实意义的重要问题,亟待学界进行探究与回应。

需要指出的是,区域一体化作为一种经济现象,学界至今对其并未形成明确、统一的定义。既有研究试图从贸易开放、市场分割、价格水平和金融资本等不同视角来界定和衡量区域一体化^[11-16]。但由于区域一体化的内涵较为丰富,基于某一方面或某几方面构建指标对其进行测度难免存在偏差。鉴于地区行政分割是阻碍区域一体化的重要原因,改变区域一体化地域范围无疑是打破行政区间经济壁垒的有效举措^[17,18]。因此,基于中国城市群地域边界的划定而表征区域一体化的做法得到了广泛采用,这种度量方式不仅可以回避区域一体化指标测度不全面带来的偏差,而且有利于识别区域一体化相关政策的实施效果。

目前,既有研究主要从边界效应和扩容影响两个维度考察了区域一体化的经济影响。在边界效应维度,黄新飞等^[16]应用断点回归法验证了长三角省际边界和农产品价格差异之间的因果关系;吴俊和杨青^[17]基于2001年—2012年长三角地级市数据对经济一体化的边界效应、经济一体化范围扩大效应及区域经济增长的收敛性进行了检验。在扩容影响维度,Jordan^[2]和Elsner^[3]聚焦于欧盟扩容这一政策冲击,检验了区域一体化对欧盟相关国家经济社会发展的影响;刘乃全和吴友^[18]采用合成控制法检验了长三角扩容对原座城市和新进城市经济增长的影响。

随着全球环境治理强度的加大,近年来区域一体化对生态环境的影响逐渐引起学术界的关注。相关研究主要在跨国层面考察了区域一体化的环境效应。例如,Skjærseth和Wettstad^[6]以欧盟为研究样本,探究了区域一体化对温室气体排放和能源效率的影响。同时,也有文献专门考察了欧盟扩容的环境效应^[7,19]。例如,Baycan^[19]基于扩容后的欧盟国家(the EU countries after the enlargement)、扩容前的欧盟核心成员国(the core countries of the EU before its enlargement)和扩容后的欧盟新成员国(the new countries that became the members of the EU after the enlargement)的分类,探究了环境库兹涅茨曲线在不同类型国家中的异质性表现形式。上述研究均聚焦于跨国层面,而针对一国内部区域一体化的环境效应的经验考察则非常匮乏,仅有少数研究从经济集聚、城市群

经济等相关视角,间接讨论了中国区域一体化的环境(碳排放)效应^[4, 20, 21]。

据知,迄今尚未有文献从边界效应与扩容影响的视角来考察区域一体化的环境污染集聚(简称污染集聚)效应。事实上,边界效应和扩容影响是密不可分的。区域边界的变更即为扩容,而区域扩容后则会形成新的边界,因此,分别探究静态视角下的边界效应和动态视角下的扩容影响对于全面分析区域一体化的污染集聚效应至关重要。类似于经济集聚的定义^[22],污染集聚是指环境污染排在某一区域内单位地理面积上的相对集中程度,其与该区域的污染排放规模正相关,与该区域的地理面积负相关。因此,相对于污染排放规模与污染排放强度而言,针对污染集聚的相关研究能够直接为缓解区域环境污染压力提供更具针对性的政策建议,具有更强的现实指导意义。

从既有文献来看,本文发现相关研究存在以下四方面的不足与挑战:其一,区域一体化的度量指标可能存在不同程度的偏差。由于区域一体化的内涵较为丰富,现有研究从贸易开放、市场分割、价格水平和金融资本等某一方面或某几方面对其进行度量的做法均不足以全面反映区域一体化的内涵;其二,尚缺乏对区域一体化的工业污染集聚效应所开展的专门研究。区域一体化是全球各国经济发展过程中出现的普遍趋势,近些年其在中国表现得尤为明显。然而,还未见有文献专门考察区域一体化对工业污染集聚的影响及作用机制;其三,区域一体化的既有相关实证研究对自变量与因变量之间的双向因果关系所导致的潜在内生性问题重视不够,从而在很大程度上削弱了现有研究结论的稳健性和准确性;其四,直接考察我国区域一体化的环境效应的文献寥若晨星,更未有研究对区域一体化的环境效应是否存在区域异质性进行经验识别。

为了解决上述第一个问题,本文首次从边界效应和扩容影响两个维度实证考察了长三角一体化的工业污染集聚效应,避免了区域一体化度量指标选取所带来的潜在偏误,从而为我国区域一体化的环境效应提供了新的文献和经验证据。针对上述第二个问题,本文以长三角地区这一中国区域一体化程度最高的区域作为代表性研究样本,专门考察了长三角区域一体化的工业污染集

聚效应,并基于中介效应模型,从经济集聚和产业分工两方面对其作用机制进行了经验识别。为了解决上述第三个问题,本文采用断点回归法与双重差分法,准确识别了区域一体化与工业污染集聚之间的因果关系。准自然实验作为仅次于随机实验的因果关系识别思路,能够有效避免参数估计中常见的内生性问题和样本选择偏误,从而可为长三角一体化的工业污染集聚效应提供科学、准确的经验证据。为了回答上述第四个问题,本文比较分析了2010年长三角扩容政策实施对于整体城市、原位城市和新进城市的工业污染集聚影响的趋同性与异质性。通过上述探索性研究,本文首次提供了中国区域一体化工业污染集聚效应的经验和文献证据,从而在对环境经济学和区域经济学相关研究内容予以丰富和拓展的同时,也可为区域协调发展战略与生态文明建设战略的协同实施提供重要的决策依据与政策注脚。

1 政策背景、假说提出与特征事实

1.1 政策背景

长三角城市群作为中国最具经济活力、对外开放程度最高、创新能力最强的城市群,是中国经济社会发展的重要引擎和参与国际竞争的重要平台。而长三角地区高质量、一体化发展作为完善中国改革开放空间布局的重要抓手,在国家现代化建设和高质量发展大局中具有举足轻重的战略地位。

事实上,长三角城市群的行政区划范围并不是固定的,而是处于动态调整状态。表1报告了长三角城市群的扩容(即长三角城市群边界扩大)历程。自1982年国务院首次批准设立以上海市全境、江苏省和浙江省部分范围内10城市为主体的上海经济区以来,长三角城市群的划定范围先后经历了“迅速扩张(1982年—1987年)、骤然缩小(1992年—2010年)、稳步扩容(2010年至今)”三个阶段。在上海经济区迅速扩张阶段,长三角地区的区域规划范围变动较大,而进入稳步扩容阶段后其区域规划范围固定在上海、江苏、浙江、安徽四个省级地区之内,形成了稳定的“三省一市”长三角区域发展规划格局。在组织机构层面,国家发展和改革委员会(简称国家发改委)是指导中

国总体经济体制改革的宏观调控部门,而长三角城市经济协调会(简称协调会)则是长三角地区经济社会发展各项事务的主要协调机构,因此以协调会的会员城市来界定长三角城市群的地域范围无疑具有明显的权威性^[18]。

在本文的考察样本期(即2003年—2012年)内,仅存在2010年这一次由协调会实施的扩容政策。值得一提的是,2010年长三角扩容是自1992年协调会统筹负责管理长三角联合协作事务以来,首次将长三角地区边界扩展至安徽省的行政区划范围内,实现了“两省一市”向“三省一市”的突破性调整,这也是自2003年长三角城市群形成16市的范围后,长三角一体化格局的首次变动。此次扩容范围涉及苏、浙、皖三省6大城市,共计62.3 k km²^②,其形成的22座城市的长三角一体化范围成为了现今长三角城市群最核心的组成部分,因而这也是该地区稳步扩容阶段最具代表性的一次扩容。此后,由协调会实施的2013年长三角扩容政策可以被视为2010年扩容政策的一次外延,其虽然进一步增加了芜湖、连云港、徐州、滁州、淮南、丽水、宿迁、温州8个城市,但并未改变“三省一市”的区划格局。综上,本文预期通过重点考察2010年实施的最具代表性的扩容政策而得到更具一般性的研究结论。

1.2 假说提出

在区域一体化加速推进的背景下,尽管城市群经济的快速发展有利于实现外部规模经济效应,促进区域内部的节能减排^[22],但不可忽视的是,城市群的一体化发展在促进经济增长这一期望产出大幅增长的同时,也会消耗大量的资源和环境要素,从而增加环境污染这一非期望产出^[20],使得单位面积上的污染排放规模增加,进而提高区域内部的污染集聚程度与生态环境压力,从而产生明显的工业污染集聚边界效应。事实上,中国区域一体化程度最高的长三角城市群面临着巨大的生态环境保护压力,资源与环境约束早已成为长三角地区经济和社会发展的关键瓶颈^[10]。

此外,中国的区域一体化起步晚于西方发达国家,而长三角地区的区域一体化发展也一直处

于探索阶段,该区域内部并未形成完善的一体化协调机制。在“行政区经济”的背景下,中国独特的“行政集权、财政分权”制度引致的地方政府竞争加剧了区域分割^[23],有效协调机制的缺失不仅会导致地方政府间的利益矛盾,更会产生环境规制“逐底竞争”现象,引致区域间产业同构、恶性竞争、污染转移等问题,使得区域一体化发展战略在推动市场统一、优化资源配置、协调产业分工、促进技术溢出、形成规模经济、强化环境治理等方面的预期作用难以有效发挥,从而无法对区域内部的污染集聚表现出明显的抑制效应。而且,长三角一体化作为各地区之间的“经济联盟”,经济收益仍是政策制定者的首要考量因素,而其环境收益则往往会被忽视,从而形成了长三角地区“以邻为壑”的地方环境治理格局。

作为推进区域一体化的关键策略与先导政策,区域联盟扩容政策的实施是打破行政区域分割、削弱区域一体化推进阻力的必要手段,有利于实现区域间的联合治理。Skjærseth和Wettestad^[6]、Chen和Huang^[7]等文献提供了欧盟扩容在规模经济 and 环境保护方面发挥积极作用的经验证据。在中国内部,区域联盟的扩容也同样存在实现环境正外部性的可能。具体而言,扩容政策可以从以下两个方面降低长三角地区的污染集聚程度。一方面,扩容政策的实施扩大了长三角一体化区域的地理面积,吸纳了更多的外围城市,如果外围城市的单位面积污染排放规模低于中心城市,则会明显降低长三角地区整体的污染集聚程度,从而产生外围城市的“稀释效应”。另一方面,扩容政策的实施能够破除“行政区经济”的藩篱,提高各级地方政府的目标一致性与政策协同度,推动长三角地区整体性发展规划替代原有的各级地方政府分割性发展规划,从而在空间上引致区域间经济格局的重构和产业结构的调整,而这种经济与产业发展格局的优化可能有助于污染排放这一非期望产出在各地区进行均等化分布、降低长三角地区的平均污染集聚程度^[24, 25]。但需要注意的是,前者只是扩容政策可能带来的直观显性影响,并不具备明显的经济意义,而后者则可被视为扩容政策与污染集聚在经济学意义上因果关系的反映,也是本文关注的重点。

