

洋垃圾进口禁令与区域环境污染

肖 挺 叶 浩*

摘 要: 本文以中国在 2017 年颁布的洋垃圾进口禁令为准自然实验,利用中国固废化学品管理网数据研究发现,洋垃圾进口禁令的实施使得城市污染指数平均下降了 16.8%,且该效应与洋垃圾的进口规模正向关联。进口禁令得以生效的中间机制在于促进企业的绿色产出和政府的环保关注度。该政策效应对于地理邻接地区具有显著的空间溢出影响,且有效的地理阈值在 350 千米以内。

关键词: 洋垃圾;进口禁令;城市环境

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2025.04.13

一、引 言

改革开放以来,我国对于经济“三驾马车”之一的外贸依赖程度屡创新高,外贸成为改善经济发展方式、推动产业结构调整优化的重要推手。但作为外贸活动中的阴影部分,洋垃圾的输入也是外贸频度不断增长下的一个难以回避的问题。发达经济体将发展中国家作为自身工业化过程中倾泻垃圾的“污染天堂”(Levinson and Taylor, 2008;李小平和卢现祥,2010),这一现象由来已久。作为世界贸易大国,我国不可避免地也面临着洋垃圾输入给生态环境带来的安全威胁。如我国汕头市的贵屿镇在 2010 年通过进口的废旧电子电器等废弃物回收加工利用量达 220 万吨,产值高达 50 亿元,十余万人口中的四成人口从事与洋垃圾有关的工作。^① 海外工业垃圾的大规模流入使得该地区的土壤重金属超标数十乃至上千倍,水源强酸化,当地的整体生态环境已然严重失衡(王树文等,2016)。而传统的环境规制措施却无法减缓由于国际贸易带来的污染物排放,部分地区的生态环境在洋垃圾的冲击下遭到极大破坏。

在此背景下,我国政府于 2017 年 7 月 18 日审议通过了《关于禁止洋垃圾入境推进固体废物进口管理制度改革实施方案》(以下简称洋垃圾进口禁令),通过逐步调整进口固体废物管理目录,实现对固体废弃物进口量的控制,在 2014—2020 年间的进口降幅超 80%,减少洋垃圾进口总量达 3 576 万吨。考虑到近年来我国正处于经济转型期,大量低端的高污染高能耗行业正在被剥离出我国的工业体系。因此,识别洋垃圾进口禁令对环

* 肖挺,江西财经大学数字经济学院;叶浩,江西财经大学国际经济与政治学院。通信作者及地址:叶浩,江西省南昌市新建区双港东大街 169 号江西财经大学,330013;电话:15797963208;E-mail:yhtt324@163.com。作者感谢本刊匿名审稿专家的建设性意见,以及国家自然科学基金地区项目(72262015)的资助。

① 参见 <https://news.sina.com.cn/s/2018-05-15/doc-ihapkvum2105142.shtml>,访问时间:2024 年 5 月 24 日。

境造成的作用效果势必存在大量的混杂干扰因子,需要通过经验研究被有效地析出。

基于此,本文使用中国固废化学品管理网所提供的企业固体废弃物进口记录数据,以洋垃圾进口禁令的颁布为准自然实验,使用 DID、强度 DID 以及空间 DID 模型实证分析了洋垃圾进口禁令实施对城市环境的影响及其机制。为了缓解可能出现的内生性问题,本文使用 Bartik 工具变量、倾向得分匹配(PSM)以及 Heckman 两阶段方法来增强本文结论的可靠性。此外,在机制检验中,本文使用预测机制变量与滞后项工具变量相结合的方法排除传统两步法可能存在的不足。

本文的研究结果表明,洋垃圾进口禁令的实施既有助于降低城市的综合污染指数,也有利于提升其环境达标指数,此效应与洋垃圾进口强度正向关联且对于废水污染的减排效应最为明显。对城市资源基础的异质性检验发现,较之于港口城市,非港口城市从洋垃圾进口禁令中获益更为显著,而资源型城市和非资源型城市均获得明显的政策效应。机制检验表明,洋垃圾进口禁令实施能够通过提升企业绿色创新产出和增强政府及公众的环保关注来推动城市环境质量的改善。空间 DID 模型的检验结果发现,洋垃圾进口禁令所带来的污染抑制对于地理相邻地区具有明显的溢出效应,且有效的地理距离阈值为 350 千米之内。

二、文 献 综 述

与本文主题直接相关的第一支文献是关于洋垃圾入境对输入国生态环境造成的影响的研究。Paraschiv(2015)认为各国废弃物的管理规定存在着显著差异,但这些规则则不阻碍危险废物的自由流动,因而造成环境条件的扭曲和不公平。Sullivan(2014)提出电子废物对生态环境的全方位破坏,通过焚烧和掩埋等途经对弃置设备的处理会严重污染工业场所的土壤、水源和空气质量。Nkwachukwu et al.(2013)则指出,进口垃圾多由不可回收再利用的杂物组成,而使用未经减排的设备对其进行处理会产生大量的有害物质。国内研究方面,吴思斌(2014)指出国外电子垃圾流入造成的生态危害集中于重金属污染、废弃塑料污染、化学物质污染以及其他污染等四个方面。王树文等(2016)则进一步对洋垃圾造成污染的源头进行总结归类,包括废动植物产品、废纺织原料及制品等七大类型的污染物,并给出了相应的海关风险管控措施。

由于环境污染的负外部性,使得市场的参与主体缺乏足够的动力对污染环境的行为做出修正。因此,政府调控是弥补这种市场失灵的有效手段之一,第二支与本文相关的文献是关于政府环境法规对污染防控的作用的研究。政府采取环境监管措施的形式多样,如征收环境税、排污费以及实施排污权交易制度等(Du and Li, 2020),但本质均为限制企业在生产过程中的污染排放量。并且,Cheng et al.(2017)认为环境规制力度与环境质量的提升是正向关联的。值得一提的是,面向国内的环境法规可能难以调节海外贸易造成的环境污染,故洋垃圾进口禁令可以视作以一种贸易政策的形式颁布的环境规制。进口禁令的颁布对于环境规制的形式是一种有益补充,同时也有助于丰富污染避风港假说(Pollution Haven Hypothesis, PHH)的实质内涵。PHH 理论认为,污染密集型的工

业更有可能位于环境法规更为宽松的国家,两个潜在的实现途径则是绿地投资或直接出口(Kellenberg, 2012)。而洋垃圾等废弃物进口禁令的实施,是否意味着发展中国家的环境法规由宽松转向严苛,从而达成明显的污染收缩效果,这也是现有研究较为缺乏的部分。当前,关于中国洋垃圾进口禁令的研究多为定性讨论,或关注于其贸易效应(Brooks et al., 2018),或局限于单一视角如空气质量等(Shi and Zhang, 2023),对于这种特殊类型的环境规制如何影响一国的整体生态环境尚不得而知,且由于洋垃圾进口禁令实施对不同类型污染物排放所产生的异质性效应也未能做出有效区分,因此,当固体废物贸易被政策措施强行中止时,其对于进口国环境的影响以及其中的具体路径需要进一步讨论。

与本文相关的第三支文献则聚焦于城市污染物分布的空间视角。城市污染的非局部性使得研究不能以孤立眼光看待,即城市污染可能会通过大气环流、水源传递等自然因素(马丽梅和张晓,2014),以及产业转移、经济集聚、物流交通等经济机制向相关区域扩散或转移(向堃和宋德勇,2015;王兵和聂欣,2016)。空间集聚的具体特征则取决于对城市污染排放的作用机制。如金刚和沈坤荣(2018)指出,面对地方政府环境规制的执行互动,地理相邻城市加剧了企业污染排放的自选择效应,而经济相邻城市则缓解了企业污染排放的自选择效应。尽管洋垃圾进口禁令的颁布采用的是全国“一刀切”的形式,但其对于各个城市间污染排放的制止效应也可能存在地理区位和经济交流层面的空间联系。Li and Takeuchi(2023)发现,洋垃圾进口强度较高的城市并非全部位于港口城市,因此洋垃圾的处理流程无法避免港口城市的转运,而由于运输产生的碳排放可能高达30%以上(Wróbel et al., 2000)。另外,城市间污染的空间效应研究多集中于溢出效应,部分文献通过空间杜宾模型以及相关权重的构造来识别本地或异地规制对污染造成的联动效应(向堃和宋德勇,2015;韩超等,2016)。但少有研究从污染减排的视角,验证进口禁令这一类特殊环境规制措施所带来的空间效应,即由相关政策措施带来的减排效应是否也会带来邻近地区污染排放的协同。

与现有研究相比,本文的贡献体现在如下几个方面:第一,现有的研究中缺少从进口贸易带来的直接污染视角来考察区域环境问题,且多为定性研究或局限于环境问题的单一视角,而本文研究结论则从城市整体环境效应的角度丰富了环境规制领域的研究成果;第二,本文以洋垃圾进口禁令的实施为准自然实验,同时识别了其处理效应和中间机制,将环境法规实施的研判延伸至国际视角中的环境贸易措施,对于PPH理论是一种有益补充;第三,本文尝试识别了洋垃圾进口禁令对不同类型污染源生成的抑制效应,并从空间溢出视角探讨了洋垃圾进口禁令颁布带来的减排效应,使用空间计量技术对洋垃圾进口地区的地理关联城市的污染排放效应进行讨论。

三、研究设计

(一) 模型设定

本文基于2008—2021年城市面板数据使用双重差分法(Differences-in-Differences,

DID)考察以洋垃圾进口禁令颁布为标志的贸易环境规制加强如何影响城市环境。该禁令的颁布是经由中央政府制定、审议和实施的,而不会受到洋垃圾进口处理单位的干扰,因此洋垃圾进口禁令是一个良好的准自然实验。洋垃圾进口城市与非进口城市在进口禁令颁布前后的环境质量变化有无明显差异是本文关注的重点之一,故构建模型如式(1):

$$E_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}. \quad (1)$$

而为了考察洋垃圾进口禁令实施的空间溢出效应,本文进一步构建空间自回归模型如式(2),分析洋垃圾进口限制所带来城市空间污染分布的时空异质性特征:

$$E_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \sum w_{ij} E_{jt} + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

其中,下标 i, t 分别表示城市和年份, E_{it} 表示城市的环境质量,分别构建城市污染综合指数(负向指标)和城市环境达标指数(正向指标)综合表征;虽然进口禁令颁布在 2017 年 7 月,但由于实施执行在 2018 年初,为准确识别其处理效应, $Post_t$ 在 2018 年及之后设定为 1;在此之前为 0; $Treat_i$ 为洋垃圾进口的哑变量,在政策出台之前存在固体废物进口记录的城市设定为 1,其他非进口城市为 0; w_{ij} 为空间权重矩阵; $Controls_{it}$ 表示一系列城市层面的控制变量; $\mu_i, \lambda_t, \epsilon_{it}$ 分别表示城市固定效应、时间固定效应以及随机扰动项。

(二) 变量说明

1. 核心被解释变量

城市环境污染结果的类型是多样化的,在形式上的差异包括工业废水、工业二氧化硫、工业烟尘等。为了避免单一指标难以全面反映城市环境污染水平的问题,本文参考韩超等(2016)的做法,使用主成分分析法(Principal Component Analysis, PCA)计算和城市污染综合指数(Pul)来衡量城市环境的总体质量,这样做的好处是能对多个变量进行降维处理,提取其中的主成分信息,从而获得综合环境评价指数。具体而言,城市污染综合指数由工业废水排放量、工业二氧化硫排放量、工业烟尘排放量计算得出^①,并以城市环境达标指数(Ass)作为辅助性的检验,指标包括工业烟尘去除率、工业二氧化硫去除率、生活污水处理率、工业固体废物综合利用率以及生活垃圾无害化处理率。

2. 核心解释变量

核心解释变量主要由政策变量和年份变量的交互项构成。值得一提的是,在识别洋垃圾进口禁令颁布的处理效应时(普通 DID),控制组城市为洋垃圾进口之外的其他城市,即禁令实施前不存在洋垃圾进口记录的城市。而当识别洋垃圾进口强度时(强度 DID),处理变量的设定由禁令实施前三期的平均进口强度决定。

3. 控制变量

控制变量包括:①城市财政自主度(Gov),政府的财政预算水平与城市环保事业发展紧密相关,其财政自主度水平越高,越有助于公益性的环保投入(韩超等,2016),从而抑制污染物排放,以政府预算内支出占 GDP 比重表征。②城市人均生产总值($Pgdp$),反映出城市的经济发展水平,城市所处发展阶段与环境质量具有一定的关联性,以城市