② 扩容范围见2010年公布的《长江三角洲地区城市合作(嘉兴)协议》,扩容面积由《中国城市统计年鉴》中的行政区域土地面积数据计算得到。

表1 长三角城市群的扩容历程
Table 1 Expansion process of the urban agglomeration in the Yangtze River Delta region

发展阶段	组织机构	调整时间	划定范围	格局	省级行政范围
迅速扩张阶段 (1982年—1987年): 上海经济区	上海经济区	1982年	上海、苏州、无锡、常州、南通、杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴	10市	上海、浙江
		1986年	上海、江苏、浙江、安徽、江西	4省1市	上海、江苏、浙江、安徽、江西
		1987年	上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西	5省1市	上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西
骤然缩小阶段 (1992年—2010年):“15(+1)”模式	协调会	1992年	上海、苏州、无锡、常州、南通、杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴、舟山、扬州、南京、镇江	14市	上海、江苏、浙江
		1997年	上海、苏州、无锡、常州、南通、杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴、舟山、扬州、南京、镇江、泰州	15市	上海、江苏、浙江
	国家发改委	2003年	上海、苏州、无锡、常州、南通、杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴、舟山、扬州、南京、镇江、泰州、台州	16市	上海、江苏、浙江
	国家发改委	2005年—2010年	上海、苏州、无锡、常州、南通、杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴、舟山、扬州、南京、镇江、泰州、台州	16市	上海、江苏、浙江
稳步扩容阶段 (2010年—2019年): 稳步扩容	协调会	2010年	上海、苏州、无锡、常州、南通、杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴、舟山、扬州、南京、镇江、泰州、台州、合肥、盐城、马鞍山、金华、淮安、衢州、亳州	22市	上海、江苏、浙江、安徽
		2013年	上海、苏州、无锡、常州、南通、杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴、舟山、扬州、南京、镇江、泰州、台州、合肥、盐城、马鞍山、金华、淮安、衢州、芜湖、连云港、徐州、滁州、淮南、丽水、宿迁、温州	30市	上海、江苏、浙江、安徽
	国家发改委	2016年	上海、苏州、无锡、常州、南通、杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴、舟山、扬州、南京、镇江、泰州、台州、合肥、盐城、马鞍山、金华、淮安、衢州、宣城、安庆、铜陵、池州	26市	上海、江苏、浙江、安徽
	协调会	2018年	上海、苏州、无锡、常州、南通、杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴、舟山、扬州、南京、镇江、泰州、台州、合肥、盐城、马鞍山、金华、淮安、衢州、芜湖、连云港、徐州、滁州、淮南、丽水、宿迁、温州、铜陵、安庆、池州、宣城	34市	上海、江苏、浙江、安徽
	协调会	2019年	上海、苏州、无锡、常州、南通、杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴、舟山、扬州、南京、镇江、泰州、台州、合肥、盐城、马鞍山、金华、淮安、衢州、芜湖、连云港、徐州、滁州、淮南、丽水、宿迁、温州、铜陵、安庆、池州、宣城、蚌埠、黄山、六安、淮北、宿州、亳州、阜阳	41市	上海、江苏、浙江、安徽
	国家发改委	2019年	上海、苏州、无锡、常州、南通、杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴、舟山、扬州、南京、镇江、泰州、台州、合肥、盐城、马鞍山、金华、淮安、衢州、芜湖、连云港、徐州、滁州、淮南、丽水、宿迁、温州、铜陵、安庆、池州、宣城、蚌埠、黄山、六安、淮北、宿州、亳州、阜阳	41市	上海、江苏、浙江、安徽

资料来源: 根据政府相关文件整理; 41市为沪、苏、浙、皖四省市全部地级及以上城市。

进一步地,扩容政策与污染集聚程度之间的负向因果关系主要源于以下原因.根据经典的增长收敛理论,在生产要素自由流动的条件下,其会自动流向资本回报率更高的地区^[26].扩容政策的实施无疑有利于增强区域内要素的流动性与市场化,从而提高要素配置效率,促进区域内部各城市间的优势互补与资源共享^[22],进而在区域内部产生资源配置的规模经济效应,有利于节能减排的实现.而且,这种要素配置优化作用不限于劳动力、资本等普通生产要素,也适用于具有环保属性的服务体系与基础设施,从而有利于降低整体环境治理成本,避免区域内部由于污染集聚程度过高而带来的环境破坏风险^[27].对于长三角地区而言,其区域一体化的推进为实施相关跨区域环保项目创造了重要条件.例如,长三角地区水和大气环境自动监测网络的建设和完善实现了跨区域层面的环保信息资源共享,能够为区域内部各城市提供及时、高效的环境污染预警服务.因此,长三角扩容预期有利于实现各类资源要素配置的规模经济效应,从而产生环境外部性红利、缓解工业污染集聚效应.由此,提出如下假说:

假说 1 长三角内部城市的工业污染集聚程度要高于长三角外部城市的工业污染集聚程度,即存在明显的长三角一体化工业污染集聚边界效应,但长三角扩容会缩小这种边界两侧的差距,即长三角扩容却会对工业污染集聚产生抑制效应.

通过上述分析不难看出,长三角扩容政策的实施有助于破除“行政区经济”的藩篱,限制地方保护主义,促进生产要素有效地跨区域流动,从而会在空间上引致区域间经济格局的重构和产业结构的调整^[16].经济格局的重构会引致长三角各地区之间的相对经济集聚程度发生变化,而这种单位区域面积经济活动密度的改变必然会带来污染集聚程度的变化^[22, 24].同时,产业结构的调整势必会促使长三角各地区之间产业链相对位置发生变化,而这种产业分工格局的调整也会引起相关地区污染集聚程度的变化^[25].可见,经济集聚和产业分工是长三角扩容影响工业污染集聚的两个重要途径.

具体而言,在长三角扩容政策的影响下,经济集聚可能对污染集聚产生如下重要影响.一方面,

长三角扩容政策实施后,资本要素倾向于流向投资需求和资本回报率更高的地区,从而在一定程度上改变长三角各地区之间的相对经济集聚程度.而经济集聚对环境污染通常具有双重效应.其一,经济集聚下更加集中的生产方式能够产生规模经济效应、知识共享与技术溢出效应、规模报酬递增效应和成本节约效应,有利于推动节能减排和绿色转型发展^[28].其二,经济集聚又可能通过扩大区域生产规模和要素投入数量,加速能源消耗和污染排放,从而不利于环境质量的改善^[29].另一方面,从长三角地区的现实情况来看,扩容政策的实施伴随着一系列以经济发展为目标的战略规划,从而会促进劳动力、能源等重要生产要素的跨区域流动与使用,在短期内改变长三角地区的经济集聚及污染集聚状态.由此,进一步提出如下假说:

假说 2 长三角扩容会通过改变区域经济集聚程度而影响工业污染集聚.

同时,在长三角扩容政策的影响下,产业分工可能对污染集聚产生如下重要影响.长三角扩容必然伴随着区域内产业布局的相应调整,从而改变区域内原本的产业分工格局.而专业化分工和多样化分工作为产业分工的“一体两面”,是决定新形成的产业空间组织形式能否实现经济增长与环境保护“双赢”的关键所在.换言之,长三角扩容通过产业分工对工业污染集聚所产生的影响方向,主要取决于产业分工的环境正外部性能否被有效发挥.根据集聚外部性理论,产业专业化和多样化分工主要可以通过劳动力蓄水池效应、知识溢出效应和中间品投入共享效应三个路径产生环境正外部性^[30, 31].

就劳动力蓄水池效应而言,产业专业化分工有助于针对不同的专业技能,形成各具特色的劳动力市场、降低劳动力成本并提高劳动生产率,甚至可以为污染处理技术匹配专业化人才,从而在提高企业生产率的同时降低环境污染风险^[30];而产业多样化分工可以推动企业培养掌握特色化技术的劳动力,以有效降低劳动力搜寻成本并提高人岗匹配度,尤其能够为环保产业提供充足的劳动力,从而有利于改善环境质量^[32].就知识溢出效应而言,专业化分工有助于解决“卡脖子”的共

性技术难题,在行业内形成技术示范效应,助推关键性污染处理技术升级,从而产生环境正外部性^[30];而多样化分工有利于形成更多的细分技术领域,促进行业内进行知识共享、协同创新和技术进步,从而对环境治理产生积极影响^[32, 33]。就中间品投入共享效应而言,产业专业化分工有助于实现中间品投入的规模经济效应,通过促进中间品资源共享而形成产业共生体系,以有效推动资源回收与循环利用,尤其能够提高污染治理设施与服务这种特殊中间品的专业化水平,从而提高资源利用效率、促进节能减排^[34];而产业多样化分工则能够在集群内部形成种类丰富的中间品供给,这种中间品的多样化供给体系可以通过产业间的前后向关联效应,推动非期望副产品或生产废弃物向中间投入品的功能转换,进而实现资源的循环利用与产业生态化,从而有利于推进节能减排和环境治理^[27]。

上述产业分工带来的环境正外部性有助于减少生产过程中的污染排放,对于降低长三角地区整体层面的污染集聚程度具有积极意义。但是,需要注意的是,产业分工也可能由于以下两方面的原因而无法实现环境正外部性:一方面,根据“集群生命周期”理论,在产业集群形成初期,产业规模的扩张需要大量的能源投入和相应的环境污染排放^[20],而此时产业集聚规模较小,集群经济的节能减排技术创新优势尚未被有效激发,并且集群内部污染处理基础设施尚不完备,导致产业分工的环境正外部性难以显现;另一方面,产业集群正外部性的有效发挥与区域产业结构的合理性密切相关^[35],如果大部分产业集中于产业链低端,或者区域间无法形成完整的产业链,那么上述产业专业化分工和多样化分工的优势及其引致的环境正外部性就无法有效实现。综上,提出本文的第三个假说:

假说3 长三角扩容会通过改变区域产业分工格局而影响工业污染集聚。

1.3 特征事实

在对上述三个假说进行计量检验之前,有必要对长三角城市群的工业污染集聚程度进行一些初步统计观察和特征事实梳理。为了观察各类污

染物的集聚分布特征,本文计算了研究样本期内上海、江苏、浙江、安徽“三省一市”中各地级及以上城市的平均工业污染集聚程度(具体指标见后文说明),并分别以2003年—2009年16市、2010年—2012年22市的长三角城市群范围为长三角地区边界(以下分别简称16市边界和22市边界),来观察化学需氧量(COD)和二氧化硫(SO₂)这两种代表性的工业污染物在长三角地区边界两侧的集聚情况。