① 污染排放量的相关指数可能因地区经济总量而异,为了消除这种内生差异,计算过程中先通过城市实际生产总值对城市污染综合指数进行单位化处理,再进行主成分分析。

GDP 总额和年末总人口之比的对数值表征。③产业结构(*Ind*),反映一个城市对工业的依赖程度,因为工业是产生环境污染的主要行业(上官绪明和葛斌华,2020),以第二产业占 GDP 比重表征。④外资竞争度(*Fdi*),用于表征城市外向型经济发展在全国的地位(陈诗一和陈登科,2018),是对 PHH 理论的另一种检验,采用地区实际利用外资总额占全国实际利用外资总额之比表征。⑤市场化指数(*Market*),反映出城市营商环境的总体质量,良好的营商环境更有助于洋垃圾处理企业的进一步转型,以樊纲等(2011)地区市场化指数表征。⑥人口规模(*Pop*),通过城市整体的人口数量反映市场规模的大小,在一定程度上可以表征环境承载压力来源的大小,以城市年末人口的对数值测度。⑦外贸依存度(*Ftd*),在一定程度上与洋垃圾进口规模正向关联,以城市进出口总额占 GDP 比重表征。

4. 空间权重矩阵

(1) 地理相邻矩阵:

$$W_1 = \begin{cases} w_{ij} = 1, & i \text{ 和 } j \text{ 相邻} \\ w_{ij} = 0, & i \text{ 和 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (3)$$

(2) 地理距离矩阵,式(4)中的 d_{ij} 表示城市间的公路里程:

$$W_2 = \begin{cases} w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}}, & i \neq j \\ w_{ij} = 0, & i = j \end{cases} \quad (4)$$

(三) 数据来源

本文所使用的城市固体废物进口数据来源于中国固废化学品管理网,该网站记录了2015—2020年间固体废物的加工利用单位和进口规模,本文依据加工单位的工商注册信息匹配至城市层面并对进口量进行汇总,从而得到城市层面的固体废物进口数据;市场化指数根据樊纲等(2011)提出的方法计算得出;其余控制变量的数据以及用于计算城市环境达标指数和城市污染综合指数的数据则主要来自《中国城市统计年鉴》、海关总署网站。

四、实证结果分析

(一) 基准回归

表1展示了洋垃圾进口禁令实施以来对城市污染排放指数和环境达标指数产生的处理效应。其中,第(1)—(4)列均添加了年份和城市的双重固定效应。回归结果显示,交互项的系数均在1%的水平上显著,洋垃圾进口禁令的实施使得处理组城市污染排放指数降低了17.05%,使得其达标指数提升了14.16%,本文的核心结论成立。此外,考虑到城市所在省份可能存在环境规制力度、经济发展阶段以及无法观察特征造成的差异,常规的控制变量和固定效应难以完全识别其处理效应,本文尝试通过控制省份-时间的趋势项对基准回归模型进行补充。这种做法可以有效地控制省级层面随年份变化却无法观察的内生因素,如治污技术的自然进步、居民环保意识转变等。结果如表1第(3)列

所示,结果依然稳健。而对于通过显著性检验的控制变量而言,由第(2)列结果可以发现,政府对于环境规制的重视能够显著抑制污染物的增长,同时财政自主度、人均生产总值以及第二产业占比的发展与污染排放正向关联,表明城市经济发展往往以环境为代价的既定事实依然成立。城市的外贸依存度与环境污染排放的指数同样呈现正相关关系,这一点是对 PPH 理论的具象化体现,于本文也可直接理解为洋垃圾进口规模的扩大无疑是增加了环境污染压力。

表 1 基准回归结果

变量	环境污染指数			环境达标指数
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	−0.1672*** (0.0298)	−0.1705*** (0.0301)	−0.1528*** (0.0431)	0.1416*** (0.0483)
<i>Gov</i>		0.1832*** (0.0418)	0.1499*** (0.0469)	−0.0578 (0.0671)
<i>Pgdp</i>		0.1181*** (0.0315)	0.0945** (0.0402)	−0.0227 (0.0506)
<i>Ind</i>		0.4045*** (0.1354)	0.2518 (0.1571)	−0.2769 (0.2174)
<i>Fdi</i>		0.1380 (0.4437)	−0.4255 (0.4690)	0.1171 (0.7121)
<i>Market</i>		0.0241* (0.0140)	0.0129 (0.0142)	0.0171 (0.0225)
<i>Pop</i>		−0.1755 (0.5534)	−1.4195 (1.2450)	0.2359 (0.8881)
<i>Ftd</i>		0.1129*** (0.0336)	0.1064*** (0.0355)	−0.0800 (0.0539)
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份-时间趋势项	否	否	是	否
N	3 990	3 990	3 906	3 990
R ²	0.604	0.611	0.673	0.239

注：*、**、*** 分别表示 10% 的显著性水平、5% 的显著性水平、1% 的显著性水平。括号内为稳健标准误。下表同。

（二）事前趋势检验

双重差分法的首要前提是符合平行趋势假定,即在外部冲击时间发生之前,处理组和控制组并不存在显著差异。于本文而言,洋垃圾禁运条令颁布之前,进口城市和非进口城市的趋势应当保持一致。故本文采取已有文献的做法,设定如下模型对此进行检验：

$$E_{it} = \beta_0 + \sum_{-3 \leq k \leq 3} \beta_k \text{Treat}_i \times \text{Post}_{t+k} + \gamma \text{Controls}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

其中,处理期 k 的取值区间为 $[-3, 3]$, 当 $k < 0$ 时表明洋垃圾进口禁令颁布前的第 k 年, 当 $k > 0$ 时表明洋垃圾进口禁令颁布后的第 k 年。前后设定 3 期, 超过 3 期之外的数据则并于第 3 期之中。当 $k < 0$ 时, γ_k 的系数不显著异于 0, 则表明未拒绝事前趋势平行的假设。图 1 展示城市污染指数在洋垃圾进口禁令颁布前后的回归参数值 γ_k 及其对应 95% 水平的置信区间。可以发现, 两者在 t 期(即洋垃圾进口禁令实施当年)之前的系数均在零轴附近波动, 且置信区间包含零轴, 回归参数值 γ_k 无法拒绝为零的原假设, 表明未拒绝事前趋势平行的假设。同时在 t 期之后, 环境污染指数呈现显著的动态下降, 表明禁止洋垃圾进口对城市环境质量提升的效果是稳健且长期的。