图1和图2分别报告了16市和22市长三角地区边界两侧的COD污染集聚情况。首先,很容易看出,无论在16市边界还是22市边界下,长三角地区内部的COD污染集聚程度均明显高于边界外部的COD污染集聚程度;其次,苏州、无锡、常州等城市的COD污染集聚程度均处于8以上的高位,尤其在16市边界下,常州的COD污染集聚程度高达10.416。具体而言,江苏作为全国范围内的化工大省,分布着大量的污染密集型企业,从而为其带来了严重的环境污染风险。例如,2007年发生的太湖“蓝藻”污染事件,使拥有太湖管辖权的苏州、无锡、常州三个城市一度面临重大的水污染危机。最后,随着长三角地区由16市扩容至22市,长三角地区内部很多城市(如上海、苏州、无锡、常州、镇江、南京、嘉兴等)的COD污染集聚程度明显降低,而且长三角地区的平均工业污染集聚程度也明显变小,由16市边界下的3.242降至22市边界下的0.892。

图3和图4分别报告了16市和22市长三角地区边界两侧的SO₂污染集聚情况。首先,无论对于16市边界还是22市边界而言,长三角地区内部的SO₂污染集聚程度均明显高于边界外部的SO₂污染集聚程度;其次,长三角地区内部的海、苏州等代表性城市均是SO₂污染的高度集聚地区;再次,淮南、铜陵和马鞍山的SO₂污染集聚程度高于其他大部分城市,尤其在16市边界下,淮南、铜陵和马鞍山的SO₂污染集聚程度分别高达22.137、18.400和18.618,这可能与当地的产业结构有关。淮南是我国华东地区重要的煤炭资源型城市,是全国十三个亿吨煤基地之一,2013年其采掘业从业人数达到了13.25万人,占

全市从业人数的 10.663%；铜陵素有“中国古铜都”之称，长期以来一直以矿产加工业，尤其是以铜加工业为代表的有色金属加工业为主导产业，2013 年其有色金属加工业从业人数占比为 20.028%；马鞍山是华东地区首屈一指的铁矿生产基地，比如，南山铁矿作为马鞍山钢铁公司铁矿石供应的重要基地之一，其在带来经济收益的同时，也产生了巨大的生态环境破坏。总而言之，这些矿产资源的开采和冶炼过程均伴随着严重的环境污染，而 SO₂ 就是其中的重要污染物之一。上述原因使得这三座城市的 SO₂ 污染集聚程度偏高。最后，随着长三角地区由 16 市扩容至 22 市，长三角城市群的 SO₂ 平均污染集聚程度明显降低（由 16 市边界下的 5.435 降至 22 市边界下的 2.732），这在上海、苏州、无锡、常州、镇江、南京、嘉兴等城市表现得尤为显著。

综上，可以发现，长三角城市群的工业污染集聚呈现出如下主要特征事实。首先，COD 和 SO₂ 两种代表性工业污染物的集聚程度均在长三角地区边界两侧存在显著差异，长三角地区内部的工业污染集聚程度明显高于边界外部的工业污染集聚程度。其次，长三角地区内部城市普遍具有较高的工业污染集聚程度，尤其是上海、苏州等中心城市面临着更为严重的环境污染问题。最后，随着长三角地区边界的扩大，长三角城市群的平均工业污染集聚程度明显降低。由此可见，长三角的一体化过程可能存在着较为明显的工业污染集聚边界效应，并且长三角扩容呈现出缓解环境污染压力的趋势，这也为本文将要开展的计量实证考察提供了初步的统计证据。

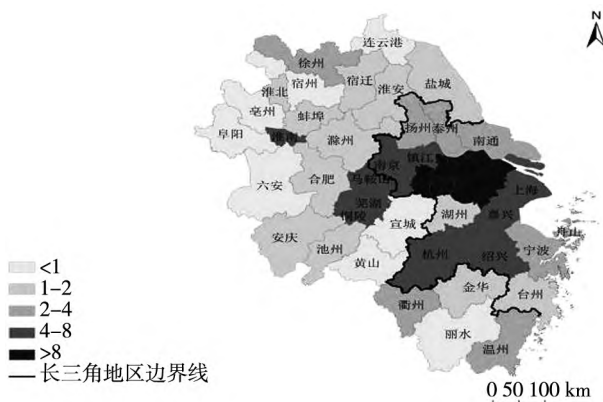


图 1 16 市边界下的 COD 污染集聚情况

Fig. 1 COD pollution agglomeration under the boundary of 16 cities



图 2 22 市边界下的 COD 污染集聚情况

Fig. 2 COD pollution agglomeration under the boundary of 22 cities

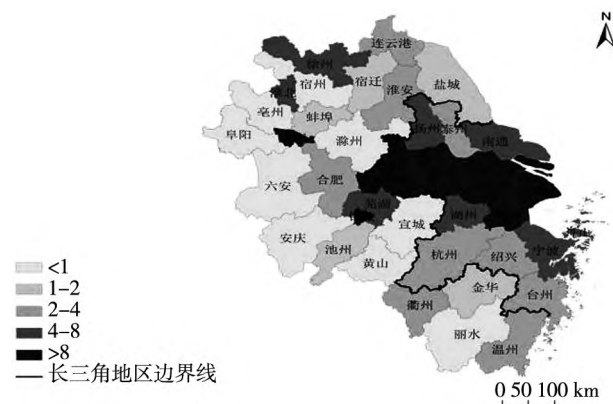


图 3 16 市边界下的 SO₂ 污染集聚情况

Fig. 3 SO₂ pollution agglomeration under the boundary of 16 cities

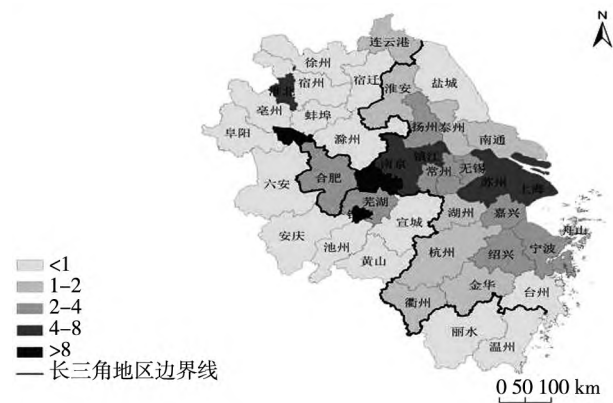


图 4 22 市边界下的 SO₂ 污染集聚情况

Fig. 4 SO₂ pollution agglomeration under the boundary of 22 cities

2 研究设计

2.1 模型构建

为了对前文提出的三个假说进行严谨的实证检验，本文的实证分析过程主要分为以下三个步骤：首先，在静态视角下，利用断点回归法分别检

验 2003 年—2009 年间 16 市和 2010 年—2012 年间 22 市这两个长三角一体化的工业污染集聚边界效应;其次,在动态视角下,基于双重差分模型考察研究样本期内长三角地区边界扩大即长三角扩容所引致的工业污染集聚影响,从而对假说 1 进行检验;最后,基于中介效应模型,识别长三角扩容带来的工业污染集聚效应的作用机制,从而对假说 2 和假说 3 进行检验。

2.1.1 断点回归检验

在研究样本期内,2010 年实施的代表性长三角扩容政策实现了“两省一市”向“三省一市”的突破性变革,显著改变了长三角一体化的边界范围。为了避免该扩容政策的影响而更加“干净”地考察长三角一体化的工业污染集聚边界效应,本文首先将整体研究样本划分为 2003 年—2009 年和 2010 年—2012 年两个时段,并基于断点回归法,在静态视角下考察长三角一体化的工业污染集聚边界效应。

断点回归法的主要优势是在控制研究对象的可观测特征后,能够有效排除其他影响因素的干扰,避免潜在的内生性问题和样本选择偏误,因而被视为开展政策效应评估和因果关系识别的一种有效工具^[36]。该方法主要利用政策冲击的非连续性特征,预期当政策冲击存在处理效应时,个体的结果变量在运行变量临界值两侧会出现断点分布。在本文的断点回归设计中,结果变量为工业污染集聚变量 Pa ,运行变量为各城市质心到长三角地区边界线的最短距离 D ,并且本文设定该边界线以外的距离为负,以内的距离为正,边界处为临界值 $D_0 = 0$ 。同时,还需要设定一个表明是否属于长三角内部城市的长三角一体化边界虚拟变量 T ,当 $D < D_0$ 时, $T = 0$,表示对应城市位于长三角地区外部(即长三角外部城市);当 $D > D_0$ 时,变量 $T = 1$,表示对应城市位于长三角地区内部(即长三角内部城市)。这样,工业污染集聚在边界线处出现的断点即为边界的处理效应 γ ,其可被表示为

$$\begin{aligned} \gamma &= E[Pa(1) - Pa(0) | D = D_0] \\ &= \lim_{D \downarrow D_0} E[Pa | D] - \lim_{D \uparrow D_0} E[Pa | D] \quad (1) \end{aligned}$$

进而,通过合适的带宽选择,断点回归法可将边界附近的样本作为边界效应估计的观测对象,从而能够可靠地推断长三角一体化与工业污染集

聚之间的因果关系^[16]。由此,构建了如下断点回归模型来估计长三角一体化的工业污染集聚边界效应

$$Pa_{i,t} = \alpha + \beta_1 T_{i,t} + \beta_2 f(D_{i,t}) + \gamma X_{i,t} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中 $Pa_{i,t}$ 为城市 i 在 t 年时的工业污染集聚程度; $T_{i,t}$ 为 i 城市在 t 年时是否属于长三角内部城市虚拟变量,若城市 i 在 t 年时属于长三角内部城市则取 1,否则取 0,其系数反映了长三角一体化的边界效应; $f(D_{i,t})$ 为运行变量,即 i 城市在 t 年时到长三角地区边界线的最短距离 $D_{i,t}$ 的一个函数,本文采用非参数拟合方法对其进行估计; $X_{i,t}$ 为一组控制变量,包括经济集聚、产业专业化分工、产业多样化分工、城市化、产业结构、外商直接投资、基础设施建设、政府干预、人口密度; λ_i 和 λ_t 分别为城市固定效应和年份固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机干扰项。

2.1.2 双重差分检验

断点回归法主要从静态视角考察长三角地区边界两侧的工业污染集聚是否存在明显差别,从而可以识别工业污染集聚的边界效应,但其只能直观对比 16 市和 22 市两种长三角边界状态下平均处理效应的变动,而无法进一步识别长三角扩容(16 市边界向 22 市边界的调整)与工业污染集聚之间的因果关系,从而也无法准确判断长三角扩容后长三角地区工业污染集聚程度的下降是源于外围城市的“稀释效应”,还是由于扩容政策带来的环境正外部性。而双重差分模型则能够排除随时间变化的不可观测因素的干扰,有效控制潜在的内生性问题,从而可以直接识别 2010 年长三角扩容政策实施对工业污染集聚的影响,为断点回归模型估计结果提供动态视角下的补充,以对上述问题做出回应。因此,本文进一步以 2010 年长三角扩容为一次准自然实验,引入长三角扩容虚拟变量,构建了如下双重差分模型

$$Pa_{i,t} = \alpha' + \beta_1' EL_{i,t} + \gamma' X_{i,t} + \lambda_i' + \lambda_t' + \varepsilon_{i,t}' \quad (3)$$

其中 $EL_{i,t}$ 为扩容政策虚拟变量,若城市 i 在 t 年时实施了扩容政策,则赋值为 1,否则为 0; λ_i' 和 λ_t' 分别为城市和年份固定效应; $\varepsilon_{i,t}'$ 为随机干扰项。系数 β_1' 表征了 2010 年长三角扩容政策的工业污染集聚效应。

需要指出的是,双重差分法需要建立在平行趋势假设的基础上,即扩容城市和非扩容城市工

业污染集聚程度的差异在政策实施前没有明显变化. 因此, 本文还构建了如下模型来进一步检验上述平行趋势假设是否成立

$$Pa_{i,t} = \alpha'' + \sum_{\tau \in \{2006, 2007, 2008, 2009, 2010, \dots\}} \beta''_{\tau} El_{i,\tau} + \gamma'' X_{i,t} + \lambda''_i + \lambda''_t + \varepsilon''_{i,t} \quad (4)$$

其中 $El_{i,\tau}$ 是 2006 年—2010 年及以后这五个年份扩容政策虚拟变量的集合; λ''_i 和 λ''_t 分别为城市和年份固定效应; $\varepsilon''_{i,t}$ 为随机干扰项. β''_{τ} 表征了长三角扩容政策的工业污染集聚效应的时间变化趋势.

2.1.3 中介机制检验

根据假说 2 和假说 3, 长三角扩容可能通过经济集聚和产业分工两种途径影响工业污染集聚. 本文进一步采用如下中介效应模型对上述传导途径进行识别

$$Pa_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 El_{i,t} + \theta_2 Y_{i,t} + \delta_i + \delta_t + \xi_{i,t} \quad (5)$$

$$M_{i,t} = \theta'_0 + \theta'_1 El_{i,t} + \theta'_2 Y_{i,t} + \delta'_i + \delta'_t + \xi'_{i,t} \quad (6)$$

$$Pa_{i,t} = \theta''_0 + \theta''_1 El_{i,t} + \theta''_2 M_{i,t} + \theta''_3 Y_{i,t} + \delta''_i + \delta''_t + \xi''_{i,t} \quad (7)$$

其中 $Pa_{i,t}$ 是被解释变量即工业污染集聚变量; $El_{i,t}$ 为解释变量, 即长三角扩容政策虚拟变量; $M_{i,t}$ 为待检验的中介变量, 包括经济集聚 (Ea)、产业专业化分工 (Is) 和产业多样化分工 (Id); $Y_{i,t}$ 为不包括中介变量在内的其他控制变量组成的向量集; $\delta_i, \delta'_i, \delta''_i$ 分别控制了式 (5)、式 (6)、式 (7) 中的城市固定效应; $\delta_t, \delta'_t, \delta''_t$ 分别控制了式 (5)、式 (6)、式 (7) 中的年份固定效应; $\xi_{i,t}, \xi'_{i,t}, \xi''_{i,t}$ 分别为式 (5)、式 (6)、式 (7) 的随机干扰项. 根据中介效应模型的原理, 若系数 $\theta_1, \theta'_1, \theta''_2$ 均显著, 则表明存在中介效应.

2.2 变量选取

2.2.1 被解释变量

本文的被解释变量为工业污染集聚程度 (Pa). 自“十一五”规划首次将 COD 和 SO_2 作为主要污染物纳入了节能减排约束性指标以来, 针对 COD 和 SO_2 排放量的约束性指标一直在我国中长期节能减排政策框架中处于核心地位. 因此, 本文选取 COD 的污染集聚程度 (Pa_1) 和 SO_2 的污染集聚程度 (Pa_2) 这两个最具代表性的指标对各城市的工业污染集聚程度予以表征. 借鉴区

位熵指数的思路, 构建了城市单位面积污染排放与全部样本单位面积污染排放的比率这一污染地理集中度指数来度量工业污染集聚程度, 该指标不但能够有效刻画污染排放在各区域内的集聚程度, 而且在区域内部不同地理单元之间具有可比性^[37], 具体计算公式如下

$$Pa_i = \frac{Pl_i / \sum_{i=1}^N Pl_i}{Ar_i / \sum_{i=1}^N Ar_i} \quad (8)$$

其中 Pl_i 表示 i 城市的某种污染排放量, Ar_i 表示 i 城市的行政区域面积.

2.2.2 机制变量

1) 经济集聚 (Ea). 长三角扩容能够提高区域一体化管理效率以促进经济集聚的形成, 而经济集聚程度与城市环境污染水平密切相关^[22]. 本文仍然借鉴前文所述的区位熵指数的测算思路, 构建了城市单位面积生产总值与全部样本单位面积生产总值的比率这一经济地理集中度指数来度量经济集聚程度, 具体计算公式如下

$$Ea_i = \frac{Gdp_i / \sum_{i=1}^N Gdp_i}{Ar_i / \sum_{i=1}^N Ar_i} \quad (9)$$

其中 Ea_i 表示 i 城市的经济集聚程度, Gdp_i 表示 i 城市的生产总值, Ar_i 表示 i 城市的行政区域面积.

2) 产业分工 (Is 和 Id). 根据集聚外部性理论^[30, 31], 专业化和多样化是城市群经济呈现出的两种重要的产业分工特征. 产业专业化分工和产业多样化分工在形成初期需要大量的能源资源投入, 存在加剧环境污染的风险. 但是, 合理的产业分工可能通过知识溢出效应、技术溢出效应和规模经济效应等途径促进清洁技术创新、提高能源利用效率、减少环境污染排放^[20], 发挥环境正外部性. 根据 Combes^[38], 产业专业化分工水平 (Is) 的计算公式如下

$$Is_i = \frac{E_{i,m} / E_i}{E_m / E} \quad (10)$$

其中 Is_i 是城市 i 的产业专业化分工水平; $E_{i,m}$ 是城市 i 就业份额最大的行业 m 的就业人数; E_i 是城市 i 的总就业人数; E_m 是 m 行业的全国就业人数; E 是全国总就业人数.

根据 Combes^[38], 产业多样化分工水平 (Id) 的计算公式如下

$$Id_i = \sum_s \frac{E_{is}}{E_i} \left[\frac{1/\sum_{s'=1, s' \neq s}^n (E_{is'}/(E_i - E_{is}))^2}{1/\sum_{s'=1, s' \neq s}^n (E_{s'}/(E - E_s))^2} \right];$$

$$Id_{i,s} = \frac{1/\sum_{s'=1, s' \neq s}^n (E_{is'}/(E_i - E_{is}))^2}{1/\sum_{s'=1, s' \neq s}^n (E_{s'}/(E - E_s))^2} \quad (11)$$

其中 Id_i 为城市 i 的产业多样化分工水平; $Id_{i,s}$ 是城市 i 行业 s 的产业多样化分工水平; E_{is} 代表城市 i 除行业 s 外其他行业 s' 的就业人数; E_i 是城市 i 的总就业人数; E_{is} 为城市 i 行业 s 的就业人数; $E_{s'}$ 是全国除行业 s 外其他行业 s' 的就业人数; E_s 是全国行业 s 的就业人数; E 是全国总就业人数; n 为 19, 即地级市层面统计资料中报告的 19 个行业. 上述全国口径的数据均由本文 280 个地级及以上城市研究样本的相应数据加总而得.

2.2.3 控制变量

1) 人口密度 (Pop). 人口密度越高的地区通常经济活动越频繁, 这会明显增加交通运输与住宅建设需求, 从而引致大量的污染排放与碳排放^[39]. 同时, 高水平的人口密度有助于实现规模经济与共享经济, 从而对污染治理产生积极影响^[40]. 不失一般性, 本文采用每平方公里人口数对其进行度量.

2) 城市化 (Urb). 城市化一方面会引致大量的能源消费, 从而增大环境污染压力; 另一方面, 城市化进程伴随着资源配置效率改善、绿色技术进步、产业结构优化等积极影响, 从而有利于节能减排^[41, 42]. 参考邵帅等^[42]的做法, 采用夜间灯光数据处理得到城市化的度量指标. 具体而言, 城市化水平包含城市化深度和广度两方面, 前者体现了城市的密集发展程度, 可以采用灯光亮(密)度值进行度量; 后者反映了城市的规模扩张程度, 可以采用区域面积灯光属性度量. 本文采用如下乘法形式来计算灯光复合指数

$$Urb_{i,t} = Urb1_{i,t} \times Urb2_{i,t} \quad (12)$$

其中 $Urb_{i,t}$ 为灯光复合指数, 反映城市化水平; $Urb1_{i,t}$ 表示城市化深度; $Urb2_{i,t}$ 表示城市化广度,

二者的具体计算公式分别如下

$$Urb1_i = \sum_{j=1}^{DN_{\max}} DN_j \times \frac{n_j}{N \times DN_{\max}} \quad (13)$$

$$Urb2_i = \frac{S_N}{S} \quad (14)$$

其中 DN_j 为城市 i 的第 j 等级灰度值, $1 \leq DN_j \leq DN_{\max}$, DN_{\max} 为稳定灯光数据的最大灰度值; n_j 为第 j 灰度等级的像元数; N 为城市 i 中所有灯光的像元总数; S_N 和 S 分别表示城市 i 的 DN 大于特定灯光阈值的面积和城市 i 的总面积.

根据式(13)和式(14), $Urb1_i$ 反映了城市 i 的灯光亮度相对于最大可能灯光亮度的大小, 即衡量了城市化深度; $Urb2_i$ 反映了城市 i 的夜间灯光在空间范围上的延展特征, 即衡量了城市化广度. 因此, 式(12)所示的灯光复合指数内含了城市化深度和城市化广度的双重维度信息, 可以较为全面而准确地刻画城市化水平, 同时以相乘形式构建的灯光复合指数可在一定程度上避免其他更为复杂的指标设定所带来的结果测度偏差.

3) 外商直接投资 (Fdi). “污染避难所”假说认为外商直接投资增加了东道国的环境污染^[43]; 而“污染晕轮”假说^[44]则指出外资企业采用标准化管理和前沿生产技术, 有助于通过外溢效应促进内资企业推动环境管理体系建设, 从而产生“污染晕轮”效应, 提高环境质量. 不失一般性, 本文采用外商直接投资占城市生产总值的比重对其进行度量.

4) 产业结构 (Ins). 产业结构是影响能源效率和环境质量的重要因素^[45]. 鉴于第二产业是环境污染的重要来源^[46], 而第三产业的发展是转变经济发展方式和减缓环境压力的重要途径^[18], 本文采用第二产业与第三产业就业人数之比来对产业结构进行度量.

5) 基础设施建设 (Inf). 城市基础设施建设初期伴随着大量的能源资源消耗与环境污染排放^[20], 且其建成后区域内部经济的互联互通会引致更加频繁的经济活动往来, 从而可能增加环境污染风险^[22]. 考虑到城市道路作为城市的核心基础设施, 是城市经济社会发展的必要条件, 本文使用人均城市道路面积来度量基础设施建设^[18].

6) 政府干预 (Gov). 政府干预程度越高, 区域内部的寻租腐败行为就会越频繁, 从而降低政府

在环境治理方面的效率^[47]. 不失一般性, 本文利用扣除教育和科学事业后的财政支出占城市生产总值的比重来度量政府干预程度.