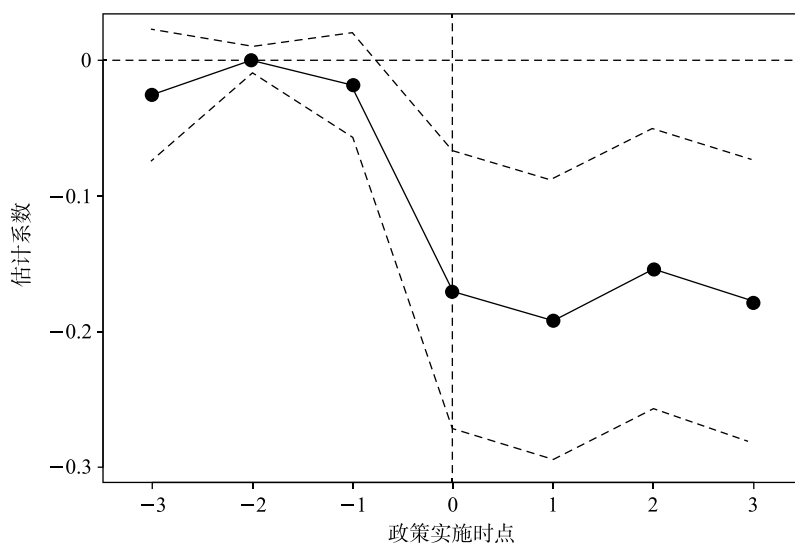


图1 城市环境污染指数共同趋势

(三) 稳健性检验

1. 考虑洋垃圾的进口强度

前文的结果表明洋垃圾禁运对于城市环境具有明显的处理效应, 那么这种处理效应是否与洋垃圾在禁令颁布之前的进口强度正向相关, 本文试图通过强度 DID 模型对此进行验证, 将 Treat_i 项替换为 IMPTreat_i , 表示洋垃圾进口城市的进口强度, 由禁令颁布前三期城市 i 的洋垃圾平均进口量表征, 该变量为连续变量。结果汇报于表 2 的第(1)、(2)列。可以发现在强度 DID 的回归模型下, 核心回归系数的方向和显著性与基准回归保持一致, 意味着在洋垃圾进口禁令实施之前的进口强度与城市环境提升的处理效应正向关联。

2. 考虑不同类型污染的排放强度^①

如典型事实所描述的,《进口废物管理目录》对于城市的洋垃圾进口规模是一个逐步调整的过程, 不同的洋垃圾类型(如废纸、乙烯废碎料等)在洋垃圾禁令出台后的进口降

① 此处感谢匿名审稿专家的建设性意见。

幅并不相同,所带来相应的环境污染强度必然有所差异,如废纸处理更多造成城市水污染,而乙烯废碎料在处理过程中则更易形成空气污染。因此,本文通过分别构建城市层面的工业废水排放强度、工业废气排放强度以及工业固体废物排放强度指标,从环境污染产出层面检验禁令所带来不同类型洋垃圾进口规模缩减效应。借鉴 Bombardini and Li(2020)的研究,本文构建城市污染排放强度类型的方式为:

$$\Delta C_{it}^p = \sum_j \gamma_{jt}^p \frac{\Delta M_{ijt}}{L_i}, \tag{6}$$

其中,使用上标 p 指代不同的洋垃圾类型(废水、工业废气、固体废物),以城市废水为例, ΔC_{it}^p 表示城市 i 在 t 年的废水排放强度, γ_{jt}^p 表示 j 行业 t 年的废水污染强度, ΔM_{ijt} 表示城市 i 行业 j 在 t 年的洋垃圾进口量变动程度, L_i 表示城市规模。污染强度的衡量依据《中国环境统计年鉴》,用洋垃圾进口对应废物类型所属行业的废水排放量来分别测度此类洋垃圾的污染排放强度,城市规模则以从业人数衡量。工业废气和固体废物的测度方式同理。结果汇报于表 2 的第(3)—(5)列,可以发现洋垃圾进口禁令的实施显著降低了城市“三废”的排放强度,其中通过回归系数的直观对比^①,发现洋垃圾进口禁令实施对于废水污染排放强度的弱化效应最为明显,其次为固体废物排放,最后则为废气排放。结合洋垃圾进口规模的典型事实,此结论具有相当的合理性。^②

表 2 稳健性检验

变量	环境污染指数 (1)	环境达标指数 (2)	废水排放强度 (3)	废气排放强度 (4)	固体废物排放强度 (5)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>			−0.0563** (0.0277)	−0.0226*** (0.0077)	−0.0419*** (0.0147)
<i>IMPTreat</i> × <i>Post</i>	−0.0153*** (0.0026)	0.0124*** (0.0042)			
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	3 788	3 756	3 901	3 901	3 901
R ²	0.587	0.328	0.151	0.173	0.202

(四) 内生性检验

1. Bartik 工具变量

在处理组城市的洋垃圾处理单位进行洋垃圾进口的过程中,其进口规模的差异可能会导致处理效应的大小有所不同,使用强度 DID 模型则能够对此进行检验。但各城市的洋垃圾进口规模可能受到其他因素的干扰,如当地基础设施的完备性、产业链的完整性以及政府重视度等,故可以通过构建 Bartik 工具变量的方式对基准回归可能存在的估计

① 系数可以进行直观比较的原因在于本文对三种类型的污染排放强度进行了标准化处理。
② 本文还进行了包括虚拟政策处理时期、变更测度方法、虚拟处理组的稳健性检验,基本结论不变,具体内容见附录 I。篇幅所限,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

偏误进行修正。基于 Bartik 工具变量的思想并借鉴易行健和周利(2018)的研究,本文构建 Bartik 工具变量方式为:使用城市初期的洋垃圾进口量作为 Share 份额变量,而使用样本总体城市洋垃圾进口增长率在时间上的一阶差分作为 Shift 冲击变量^①,从而构建一个完整的 Bartik 工具变量。从工具变量的有效性来说,首先,城市第一期的洋垃圾进口当量能够满足工具变量的相关性假设。其次,全国具有洋垃圾进口记录的城市包括 159 个,全国洋垃圾进口增长变化对于单个地级市而言是外生的,且单个地级市的洋垃圾进口规模不会对整个国家或洋垃圾进口全体城市产生显著的影响,因此可以认定 Bartik 工具变量是有效的。从表 3 第(1)列的有效性检验可以看出,工具变量可以排除不可识别和弱工具变量的问题,同时第(2)列的结果表明,工具变量的估计是显著的,并且修正了基准回归的向下估计偏误。

2. 样本选择的非随机性

由于城市进口洋垃圾的行为是立足自身资源基础做出的“自选择”行为,并非完全外生,从而可能导致样本的自选择性问题。针对这一可能存在的偏误,本文采取了如下几种处理方法:第一,倾向得分匹配(PSM),洋垃圾进口限制对于处理组城市和非处理组城市所造成的环境差异可能源自不同组别的固有差异,因此本文依据部分控制变量所代表的城市特征,使用 PSM 最近邻匹配方法对处理组城市进行匹配对照,从而找到与处理组固有特征更接近的控制组城市,进而更加准确地识别出洋垃圾进口禁令的政策效应。结果汇报于表 3 的第(3)列,基础结论保持稳健。第二,Heckman 两阶段方法。第一阶段通过 Probit 模型估计城市进口洋垃圾的概率,并计算出逆米尔斯比率(IMR),将其带入基准回归方程再进行第二阶段的回归。如 IMR 的系数不显著,则表明样本自选择的问题在合理范围之内。由于第一阶段的估计过程需要包括额外变量,故本文引入进口城市所在省份的洋垃圾进口均值作为排他性变量。表 3 第(4)列的结果显示,核心系数保持显著且 IMR 的系数不显著,表明本文使用的样本自选择问题不严重。第三,剔除极端值样本数据。考虑到进口洋垃圾意愿最不强烈的城市可能干扰回归结果,故本文基于第一阶段 Probit 模型所估计的进口概率,剔除其中最不愿意进口的城市样本(概率值的前 10%),重新回归汇报于表 3 第(5)列,发现结论依然成立。^②

表 3 内生性检验:样本自选择偏差

变量	环境污染指数				
	第一阶段	第二阶段	最近邻	Heckman	10%缩尾
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>		-0.0140*** (0.0026)	-0.0872** (0.0373)	-0.1733*** (0.0302)	-0.1330*** (0.0315)
<i>IV</i>	0.9773*** (0.0040)				

① 总体进口增长率与处理组城市匹配的过程中去除了对应城市的年份当量,如计算与上海市对应的总体洋垃圾进口增长率则剔除上海市数据,这种做法进一步有助于提升工具变量的外生性。

② 本文还进行了一组关于遗漏变量偏误的内生性检验,详见附录 II。

(续表)					
变量	环境污染指数				
	第一阶段	第二阶段	最近邻	Heckman	10%缩尾
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
IMR				-0.1652 (0.1163)	
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	[P-value<0.000]				
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	[F-value>16.38]				
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	3 990	3 990	2 573	3 990	3 585
R ²	0.976	0.611	0.644	0.611	0.622

（五）异质性检验：考虑城市资源基础

继而,本文进一步探索由城市特征异质性带来的结果差异。如表 4 的回归结果所示,对于港口城市而言,洋垃圾的禁止进口对其环保促进效应有限,而对于非港口城市则表现为显著促进。可能的原因在于,非港口城市在政策前后由于进口造成的污染状况存在明显的区分,而港口城市虽中止洋垃圾的进口和转运,但运输活动并未终止,因此禁令的颁布呈现不同的政策效应。对于资源型城市而言,洋垃圾禁令有效地减少了此类城市的污染排放,而对于非资源型城市而言,洋垃圾禁令的实施亦对其污染排放产生有效抑制。可能的解释是,资源型城市尽管通过减少固体废物进口降低了自身的污染排放,但由于产业结构依赖,仍然保留传统的产业发展部门。而非资源型城市则不存在发展惯性,秉持“船小好调头”的发展理念,在政策引领下寻求产业升级路径,故受益更为明显。

表 4 异质性检验：资源基础

变量	环境污染指数			
	港口	非港口	资源型	非资源型
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat \times Post$	-0.1581 (0.3285)	-0.1668*** (0.0345)	-0.1398** (0.0542)	-0.1619*** (0.0381)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	819	3 171	1 568	2 422
R ²	0.566	0.626	0.608	0.617

五、中间机制检验

洋垃圾进口禁令以环境贸易壁垒的形式颁布,但其本质并非进口限制,而更多是一种以环境保护为目的而对相关主体进行环境规制的行为。政府、企业以及居民作为环境的实施主体,得以从政策执行、市场资源约束以及公众关注等不同的维度对城市环境形成有效监督。洋垃圾进口禁令从切断廉价外来废物的供给通道为起点,进而从深层次激活政策、市场与公众各方的减排与治理动力,从而在更大范围内推动生态环境的整体改善。

(一) 企业绿色产出

进口禁令的颁布对洋垃圾的进口总量形成了有效的限制,而对于相关企业而言则表现为次级或廉价原材料供给规模的降低,这可能造成高额的替代成本或产能的下滑,而此类企业保持竞争力不出现下滑的渠道唯有对生产工艺、废物处理流程等进行技术改造。Greenstone et al.(2012)指出强力的环境规制会促使企业进行策略调整,即企业会驱动投入要素从生产部门流向治污部门,进而影响企业绩效表现。同时,葛静芳等(2021)认为技术层面的更新迭代有助于缓解外部环境规制压力对企业绩效的抑制作用。洋垃圾进口禁令的出台偏向一种市场化工具,借助市场机制来实现抑制外来污染物输入。根据波特效应,宏观环境规制措施的出台对企业形成一种约束,有助于激励企业从事研发创新进而提升生产效率(Testa et al., 2011)。面对环境政策时,企业对于环保研发的投入与技术革新有助于消除污染的负外部性,也会对生产率目标形成一种创新补偿,有助于产业整体向“绿色化”及“高附加值化”迈进。为了便于实证检验,本文对于城市创新产出的衡量借鉴赵晓梦等(2021)研究,根据WIPO绿色专利清单^①进行分类号筛选减少水、空气以及固体废物污染的专利(即绿色专利),并根据专利信息中的邮编匹配至地级市层面,将绿色专利申请总量作为城市层面绿色创新产出水平的表征。该指标不仅能反映企业对研发创新的投入,更体现出城市对绿色生产、低碳生活的热衷程度,是抑制城市污染物排放水平的有效渠道之一。

(二) 多主体环保关注

当垂直型的环境规制政策出台后,地方政府会形成环境治理绩效的考核压力。具体而言,禁令的实施落地强化了进出口报关材料的审批与港口海关的监管,这直接形成了与地方政府对潜在走私、违法倾倒等的联动排查,地方政府得以绑定更多环境议题关注度,催生更加密集的环保治理宣传。中央对环境问题的重视有助于形成市场化导向的环境规制体系,将环保治理绩效纳入政绩考核之中,这有助于激励地方政府对本地区的污染进行长期监管(周泽将和高雅萍,2025)。此外,在统一性政策框架下(如洋垃圾进口禁令),地方政府能够避免环境治理碎片化或因同级竞争导致的逐底竞赛或竞相向上,这种