2.3 数据说明

本文旨在通过考察 2010 年这一最具代表性的长三角扩容政策来得到一般性结论. 考虑到 2010 年之前的 16 市长三角发展格局最早是在 2003 年由协调会和国家发改委共同提出的, 将 2003 年设置为本文研究样本的时间起点不仅能够完整涵盖长三角 16 市边界的发展阶段, 而且在 2010 年扩容政策实施前的年份共有 8 年, 从而能够有效保证平行趋势假设检验的可信性. 另外, 为避免年鉴加总数据的核算偏差, 本文将中国企业污染数据连续报告的 1998 年—2012 年的 COD 和 SO₂ 排放数据加总到地级市层面, 从而得到了工业污染集聚程度测算所需的 COD 和 SO₂ 排放量数据. 限于该数据的可得性, 本文最终选取 2003 年—2012 年中国 280 座地级及以上城市的

面板数据作为研究样本, 并将其中在 2010 年长三角扩容后的 22 座城市(整体城市)设定为处理组(包括 16 座原位城市和 6 座新进城市), 其余 258 座城市设定为控制组. 城市化数据来源于美国国家海洋和大气管理局公布的稳定夜间灯光数据. 另外, 本文中城市质心到长三角地区边界的地理距离数据是借助 Google 地图地理距离测量工具计算得到的, 其他数据主要来源于《中国城市统计年鉴》, 对于少数缺失数据采用插值法予以补齐. 此外, 为了剔除价格因素的影响, 与价格相关的变量均根据相应的价格指数调整为以 2003 年为基期的价格水平, 相关价格指数数据来源于《中国统计年鉴》. 各变量的描述性统计结果如表 2 所示. 可以看出, COD 和 SO₂ 污染集聚程度的标准差分别约为 2.315 和 3.330, 说明不同城市间的工业污染集聚程度差异较大, 有必要通过实证检验进一步考察长三角一体化工业污染集聚效应的区域差异.

表 2 各变量的描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of variables

符号	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	
	COD 污染集聚	Pa_1	2 800	1.651 29	2.314 53	0.000 04	21.328 79
	SO ₂ 污染集聚	Pa_2	2 800	1.923 15	3.329 49	0.000 00	32.655 00
	经济集聚	Ea	2 800	2.117 49	4.728 04	0.017 89	89.591 90
	产业专业化分工	Is	2 800	2.420 15	3.116 67	0.460 98	34.715 90
	产业多样化分工	Id	2 800	0.892 07	0.242 37	0.335 01	8.962 96
	人口密度	Pop	2 800	425.054 10	320.599 00	4.700 00	2661.540 00
	城市化	Urb	2 800	1.886 20	7.067 95	0.000 13	65.772 50
	外商直接投资	Fdi	2 800	0.021 98	0.024 82	0.000 00	0.375 79
	产业结构	Ins	2 800	0.940 97	0.590 74	0.047 04	5.484 08
	基础设施	Inf	2 800	9.633 67	6.954 78	0.310 00	108.370 00
	政府干预	Gov	2 800	0.114 25	0.071 45	0.028 058	1.914 96

注: SO₂ 污染集聚的最小值为 0.000 000 11.

3 实证结果

3.1 断点回归模型估计结果

在实施断点回归之前, 应该先直观观察由长三角一体化边界所导致的工业污染集聚断点. 图 5 和图 6 分别报告了长三角一体化边界的局部平均处理效应, 其中的垂直虚线为长三角一体化的分界线. 从图 5 可以看出, 16 市边界下, COD 污染集聚的截距从约 2.2 上升至 3.5 左右, 而 22 市

边界下, COD 污染集聚的截距从约 0.6 上升至 0.8 左右, 即 16 市边界和 22 市边界下, COD 污染集聚局部处理效应分别约为 1.3 和 0.2. 从图 6 可以看出, 16 市边界下, SO₂ 污染集聚的截距从约 1.7 上升至 3.3 左右; 22 市边界下, SO₂ 污染集聚的截距从约 0.5 上升至 0.8 左右, 即 16 市边界和 22 市边界下, SO₂ 污染集聚局部处理效应分别约为 1.6 和 0.3. 综上, 断点处的平均工业污染集聚都显著上升, 呈现明显向上跳跃的非连续性变化; 而且 16 市边界下的工业污染集聚局部处理效应

要普遍高于22市边界下的工业污染集聚局部处理效应. 由上述结果可知:一方面,工业污染集聚存在明显断点,这初步表明长三角一体化与工业污染集聚之间存在因果关系;另一方面,随着长三角地区边界由16市扩容至22市,长三角一体化

的工业污染集聚边界效应得到了明显抑制. 这一发现说明长三角扩容政策可能存在生态环境保护的正外部性,在中国样本层面验证了 Skjærseth 和 Wettstad^[6]、Chen 和 Huang^[7] 等的关于区域一体化扩容环境改善作用的观点.

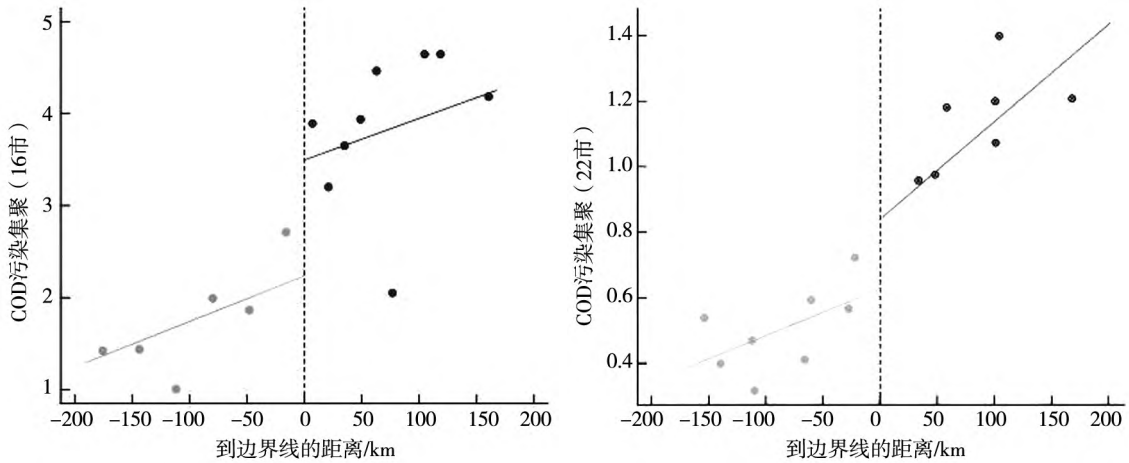


图5 COD 污染集聚断点

Fig.5 Discontinuity of COD pollution agglomeration

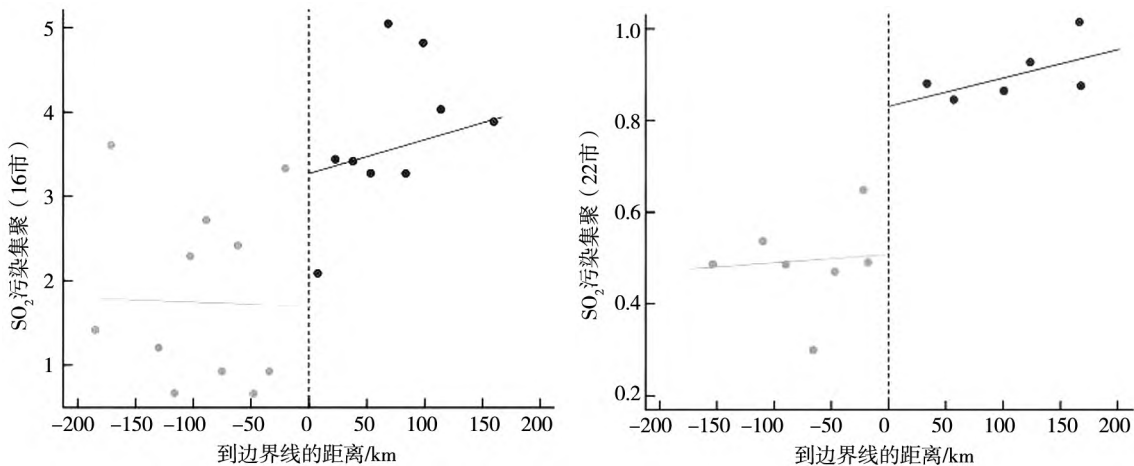


图6 SO₂ 污染集聚断点

Fig.6 Discontinuity of SO₂ pollution agglomeration

采用 Calonico 等^[48] 的局部多项式回归方程和核密度非参数估计方法进行断点回归估计,以最小化平方误差为标准来确定最优带宽,并将最优带宽扩至200%的范围以检验结果的稳健性^③. 表3 报告了16市边界下的断点回归模型估计结果. 可以发现,长三角一体化边界虚拟变量的系数在表3列(1)~列(3)均在1%的水平上显著为

正,即长三角一体化显著提高了COD和SO₂的污染集聚程度. 这说明总体上长三角一体化边界会产生正向的工业污染集聚差异,且这种正向的边界效应不会由于带宽变动和控制变量引入而发生变动. 根据 Han 等^[20] 的结论,长三角作为中国最大的城市群,其在区域一体化发展过程中虽然能够实现快速的经济增长,但也消耗了大量的能源

③ 表3和表4中的实证结果均为一阶多项式断点回归估计结果. 为进一步提高估计结果的可信度,本文也进行了二阶多项式断点回归估计,其结果与一阶多项式断点回归估计结果高度一致. 限于篇幅,本文并未报告二阶多项式断点回归估计结果,有兴趣的读者可向作者索取.

资源,明显增大了该区域的污染排放规模与生态环境压力,因而产生了显著的正向工业污染集聚边界效应。

表4报告了2010年—2012年间22市边界下的断点回归模型估计结果。可以发现,长三角一体化边界虚拟变量的系数在表4列(1)~列(4)均不显著,说明长三角一体化对COD和SO₂的污染集聚没有产生显著影响,并未表现出明显的边界效应。因此,22市边界下,长三角一体化对工业污染集聚没有产生显著的促进作用,未显现出明显的边界效应,且这一结论并不会由于带宽变动和控制变量引入而发生变动,非参数估计结果稳健。

对比16市和22市边界下的断点回归模型估计结果,可以发现,无论对于COD还是SO₂,16市边界下工业污染集聚均显现出显著的正向边界效应,而22市边界下工业污染集聚的边界效应却并不明显。这说明扩容后长三角一体化对工业污染

集聚的促进作用有所削弱。导致扩容后工业污染集聚边界效应被削弱的原因可能有两个方面。其一,根据前文特征事实部分的分析结果,以盐城、淮安为代表的外围城市的污染集聚程度明显低于上海、南京等中心城市,而扩容政策使得长三角城市群吸纳了更多的外围城市,从而对中心城市乃至整个长三角地区产生了对污染集聚的“稀释效应”。其二,扩容政策的实施有助于各级政府统一政策目标,推动长三角地区形成整体性发展规划,甚至可以带动长三角地区的空间经济格局重构和产业结构调整,从而带来污染排放的均等化分布及平均污染集聚程度下降^[25]。因此,有必要进一步通过开展扩容政策的工业污染集聚效应评估,来对这一工业污染集聚的边界效应削弱现象进行溯源并探究其作用机制,从而为长三角一体化的良性发展提供重要的决策参考。

表3 16市边界下的断点回归模型估计结果

Table 3 Regression discontinuity model estimation results under the boundary of 16 cities

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	Pa_1		Pa_2	
带宽	h	$2h$	h	$2h$
T	0.028 36*** (6.304 5)	0.029 58*** (5.578 8)	0.056 95*** (4.205 0)	0.018 29 (1.031 7)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	1 960	1 960	1 960	1 960

注:括号中报告了 z 值;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著水平。

表4 22市边界下的断点回归模型估计结果

Table 4 Regression discontinuity model estimation results under the boundary of 22 cities

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	Pa_1		Pa_2	
带宽	h	$2h$	h	$2h$
T	0.020 73 (1.049 5)	0.009 99 (0.498 2)	-0.002 06 (-0.111 8)	-0.017 12 (-0.886 4)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	840	840	840	840

注:括号中报告了 z 值。

中国企业污染数据库提供了占中国主要污染物排放总量85%的企业的工业产值、能源投入、

污染排放等信息。因此,为了避免中国企业污染数据库样本缺失问题导致的潜在测度偏误,本文进

一步使用《中国城市统计年鉴》报告的相关数据测度了城市工业废水和SO₂的污染集聚程度,并重新进行了断点回归,其结果验证了前文结论的稳健性。

为了排除地理距离和经济集聚变量的测度偏误对估计结果可能产生的影响,本文进一步通过替换相关度量指标进行了稳健性检验,得到的结论与前文16市和22市边界下的断点回归模型估计结果高度一致^④。对于地理距离变量,鉴于质心并未考虑城市内部经济发展的不均衡性,本文进一步以城市政府所在地作为城市中心测度了地理距离,并以其为运行变量重新进行断点回归估计。对于经济集聚变量,其计算所需数据中的城市总产出中的农业产出受自然条件影响较大,可能会引致变量测度偏误。为此,本文进一步使用非农产出计算了经济集聚变量^[22],并替换由总产出计算得到的经济集聚变量而重新进行了断点回归

估计。

另外,断点回归估计的有效性还取决于两方面假设。一方面,运行变量本身应不受人为操纵。由于本文使用的运行变量为地理距离,是由自然先天决定的,不存在人为影响导致的内生性问题,因此满足此假设要求。另一方面,断点回归估计应满足平滑性假设,即政策冲击是因变量在断点处产生跳跃的唯一因素。表5和表6分别报告了16市边界下和22市边界下的特征变量平滑性检验结果,即人口密度、城市化、外商直接投资、产业结构、基础设施建设、政府干预这些城市层面重要特征变量在断点前后的情况。可以看出,无论是在16市边界下,还是在22市边界下,6个特征变量的系数均不显著,即在断点处都没有出现明显的跳跃,通过了平滑性检验。这表明本文采用断点回归法来评估区域一体化的工业污染集聚效应是合适的。

表5 16市边界下的特征变量平滑性检验结果

Table 5 Smoothing test results of characteristic variables under the boundary of 16 cities

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>Dens</i>	<i>Urb</i>	<i>Fdi</i>	<i>Ins</i>	<i>Inf</i>	<i>Gi</i>
<i>T</i>	7.733 6 (1.393 7)	0.498 16 (1.431 5)	-0.000 49 (0.336 0)	-0.048 55 (-0.587 0)	-0.019 18 (-0.964 2)	0.000 33 (1.453 5)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1 960	1 960	1 960	1 960	1 960	1 960

注:括号内为稳健(robust)标准误差。

表6 22市边界下的特征变量平滑性检验结果

Table 6 Smoothing test results of characteristic variables under the boundary of 22 cities

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>Dens</i>	<i>Urb</i>	<i>Fdi</i>	<i>Ins</i>	<i>Inf</i>	<i>Gi</i>
<i>T</i>	-4.631 3 (-0.192 7)	0.180 52 (0.052 5)	0.023 64 (1.450 1)	0.444 23 (0.463 4)	-0.037 82 (-1.049 1)	0.022 98 (0.473 7)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	840	840	840	840	840	840

注:括号内为稳健(robust)标准误差。

3.2 双重差分模型估计结果

为辨别长三角扩容政策工业污染集聚效应的

共同趋势与区域差异,本文将样本划分为整体城市、原位城市、新进城市三组进行实证检验^[19]。表

④ 限于篇幅,本文并未报告断点回归的稳健性检验结果,有兴趣的读者可向作者索取。

7 报告了长三角扩容工业污染集聚效应双重差分模型回归结果. 对于整体城市, 扩容政策虚拟变量系数在表 7 列(1)和列(2)显著为负, 说明长三角扩容能够有效抑制整体城市的 COD 污染集聚和 SO₂ 污染集聚, 从而证明了假说 1 的成立. 对于原位城市, 扩容政策虚拟变量系数在表 7 列(3)和列(4)显著为负, 说明长三角扩容能够显著抑制 COD 污染集聚和 SO₂ 污染集聚, 与整体城市回归结果相比保持了高度一致性. 对于新进城市, 扩容政策虚拟变量系数在表 7 列(5)和列(6)并不显著. 这说明在新进城市, 长三角扩容对工业污染集聚的抑制作用并不明显.

长三角扩容对于原位城市的环境改善作用明显强于新进城市的原因可能有以下几方面. 首先, 新进城市之所以加入长三角区域联盟, 是为了获得更多经济发展的机会, 在这种经济追求下地方政府倾向于放松环境规制以换取经济增长, 甚至为了争夺发展机会出现环境规制“逐底竞争”的情况. 其次, 长三角扩容政策引导了长三角地区区

域经济发展规划与产业发展布局方向, 新进城市会接纳长三角地区产业链低端产业而发挥产业承接作用, 致使污染由原位城市向新进城市扩散与迁移, 从而导致区域一体化扩容在新进城市的环境收益未能充分体现, 甚至存在加剧新进城市环境压力的风险. 例如, 自安徽部分城市融入长三角后, 2010 年国务院正式批复皖江城市带承接产业转移示范区, 其承接的产业转移中化工、轻纺、传统制造、原材料等污染型行业占有较大比重, 这些行业都是污染排放的重要来源. 最后, 区域一体化扩容虽然能够提高资源配置效率、实现规模经济、促进技术溢出, 有利于节能减排的实现; 但新进城市相对于原位城市, 其经济发展基础较差、配套设施不完备、环保技术落后、产业布局有待优化, 可能导致区域一体化扩容环境正外部性的发挥受限. 综上, 长三角扩容对工业污染集聚的影响整体表现为抑制效应, 但这种抑制效应会由于城市类型的不同而存在差异, 其对原位城市工业污染集聚的抑制作用明显高于新进城市.

表 7 长三角扩容工业污染集聚效应双重差分模型估计结果

Table 7 Difference-in-differences model estimation results of the industrial pollution agglomeration effect from the enlargement of the Yangtze River Delta region

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
城市类型	整体城市		原位城市		新进城市	
被解释变量	Pa_1	Pa_2	Pa_1	Pa_2	Pa_1	Pa_2
El	-0.989*** (-8.74)	-0.741*** (-5.58)	-1.302*** (-10.01)	-1.038*** (-6.80)	-0.0956 (-0.47)	-0.00499 (-0.02)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
调整的 R^2	0.7910	0.7546	0.7920	0.7553	0.7781	0.7442
观测值	2800	2800	2740	2740	2640	2640

注: 括号中报告了 t 值; ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平.

表 8 报告了长三角扩容工业污染集聚效应平行趋势检验结果. 其中列(1)和列(2)报告了全样本的平行趋势检验结果, 表 8 列(3)和列(4)报告了剔除直辖市后的平行趋势检验结果. 可以看出, 在控制了年份和城市固定效应的情况下, 除了表 8 列(4), 政策实施年份 2010 年之前, 长三角扩容政策都基本未对工业污染集聚产生显著性检验, 而 2010 年之后, 长三角扩容政策对工业污染集聚产生了显著的负向影响. 这说明平行趋势假

设成立, 排除了实施扩容政策之前的其他因素干扰研究结论的可能, 从而证明了本文的双重差分模型估计结果是可信的. 此外, 为了避免中国企业污染数据库样本缺失问题导致的潜在测度偏误, 本文进一步使用《中国城市统计年鉴》报告的相关数据指标重新进行了参数估计, 并获得了一致的研究结论, 从而验证了双重差分模型估计结果的稳健性. 最后, 由于双重变化模型放宽了双重差分模型的前提条件, 能够在无需

满足平行趋势假设的条件下,得到可信的平均处理效应估计量,因而进一步使用双重变化模型进行参数估计,其结果与双重差分模型的估计结果高度一致^⑤。

表8 平行趋势检验结果

Table 8 Parallel trend test results

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	Pa_1	Pa_2	Pa_1	Pa_2
<i>EI</i> 2003	-0.367 (-1.26)	-0.284 (-0.76)	-0.294 (-0.99)	-0.133 (-0.35)
<i>EI</i> 2004	-0.448 (-1.56)	-0.061 0 (-0.17)	-0.417 (-1.42)	0.050 5 (0.14)
<i>EI</i> 2005	-0.288 (-1.02)	0.081 1 (0.22)	-0.261 (-0.91)	0.149 (0.41)
<i>EI</i> 2006	-0.109 (-0.40)	-0.527 (-1.49)	-0.139 (-0.49)	-0.645 * (-1.79)
<i>EI</i> 2007	-0.153 (-0.56)	-0.570 (-1.62)	-0.201 (-0.71)	-0.693 * (-1.94)
<i>EI</i> 2008	-0.056 8 (-0.21)	-0.299 (-0.86)	-0.081 0 (-0.29)	-0.325 (-0.92)
<i>EI</i> 2009	-0.042 4 (-0.16)	-0.158 (-0.45)	-0.046 6 (-0.17)	-0.207 (-0.58)
<i>EI</i> 2010 +	-1.803 *** (-7.66)	-0.924 *** (-3.07)	-1.745 *** (-7.24)	-0.781 ** (-2.55)
控制变量	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
调整的 R^2	0.788 8	0.746 7	0.785 7	0.743 1
N	2 800	2 800	2 760	2 760

注: 括号中报告了 t 值; ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平。

4 机制分析

长三角扩容政策会在战略规划层面扩大长三角一体化范围,重塑长三角经济集聚与产业集聚的空间格局,从而对工业污染集聚的空间分布产生深刻影响。表9报告了长三角扩容政策工业污染集聚效应中介机制的检验结果。可以发现,在经济集聚被视为中介变量,当COD污染集聚被视为被解释变量的条件下,扩容政策虚拟变量系数在表9列(1)~列(3)均显著为负,且列(3)中扩容政策的系数的绝对值较列(1)有所下降,列(3)中经济集聚变量系数显著为正,符合中介变量的判