^① www.wipo.int/classifications/ipc/green-inventory/home,访问时间:2024年6月20日。

框架因而更适用于需要强力推动环境治理的情景。而在政府环保关注提升之后,对于环境治理则会有更多的资源倾斜,包括但不限于行政资源和财政资源,既可以体现在监管力度强化上,也体现在通过环保财政拨款、税收优惠、绿色信贷等途径给予相关企业的配套支持。在资源依赖理论中,政府支持被认为是破解企业从事持续创新活动制约的关键因素之一(Gao et al., 2023)。

除上述因素之外,以居民个体为广泛代表的社会层面的环保关注也有助于强化其信息监督的角色。洋垃圾进口不仅造成了巨大的环境承载压力,更直接地威胁到居民生命财产安全。进口禁令的出台有助于全社会对此响应,促使居民广泛参与到举报违规经营行为等环保行动之中。居民举报、社会舆论和媒体曝光的结合,会对企业或地方政府形成一定的外部监督与问责压力。个体层面的环保关注意味着更加广泛的监督和信息扩散,对于识别政府关注等可能存在宏观混杂因素的规制效果也是一种有益补充。

实证层面,借鉴陈诗一和陈登科(2018)的研究,使用 Python 技术统计地级市政府报告中与环境规制相关的 15 个关键词词频^①,以此衡量政府环保关注度,此变量有助于衡量政府对污染治理的公信力和强制力。作为补充,借鉴韩超等(2016)的研究,使用城市公众环保举报来信数量来反映微观个体对城市环境的关注,以此体现城市环境质量监督中的公众诉求。具体的机制检验过程中,为了避免传统两步法所导致的内生性问题,本文借鉴马慧和陈胜蓝(2022)的做法,第一步估计洋垃圾进口禁令实施对于企业绿色创新和政府环保关注的影响,第二步则使用第一步得出的预测机制变量再对城市环境质量指标进行回归。在第二步过程中,为了避免机制变量与环境污染的反向因果联系,本文纳入机制变量的滞后项进行工具变量回归。

具体如式(7)、式(8)所示:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \tag{7}$$

$$E_{it} = \beta_0 + \gamma_1 \widehat{M}_{it} + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}. \tag{8}$$

如表 5 的回归结果所示,洋垃圾进口禁令提升城市环境质量的两个有效渠道的确为绿色创新产出提升和政府环境规制强化,同时公众的环保参与对于上述两个机制进一步提供微观视角的补充。

表 5 机制检验

Panel A: 洋垃圾进口禁令对机制变量的影响			
	绿色创新产出	政府环保关注	公众诉求
$Treat \times Post$	0.5013*** (0.0293)	0.0984*** (0.0180)	0.4408*** (0.0495)
Panel B: 机制变量第一阶段回归			
$\widehat{M}_{it-1}$	0.7040*** (0.0115)	0.7674*** (0.0120)	0.6797*** (0.0113)

① 包括环境保护、环保、污染、能耗、减排、排污、生态、绿色、低碳、空气、化学需氧量、二氧化硫、二氧化碳、PM₁₀、PM_{2.5}等。

(续表)

Kleibergen-Paap rk LM 统计量	[P-value<0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	[F-value>16.38]
Panel C: 机制变量第二阶段回归: 环境污染指数	
$\widehat{Ino}$	-0.2279** (0.0708)
$\widehat{Cer}$	-1.2818*** (0.3523)
$\widehat{Loc}$	-0.3971*** (0.0809)

六、进一步讨论: 空间溢出效应

(一) 空间基准回归^①

表6 Panel A 的结果表明,不论空间权重矩阵设置为地理相邻还是地理距离,洋垃圾进口禁令的实施均在1%的显著水平上抑制了城市污染指数的上涨,且对应的空间自回归参数 Rho 同样在1%的水平上显著为正,说明洋垃圾进口禁令的出台抑制了主要进口城市的污染排放,且由进口城市环境污染水平对周边城市污染的带动是同向变动的,即城市污染的改善不仅受到洋垃圾进口禁令的带动作用,也受到进口城市环境改善的空间溢出效应影响。为了进一步验明空间溢出效应是否存在,排除简单点估计的局限性,此处借鉴 Lesage and Pace(2009)的偏微分方法,将 SAR 模型的总体效应划分为直接效应和间接效应,其中直接效应源自洋垃圾进口禁令的政策处理效应,间接效应则来自邻近地区的溢出效应,即通过空间传递实现的影响反馈。Panel B 的结果显示,在两种空间矩阵的回归下,直接效应系数均在1%的水平为负,表明洋垃圾的禁止进口对于城市污染改善是有效的,再次验证了基础结论的可靠性。而间接效应的系数值同样保持高度的显著,表明邻近城市的污染水平能够真实影响本地污染指数变动,即空间溢出效应是真实存在的。虽然上述方法验明了空间溢出效应存在的合理性,但溢出效应对于洋垃圾进口和非进口城市之间有所差异,可能会导致错误估计政策实施的溢出效应。因此,借鉴 Chagas et al.(2016)的做法来分离政策实施对处理组和控制组的空间异质性影响。具体而言,在原有空间计量模型基础上对已有的空间权重矩阵进行分解,包括两个部分:进口城市对进口的影响矩阵 W_{TT} 、进口城市对非进口城市的影响 W_{TNT} ,则相应政策的空间处理滞后项为 $Treat_TT$ 和 $Treat_TNT$ 。从回归结果可以得出,本地的进口城市仍从洋垃圾进口禁令中获益,但对于异地关联进口城市而言并无受到空间溢出作用。对于异地

^① 在进行空间基准回归之前,本文还汇报了局部莫兰指数和马尔科夫转移概率矩阵,以对进口禁令实施的空间溢出效应方向做出基本研判,详见附录Ⅲ。

的非进口城市而言,进口城市存在显著的空间溢出表现,这与预期结果一致。^①

表 6 空间溢出效应

Panel A:空间溢出效应检验:城市污染指数				
	W_1	W_1	W_2	W_2
空间矩阵	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat \times Post$	-0.1429*** (0.0305)	-0.1465*** (0.0307)	-0.1364*** (0.0305)	-0.1404*** (0.0307)
空间溢出项				
$Treat_TT \times Post$	0.0171 (0.0164)	0.0176 (0.0163)	0.0179 (0.0164)	0.0184 (0.0163)
$Treat_TNT \times Post$	-0.0108*** (0.0041)	-0.0105** (0.0041)	-0.0112*** (0.0041)	-0.0109*** (0.0041)
Rho	0.0694*** (0.0240)	0.0622*** (0.0240)	-0.3450** (0.1731)	-0.3429** (0.1725)
控制变量	否	是	否	是
回归模型	SAR	SAR	SAR	SAR
Panel B:空间溢出效应分解:城市污染指数				
	W_1		W_2	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
$Treat \times Post$	-0.1465*** (0.0308)	-0.0098** (0.0050)	-0.1404*** (0.0308)	0.0322* (0.0185)
控制变量	是	是	是	是
回归模型	SAR	SAR	SAR	SAR
N	3 990	3 990	3 990	3 990
R ²	0.067	0.112	0.037	0.094

（二）考虑空间溢出的有效距离阈值

以城市行政边界进行邻接矩阵的设定尽管能讨论行政空间上的溢出效果,但只能得到平均的处理效应,无法考虑城市面积及城市间距离等地理因素的干扰。戴永安和张潇(2023)认为邻接城市一般在 300 千米以内,对于更远距离的空间溢出效应则难以涉及。故参考其研究,将最近邻空间矩阵进行重新设定,以 50 千米为衰减距离划分为若干个距离区间,以考察不同距离阈值下空间矩阵的溢出效应异质性,并同样对溢出效应的方向进行分解。从表 7 的回归结果来看,设定距离阈值空间矩阵的方式并没有背离邻接矩阵

① 本文还进行了一组检验,通过构建经济地理矩阵和四重差分模型的方式,考虑了洋垃圾处理城市组的经济联系,具体内容见附录Ⅲ。

和地理矩阵的基本结论,城市污染排放水平在空间上的流通会受到自然因素制约,环境诸要素的联系是通过能量流实现要素间的传递(邵帅等,2016)。当地理距离阈值在350千米之内时,空间溢出效应显著存在,而超过450千米乃至超过500千米,处理效应是极为有限的。空间溢出项的汇报结果则显示,空间溢出能力的方向仍然主要是从进口处理城市组流向非处理城市组。而值得一提的是,处理城市组对同类处理组城市的溢出影响仅在150—250千米区间内生效,可能的原因是过于相近的进口城市可能由于产业间联系的紧密而使得两者的环境污染特征较为一致,两者的污染溢出可能存在相互作用,而相隔过于远的城市间则可能由于地形限制而难以产生其他联系。

表7 空间溢出效应:地理距离阈值

	50km	150km	250km	350km	450km	>500km
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat \times Post$	-0.1163*** (0.0315)	-0.0625** (0.0302)	-0.0621** (0.0290)	-0.0694* (0.0371)	0.0298 (0.0464)	-0.0726 (0.0760)
空间溢出项						
$Treat_TT \times Post$	0.0177 (0.0163)	0.0180 (0.0163)	0.0175 (0.0163)	0.0180 (0.0163)	0.0178 (0.0163)	0.0177 (0.0163)
$Treat_TNT \times Post$	-0.0157*** (0.0039)	-0.0156*** (0.0039)	-0.0154*** (0.0040)	-0.0164*** (0.0039)	-0.0175*** (0.0039)	-0.0170*** (0.0039)
Rho	0.0587** (0.0240)	0.0576** (0.0240)	0.0582** (0.0240)	0.0581** (0.0240)	0.0567** (0.0240)	0.0575** (0.0240)
控制变量	是	是	是	是	是	是
回归模型	SAR	SAR	SAR	SAR	SAR	SAR

七、政策含义和研究局限

对于海外输入型的环境污染,国内文献重点关注的是外商直接投资领域的影响研究,却未重视进口贸易对城市环境承载容量造成的巨大压力。本文得出的政策启示如下:第一,环境监管约束“硬化”是必要之举。以严密法制保护生态环境的思维不仅要运用至城市污染源的排放,更需要警惕外来输入型的污染物,将视野拓宽至国际贸易的各个领域以扩大监管范围,增强对隐形污染的识别能力,持续调整洋垃圾进口禁令的使用广度和实施强度。第二,环境规制措施需因地施策。港口城市应强化口岸监管以应对环境污染源众多和气象环境条件复杂的问题,非港口城市则应聚焦国内废弃物源头管理,严格规范企业责任并强化区域性的协调联防机制。此外,流域上下游之间应形成有效监督和约束,强化政府层级的分工协调,避免水域污染的“顺流而下”和“污染回流”。第三,多主体参与是环境治理保护的主旨内容。环境规制政策的落实需要强化政府、企业以及公众的主体参与,将激发地方政府的主观能动性作为出发点和发力点,融合行政手段和市场化手段提高污染性行业企业的减排成本,并鼓励公民借助公众诉求等途径履行环境

治理监督的义务。第四,环境治理需要构建动态全面的协调规制。通过不同城市经济圈实现政策执行和监管的联动,将溢出效应的有效地理距离阈值作为依据,推动地理相邻和产业联系紧密的地区实现环境规制的同步协调,弱化污染的跨区域转移强度进而实现区域内污染防治能力的协同。

囿于数据可得性,本文无法对洋垃圾的进口单位和加工利用单位进行有效的区分,即洋垃圾的进口地和处理地并不完全对应,这可能使得洋垃圾进口禁令所识别的处理效应存在一些混杂因素。此外,本文着重谈论了地理层面的空间溢出效应,而未对洋垃圾处理产业间联系进行精确识别,有待后续研究对数据或空间权重矩阵进行创新后深入讨论。