断标准,说明虽然经济集聚会显著促进工业污染集聚,但长三角扩容政策会通过抑制长三角地区经济集聚从而对工业污染集聚产生抑制作用。这印证了假说2关于经济集聚中介效应的说法。长三角扩容政策的实施会促进生产要素有效地跨区域流动,在空间上引致区域间经济格局的重构^[16],引致长三角各地区之间的相对经济集聚程度发生变化,促进区域内部经济的均等化与合理化分布。具体而言,长三角扩容政策可能会促使经济集聚重心向新进城市偏移,从而缓解中心城市由于经济发展引致的环境压力。

当产业专业化分工被视为中介变量,且将COD和SO₂污染集聚作为被解释变量时,扩容政

⑤ 限于篇幅,本文并未报告双重差分模型的稳健性检验结果,有兴趣的读者可向作者索取。

策虚拟变量系数在表9列(1)~列(6)均显著为负,且当以SO₂污染集聚作为被解释变量时,表9列(6)中扩容政策的系数的绝对值较表9列(4)有所下降,而表9列(6)中产业专业化分工变量系数显著为正,符合中介变量的判断标准,说明虽然长三角地区产业专业化分工对工业污染集聚表现出显著的促进作用,而长三角扩容政策能够通过抑制产业专业化分工从而带来正面的环境影响。Han等^[20]指出,产业集群形成的初期不仅伴随着大规模的能源资源消耗与污染排放,而且其技术溢出效应、规模经济效应、节能减排效应等尚未被有效激发,只有行业集聚水平超过一定“阈

值”时,集聚经济专业化分工的节能减排效应才会显现,这导致现阶段长三角地区的产业专业化分工加剧了工业污染集聚。而长三角扩容政策能够打破行政藩篱与地方壁垒,使更大范围的产业空间转移成为可能,推进了各区域间的产业对接协作,促进长三角各城市依据自身优势纷纷发展各自特色产业并形成各具特色的产业园区与产业集群。但是,扩容政策实施带来的产业转移与技术转移可能伴随着关键技术人员的流出与整体专业能力的下降,从而使产业专业化分工水平降低,产生“扩散效应”,表现为扩容政策对产业专业化分工明显的负向影响。

表9 长三角扩容工业污染集聚效应作用机制估计结果

Table 9 Mechanism estimation results of the industrial pollution agglomeration effect from the enlargement of the Yangtze River Delta region

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$M = Ea$						
被解释变量	Pa_1	M	Pa_1	Pa_2	M	Pa_2
El	-1.006 *** (-8.89)	-0.049 ** (-2.22)	-0.989 *** (-8.74)	-0.746 *** (-5.62)	-0.049 ** (-2.22)	-0.741 *** (-5.58)
M			0.363 *** (3.52)			0.100 (0.82)
$M = Is$						
被解释变量	Pa_1	M	Pa_1	Pa_2	M	Pa_2
El	-0.989 *** (-8.74)	-0.401 ** (-2.16)	-0.989 *** (-8.74)	-0.742 *** (-5.58)	-0.401 ** (-2.16)	-0.741 *** (-5.58)
M			0.057 ** (2.43)			0.075 *** (2.70)
$M = Id$						
被解释变量	Pa_1	M	Pa_1	Pa_2	M	Pa_2
El	-0.989 *** (-8.75)	0.001 (0.17)	-0.989 ** (-8.74)	-0.742 *** (-5.58)	0.001 (0.17)	-0.741 *** (-5.58)
M			-0.647 ** (-1.97)			-0.511 (-1.32)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	2 800	2 800	2 800	2 800	2 800	2 800

注: 括号中报告了 t 值; ***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平。

当产业多样化分工被视为中介变量时,扩容政策系数在表9列(2)、列(5)均不显著,不符合中介变量的标准,说明虽然产业多样化分工有利于缓解工业污染集聚,但长三角扩容政策却无法

通过产业多样化分工促进这种环境正外部性的发挥。根据产业集聚理论,在产业发展的初期,产业多样化分工相比产业专业化分工更容易产生积极作用^[35]。但是,长三角扩容政策无法显著促进区

域间的产业多样化分工. 扩容政策作为推进区域一体化的先导政策与关键政策,能够引导长三角各地方政府重新布局区域经济与产业发展规划. 但长期以来,长三角地区各城市相似的资源禀赋与产业发展环境引致了较为严重的产业同构现象,这种“比较优势陷阱”会造成扩容政策在协调区域内部产业重构与产业多样化分工方面存在较大阻碍,难以有效规避区域内部“重复建设”与“恶性竞争”问题,从而不利于推进节能减排与环境治理^[25].

5 结束语

本文基于2003年—2012年中国280座地级及以上城市的面板数据,聚焦于2010年实施的代表性长三角扩容政策,从长三角边界效应和扩容影响两个维度,考察了中国区域一体化的工业污染集聚效应及其作用机制. 研究发现,长三角一体化边界两侧存在明显的工业污染集聚断点,长三角一体化内部的城市工业污染集聚程度明显高于长三角一体化外部城市. 更重要的是,随着长三角一体化边界由16市扩容至22市,长三角的工业污染集聚边界效应不再明显,说明长三角扩容存在抑制工业污染集聚的潜力,其环境正外部性已经开始显现. 长三角一体化边界扩大即扩容会显著改善长三角地区的工业污染集聚,并且这种抑制效应会由于城市不同而存在差异. 具体而言,其对原位城市工业污染集聚的抑制作用明显高于新进城市. 对于经济集聚机制,现阶段长三角地区经济集聚对工业污染集聚表现出明显的促进作用;而长三角扩容降低了长三角地区的经济集聚,从而有效抑制了长三角地区的工业污染集聚. 对于产业分工机制,目前长三角地区的产业多样化分工环境正外部性已经凸显,而产业专业化分工的深化却会显著加剧工业污染集聚;长三角扩容抑制了长三角地区的产业专业化分工,产生了正面的环境影响,但是产业多样化分工的中介效应却并不明显.

上述研究结论具有重要的政策含义.

第一,推进区域经济和生态环境的“双维一体化”. 区域一体化政策应致力于打造具有“绿色”属性的区域高质量发展格局,助力于区域协调发展战略与生态文明建设战略的有效实施. 为此,在顶层设计方面,应在制定区域经济合作规划时,注意加强区域间空间生态共保与环境协同治理力度,着重鼓励和引导新能源产业等环境友好型产业入驻,从而促进产业结构和要素结构的“绿色”升级;在具体实践方面,应注重发挥外围城市在推动城市群节能减排、环境保护与可持续发展方面的潜力,尤其要提高区域间环保标准的一致性,增加对外围城市环境保护与污染治理基础设施的投资与建设,以避免扩容政策引致区域内部的空间污染转移而增大外围城市的环境风险;在保障机制方面,应设立并利用好城市间协调与监管机构进行系统调控,在区域间经济合作、产业结构升级和环保标准制定等方面形成联合管控的良性局面.

第二,激发经济集聚的节能减排效应. 在区域一体化加速推进的背景下,合理的经济集聚空间分布是体现“一盘棋”思想和“整体性”布局的关键,更是实现区域节能减排与环境保护的必要条件. 因此,应在规划设计、土地政策、财税分享、投资管理等多个方面,积极探索区域间经济协同发展的制度创新和政策突破,形成经济高质量发展跨区域联动模式,推动区域内部达到经济集聚的最优状态,提升区域经济的运行效率与质量,以期有效发挥规模经济的节能减排效应. 同时,应重视区域一体化推进过程中“低质量经济”的演变趋势与迁移动向,加速“低质量经济”的转型与升级,强化新进城市的污染控制与处理设施建设,促使区域经济发展与环境保护能力协同推进.

第三,优化区域内部产业分工布局. 首先,要加强创新链与产业链的跨区域协同,依托创新链的培植提升产业链的发展能级,加快高端产业对低端产业的汰换,从而激发区域内部产业专业化分工的环境正外部性. 其次,应根据各区域的发展特色进行产业多样化分工,开展产业深度对接合作,形成上下游产业联动机制,构建完善的产品价

值链,以发挥区域内部产业多样化分工的环境正外部性.再次,应积极促进区域内部产业集群的转型升级与高质量发展,推动集群内部环保产业发展,构建园区绿色管理体系,激发产业分工的规模经济效应和绿色技术溢出效应.最后,应兼顾不同

区域的产业发展速度与环境承载力,尤其要通过完善产业承接配套设施来提升产业清洁生产水平,以应对产业集群形成初期易于出现的能源消耗增加、新进城市环保设施建设滞后所导致的污染加剧问题.

参 考 文 献:

- [1] Campos N F, Coricelli F, Franceschi E. Institutional integration and productivity growth: Evidence from the 1995 enlargement of the European Union[J]. *European Economic Review*, 2022, (142): 104014.
- [2] Jordan P. EU enlargement, the new central European member states, and Austria[J]. *Eurasian Geography & Economics*, 2006, 47(6): 662–682.
- [3] Elsner B. Emigration and wages: The EU enlargement experiment[J]. *Journal of International Economics*, 2013, 91(1): 154–163.
- [4] He W J, Wang B, Khan D, et al. Will regional economic integration influence carbon dioxide marginal abatement costs? Evidence from Chinese panel data[J]. *Energy Economics*, 2018, (74): 263–274.
- [5] Duarte R, Serrano A. Environmental analysis of structural and technological change in a context of trade expansion: Lessons from the EU enlargement[J]. *Energy Policy*, 2021, (150): 112142.
- [6] Skjærseth J B, Wettstad J. Making the EU emissions trading system: The European commission as an entrepreneurial epistemic leader[J]. *Global Environmental Change*, 2010, 20(2): 314–321.
- [7] Chen X, Huang B. Club membership and transboundary pollution: Evidence from the European Union enlargement[J]. *Energy Economics*, 2016, (53): 230–237.
- [8] 陈运森, 韩慧云, 陈德球. 区域一体化战略、社会网络与商业信用——基于京津冀一体化的证据[J]. *管理科学学报*, 2023, 26(3): 69–92.
Chen Yunsen, Han Huiyun, Chen Deqiu. Regional integration strategy, social network and trade credits: Evidence from Beijing-Tianjin-Hebei integration[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2023, 26(3): 69–92. (in Chinese)
- [9] 吴群锋, 刘冲, 刘青. 国内市场一体化与企业出口行为——基于市场可达性视角的研究[J]. *经济学(季刊)*, 2021, 21(5): 1639–1660.
Wu Qunfeng, Liu Chong, Liu Qing. Domestic market integration and firm export behavior: A research based on market access approach[J]. *China Economic Quarterly*, 2021, 21(5): 1639–1660. (in Chinese)
- [10] Pan X F, Guo S C. Dynamic decomposition and regional differences of urban energy ecological footprint in the Yangtze River Delta[J]. *Journal of Environmental Management*, 2023, (326): 116698.
- [11] Bjorvatn K. Third world regional integration[J]. *European Economic Review*, 1999, 43(1): 47–64.
- [12] 唐为. 要素市场一体化与城市群经济的发展——基于微观企业数据的分析[J]. *经济学(季刊)*, 2021, 21(1): 1–22.
Tang Wei. Factor market integration and the development of China's urban clusters: An analysis based on micro-firm dataset[J]. *China Economic Quarterly*, 2021, 21(1): 1–22. (in Chinese)
- [13] Berkowitz D, Dejong D N. Regional integration: An empirical assessment of Russia[J]. *Journal of Urban Economics*, 2003, 53(3): 541–559.
- [14] He Q, Zhang C, Zhu W. Does currency matter for regional trade integration? [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2021, (76): 1219–1234.
- [15] Boubakri S, Guillaumin C. Regional integration of the East Asian stock markets: An empirical assessment[J]. *Journal of*