参 考 文 献

- [1] Bombardini, M., and B. Li, "Trade, Pollution and Mortality in China", *Journal of International Economics*, 2020, 125-103321.
- [2] Brooks, A. L., S. Wang, and J. R. Jambeck, "The Chinese Import Ban and Its Impact on Global Plastic Waste Trade", *Science Advances*, 2018, 4(6), eaat0131.
- [3] Chagas, A. L. S., C. R. Azzoni, and A. N. Almeida, "A Spatial Difference-in-Differences Analysis of the Impact of Sugarcane Production on Respiratory Diseases", *Regional Science and Urban Economics*, 2016, 59, 24-36.
- [4] 陈诗一、陈登科,“雾霾污染、政府治理与经济高质量发展”,《经济研究》,2018年第2期,第20—34页。
- [5] Cheng, Z., L. Li, and J. Liu, "The Emissions Reduction Effect and Technical Progress Effect of Environmental Regulation Policy Tools", *Journal of Cleaner Production*, 2017, 149, 191-205.
- [6] 戴永安、张潇,“环境政策的空间溢出与城市能源偏向型技术进步”,《世界经济》,2023年第5期,第119—151页。
- [7] Du, W., and M. Li, "Assessing the Impact of Environmental Regulation on Pollution Abatement and Collaborative Emissions Reduction: Micro-evidence from Chinese Industrial Enterprises", *Environmental Impact Assessment Review*, 2020, 82, 106382.
- [8] 樊纲、王小鲁、马光荣,“中国市场化进程对经济增长的贡献”,《经济研究》,2011年第9期,第4—16页。
- [9] Gao, D., C. W. Y. Wong, and K. Lai, "Development of Ecosystem for Corporate Green Innovation: Resource Dependency Theory Perspective", *Sustainability*, 2023, 15(6), 5450.
- [10] 葛静芳、司伟、孟婷,“环境规制对企业利润率的影响机理研究——基于广西壮族自治区糖厂的微观数据”,《管理评论》,2021年第8期,第66—77+138页。
- [11] Greenstone, M., J. A. List, and C. Syverson, "The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of US Manufacturing", *National Bureau of Economic Research*, 2012.
- [12] 韩超、张伟广、单双,“规制治理、公众诉求与环境污染——基于地区间环境治理策略互动的经验分析”,《财贸经济》,2016年第9期,第144—161页。
- [13] 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”,《管理世界》,2018年第12期,第43—55页。
- [14] Kellenberg, D., "Trading Wastes", *Journal of Environmental Economics and Management*, 2012, 64(1), 68-87.
- [15] LeSage, J., and R. Pace, *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: CRC Press, 2009.
- [16] Levinson, A., "Taylor M S. Unmasking the Pollution Haven Effect", *International Economic Review*, 2008, 49(1), 223-254.

- [17] Li, J., and K. Takeuchi, "Import Ban and Clean Air: Estimating the Effect of China's Waste Import Ban on Ozone Pollution", *Environmental Economics and Policy Studies*, 2023, 25(4), 471-492.
- [18] 李小平、卢现祥, "国际贸易、污染产业转移和中国工业 CO₂ 排放", 《经济研究》, 2010 年第 1 期, 第 15—26 页。
- [19] 马慧、陈胜蓝, "企业数字化转型、坏消息隐藏与股价崩盘风险", 《会计研究》, 2022 年第 10 期, 第 31—44 页。
- [20] 马丽梅、张晓, "中国雾霾污染的空间效应及经济、能源结构影响", 《中国工业经济》, 2014 年第 4 期, 第 19—31 页。
- [21] Nkwachukwu, O. I., C. H. Chima, A. O. Ikenna, and L. Albert, "Focus on Potential Environmental Issues on Plastic World towards a Sustainable Plastic Recycling in Developing Countries", *International Journal of Industrial Chemistry*, 2013, 4, 1-13.
- [22] Paraschiv, D. S., "International Regulations on the Trans-Boundary Movement of Hazardous Waste", *Acta Universitatis George Bacovia*, 2015, 4(1), 35-41.
- [23] 上官绪明、葛斌华, "科技创新、环境规制与经济高质量发展——来自中国 278 个地级及以上城市的经验证据", 《中国人口·资源与环境》, 2020 年第 6 期, 第 95—104 页。
- [24] 邵帅、李欣、曹建华、杨莉莉, "中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角", 《经济研究》, 2016 年第 9 期, 第 73—88 页。
- [25] Shi, X., and M. Zhang, "Waste Import and Air Pollution: Evidence from China's Waste Import Ban", *Journal of Environmental Economics and Management*, 2023, 120, 102837.
- [26] Sullivan, J., "Trash or Treasure: Global Trade and the Accumulation of E-Waste in Lagos, Nigeria", *Africa Today*, 2014, 61(1), 89-112.
- [27] Testa, F., F. Iraldo, and M. Frey, "The Effect of Environmental Regulation on Firms' Competitive Performance: The Case of the Building & Construction Sector in some EU Regions", *Journal of Environmental Management*, 2011, 92(9), 2136-2144.
- [28] 王兵、聂欣, "产业集聚与环境治理: 助力还是阻力——来自开发区设立准自然实验的证据", 《中国工业经济》, 2016 年第 12 期, 第 75—89 页。
- [29] 王树文、王佳丽、王辉, "'洋垃圾' 对中国生态环境的影响及海关风险管控探析", 《中国人口·资源与环境》, 2016 年第 5 期, 第 22—31 页。
- [30] Wróbel, A., E. Rokita, and W. Maenhaut, "Transport of Traffic-Related Aerosols in Urban Areas", *Science of the Total Environment*, 2000, 257(2-3), 199-211.
- [31] 吴思斌, "电子垃圾的生态危害与回收利用", 《生态经济》, 2014 年第 2 期, 第 12—15 页。
- [32] 向壁、宋德勇, "中国省域 PM_{2.5} 污染的空间实证研究", 《中国人口·资源与环境》, 2015 年第 9 期, 第 153—159 页。
- [33] 易行健、周利, "数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据", 《金融研究》, 2018 年第 11 期, 第 47—67 页。
- [34] 赵晓梦、陈璐瑶、刘传江, "非正式环境规制能够诱发绿色创新吗? ——基于 ENGOs 视角的验证", 《中国人口·资源与环境》, 2021 年第 3 期, 第 87—95 页。
- [35] 周泽将、高雅萍, "地方政府环保关注度与企业绿色持续创新水平", 《系统工程理论与实践》, 2025 年第 1 期, 第 17—35 页。

The Foreign Garbage Import Ban and Regional Environmental Pollution

XIAO Ting YE Hao*

(Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract: With the data from the China Solid Waste and Chemicals Management, this study leverages China's 2017 ban on foreign waste imports as a quasi-natural experiment and reveals that the implementation of the policy has led to an average reduction of 16.8% in the Urban Pollution Index (UPI), which exhibits a positive correlation with the volume of imported waste. The mechanism through which the ban exerts its effects is twofold: it fosters greener production practices among enterprises and enhances government attention to environmental protection. Furthermore, the policy exhibits significant spatial spillover effects, influencing adjacent regions within a geographic threshold of approximately 350 km.

Keywords: foreign garbage; import ban; urban environment

JEL Classification: F18, F64, Q53

* Corresponding Author: YE Hao, School of International Economics and Politics, Jiangxi University of Finance and Economics, Xinjian District, Nanchang, Jiangxi 330013, China; Tel: 86-15797963208; E-mail: yhtt324@163.com.