- International Money & Finance, 2015, (57): 136 – 160.
- [16] 黄新飞, 陈珊珊, 李 腾. 价格差异、市场分割与边界效应——基于长三角 15 个城市的实证研究[J]. 经济研究, 2014, 49(12): 18 – 32.
- Huang Xinfei, Chen Shanshan, Li Teng. Price difference, market segmentation and boundary effect: An empirical study of 15 cities in the Yangtze River Delta[J]. Economic Research Journal, 2014, 49(12): 18 – 32. (in Chinese)
- [17] 吴 俊, 杨 青. 长三角扩容与经济一体化边界效应研究[J]. 当代财经, 2015, (7): 86 – 97.
- Wu Jun, Yang Qing. A study of scope expansion and boundary effect of economic integration in the Yangtze River Delta [J]. Contemporary Finance & Economics, 2015, (7): 86 – 97. (in Chinese)
- [18] 刘乃全, 吴 友. 长三角扩容能促进区域经济共同增长吗[J]. 中国工业经济, 2017, (6): 79 – 97.
- Liu Naiquan, Wu You. Can the enlargement in the Yangtze River Delta boost regional economic common growth[J]. China Industrial Economics, 2017, (6): 79 – 97. (in Chinese)
- [19] Baycan I O. Air pollution, economic growth, and the European Union enlargement[J]. International Journal of Economics & Finance, 2013, 5(12): 121 – 126.
- [20] Han F, Xie R, Lu Y, et al. The effects of urban agglomeration economies on carbon emissions: Evidence from Chinese cities[J]. Journal of Clean Production, 2018, (172): 1096 – 1110.
- [21] Wen L J, Chatalova L, Gao X, et al. Reduction of carbon emissions through resource-saving and environment-friendly regional economic integration: Evidence from Wuhan metropolitan area, China [J]. Technological Forecasting & Social Change, 2021, (166): 120590.
- [22] 邵 帅, 张 可, 豆建民. 经济集聚的节能减排效应: 理论与中国经验[J]. 管理世界, 2019a, 35(1): 36 – 60.
- Shao Shuai, Zhang Ke, Dou Jianmin. Effects of economic agglomeration on energy saving and emission reduction: Theory and empirical evidence from China[J]. Management World, 2019a, 35(1): 36 – 60. (in Chinese)
- [23] Young A. The razor's edge: Distortions and incremental reform in the People's Republic of China[J]. Quarterly Journal of Economics, 2000, 115(4): 1091 – 1135.
- [24] 李 强, 丁春林, 宋国豪. 城市蔓延与生产率: 促进还是抑制? ——基于夜间灯光数据的分析[J]. 管理科学学报, 2021, 24(3): 45 – 62.
- Li Qiang, Ding Chunlin, Song Guohao. Urban sprawl and productivity: Promotion or suppression?: Analysis based on night light data[J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(3): 45 – 62. (in Chinese)
- [25] 范剑勇. 长三角一体化、地区专业化与制造业空间转移[J]. 管理世界, 2004, (11): 77 – 84.
- Fan Jianyong. Integration, regional specialization and spatial transfer of manufacturing in the Yangtze River Delta [J]. Management World, 2004, (11): 77 – 84. (in Chinese)
- [26] Sala-I-Martin X. The classical approach to convergence analysis[J]. Economic Journal, 1995, (106): 1019 – 1036.
- [27] Capello R. Regional Economics[M]. London: Routledge, 2006.
- [28] Ciccone A, Hall R E. Productivity and the density of economic activity[J]. American Economic Review, 1996, 86(1): 54 – 70.
- [29] Verhoef E T, Nijkamp P. Externalities in urban sustainability: Environmental versus localization-type agglomeration externalities in a general spatial equilibrium model of a single-sector monocentric industrial city[J]. Ecological Economics, 2002, 40(2): 157 – 179.
- [30] Marshall A, Guillebaud C W. Principles of Economics: An Introductory Volume[M]. London: Palgrave Macmillan, 1961.
- [31] Jacobs J. The Economy of Cities[M]. New York: Vintage Books, 1969.
- [32] 苏丹妮, 盛 斌. 产业集聚、集聚外部性与企业减排——来自中国的微观新证据[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(5): 1794 – 1816.
- Su Danni, Sheng Bin. Industrial agglomeration, agglomeration externalities, and firm emission reduction: New micro-evidence from China[J]. China Economic Quarterly, 2021, 21(5): 1794 – 1816. (in Chinese)

- [33]孙鹏博,葛力铭,杨晨.生产性服务业和工业空间协同集聚对中国工业碳排放的影响[J].环境经济研究,2023,8(1):1-28.
Sun Pengbo, Ge Liming, Yang Chen. Spatial collaborative agglomeration of productive services and industry and its impact on industrial carbon emissions in China[J]. Journal of Environmental Economics, 2023, 8(1): 1-28. (in Chinese)
- [34]Enrenfeld J. Putting the spotlight on metaphors and analogies in industrial ecology[J]. Journal of Industrial Ecology, 2003, 7(1): 1-4.
- [35]李金瀚,宋德勇.专业化、多样化与城市集聚经济——基于中国地级单位面板数据的实证研究[J].管理世界,2008,(2):25-34.
Li Jinyan, Song Deyong. Specialization, diversification and urban agglomeration economy: An empirical study based on the prefecture-level panel data in China[J]. Management World, 2008, (2): 25-34. (in Chinese)
- [36]Almond D, Chen Y, Greenstone M, et al. Winter heating or clean air? Unintended impacts of China's Huai River policy [J]. American Economic Review, 2009, 99(2): 184-190.
- [37]O'Donoghue D, Gleave B. A note on methods for measuring industrial agglomeration[J]. Regional Studies, 2004, 38(4): 419-427.
- [38]Combes P P. Economic structure and local growth: France, 1984-1993[J]. Ecological Economics, 2000, 47(3): 329-355.
- [39]Li Z, Shao S, Shi X P, et al. Structural transformation of manufacturing, natural resource dependence, and carbon emissions reduction: Evidence of a threshold effect from China[J]. Journal of Clean Production, 2019, (206): 920-927.
- [40]范子英,赵仁杰.法治强化能够促进污染治理吗?——来自环保法庭设立的证据[J].经济研究,2019,54(3):21-37.
Fan Ziying, Zhao Renjie. Does rule of law promote pollution control?: Evidence from the establishment of the environmental court[J]. Economic Research Journal, 2019, 54(3): 21-37. (in Chinese)
- [41]Martínez-Zarzoso I. The impact of urbanization on CO₂ emissions: Evidence from developing countries[J]. Ecological Economics, 2011, 70(7): 1344-1353.
- [42]邵帅,李欣,曹建华.中国的城市化推进与雾霾治理[J].经济研究,2019b,54(2):148-165.
Shao Shuai, Li Xin, Cao Jianhua. Urbanization promotion and haze pollution governance in China[J]. Economic Research Journal, 2019b, 54(2): 148-165. (in Chinese)
- [43]Cole M A, Elliott R J R, Okubo T. Trade, environmental regulations and industrial mobility: An industry-level study of Japan[J]. Ecological Economics, 2010, 69(10): 1995-2002.
- [44]Grey K, Brank D. Environmental issues in policy-based competition for investment: A literature review[J]. Ecological Economics, 2002, (11): 71-81.
- [45]Muhammad S, Pan Y, Agha M H, et al. Industrial structure, energy intensity and environmental efficiency across developed and developing economies: The intermediary role of primary, secondary and tertiary industry[J]. Energy, 2022, (247): 123576.
- [46]张国兴,刘薇,保海旭.多重环境规制对区域产业结构变动的时滞效应[J].管理科学学报,2020,23(9):95-107.
Zhang Guoxing, Liu Wei, Bao Haixu. Study on the time-lag effect of multiple environmental regulation policies on regional industrial structure change[J]. Journal of Management Sciences in China, 2020, 23(9): 95-107. (in Chinese)
- [47]邵帅,杨莉莉.自然资源丰裕、资源产业依赖与中国区域经济增长[J].管理世界,2010,(9):26-44.
Shao Shuai, Yang Lili. Abundant natural resources, resource-based industry dependence and China's regional economic growth[J]. Management World, 2010, (9): 26-44. (in Chinese)
- [48]Calonico S, Cattaneo M D, Titiunik R. Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs[J]. Econometrica, 2014, (82): 2295-2326.

The industrial pollution agglomeration effect of regional integration: Evidence from the boundary and enlargement effects in China's Yangtze River Delta

SHAO Shuai^{1,2}, XU Le^{3*}, FAN Mei-ting⁴

1. School of Economics and Management, Tongji University, Shanghai 200092, China;
2. Laboratory of High Quality Urban Development and Strategic Decision, Tongji University, Shanghai 200092, China;
3. Institute of Free Trade Zone, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;
4. School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China

Abstract: Exploring the industrial pollution agglomeration effect of regional integration addresses the collaborative implementation of regional coordinated development and ecological civilization construction strategies. By matching the pollution data of Chinese enterprises from 1998 to 2012 to the city level, this paper uses the regression discontinuity method and the difference-in-differences model to investigate the overall effect of regional integration on industrial pollution agglomeration, as well as the differences between incumbent and entrant cities, from the perspectives of the boundary and enlargement effects in China's Yangtze River Delta (YRD) region. In particular, two mechanisms of the pollution agglomeration effect: economic agglomeration and industrial division are examined. The results show a clear discontinuity in industrial pollution agglomeration (i. e., a positive industrial pollution agglomeration boundary effect) at the boundary of the YRD region. Fortunately, the enlargement of the YRD region significantly inhibits industrial pollution agglomeration, and such an inhibiting effect varies with different types of cities. In detail, the inhibiting effect on the agglomeration of chemical oxygen demand and sulfur dioxide is significantly stronger in incumbent cities than in entrant cities. The mechanism analysis reveals that economic agglomeration promotes industrial pollution agglomeration, whereas the expansion of the YRD region curbs it by reducing economic agglomeration. Meanwhile, although industrial diversification in the YRD region increases industrial pollution agglomeration, the enlargement reduces industrial pollution agglomeration by inhibiting industrial specialization.

Key words: regional integration; industrial pollution agglomeration; enlargement in the YRD region; regression discontinuity method; difference-in-differences model