

贸易禁令与环境污染： 来自“洋垃圾”禁令的证据

杨文辉¹ 房晨²

(1.北京大学政府管理学院, 北京 100871; 2.北京大学环境科学与工程学院, 北京 100871)

摘要：发展绿色贸易是绿色可持续发展理念的体现。与此同时，国际贸易对环境的影响也是学术界争议的热点。2017年，我国全面禁止进口环境危害大、群众反映强烈的固体废物（也被俗称为“洋垃圾”）。本文以禁止“洋垃圾”入境为政策冲击，利用2014至2020年地级市面板数据，评估了该政策产生的环境与健康效益。研究发现，禁止“洋垃圾”入境政策显著提升了城市水质。利用个人微观面板数据，本文还发现“洋垃圾”禁令显著降低了居民医疗总支出，产生了健康效益。此外，当地方官员更强的晋升激励时，“洋垃圾”禁令的政策效果更显著。本文结论在一系列稳健性检验后依然成立。本研究对我国坚持绿色可持续发展，科学实施水污染防治，打赢蓝天碧水保卫战，提供了有益的政策启示。

关键词：“洋垃圾”禁令；固体废物；水污染；居民健康；绿色发展

作者简介：杨文辉，博士，助理教授，主要研究方向为公共政策评估，基层治理，E-mail: wenhuiyang@pku.edu.cn；房晨，主要研究方向为环境与气候变化经济学，E-mail: fang@pku.edu.cn。

通讯作者：房晨，主要研究方向为环境与气候变化经济学，E-mail: fang@pku.edu.cn。

基金项目：无

贸易禁令与环境污染： 来自“洋垃圾”禁令的证据

摘要：发展绿色贸易是绿色可持续发展理念的体现。与此同时，国际贸易对环境的影响也是学术界争议的热点。2017 年，我国全面禁止进口环境危害大、群众反映强烈的固体废物（“洋垃圾”）。本文以禁止“洋垃圾”入境为政策冲击，利用 2014 至 2020 年地级市面板数据，评估了该政策产生的环境与健康效益。研究发现，禁止“洋垃圾”入境政策显著提升了城市水质。利用个人微观面板数据，本文还发现“洋垃圾”禁令显著降低了居民医疗总支出，产生了健康效益。此外，当地方官员更强的晋升激励时，“洋垃圾”禁令的政策效果更显著。本文结论在一系列稳健性检验后依然成立。本研究对我国坚持绿色可持续发展，科学实施水污染防治，打赢蓝天碧水保卫战，提供了有益的政策启示。

关键词：“洋垃圾”禁令；固体废物；水污染；居民健康；绿色发展

1、引言

改革开放以来，中国不断扩大对外开放，融入全球经济体系。2013 年，中国成为世界第一大贸易国。中国是国际贸易的受益者与贡献者。比如，伴随着贸易壁垒的下降，对外贸易提高了中国本土制造业企业全要素生产率，增加了市场竞争，改善了就业人口的健康等^[1-3]。与此同时，国际贸易也可能带来一系列负面效应，如贸易自由化降低了我国人力资本的积累，增加了能源的消耗和碳排放等^[4-5]。

近年来，国际贸易对中国环境污染的影响日益得到关注，并未有一致性的结论。首先，传统的“污染天堂”假设认为，在经济全球化的进程中，发达国家处于全球产业链的顶端，为了降低严格的环境监管成本，将污染严重的产业转移到发展中国家，发展中国家成为“污染天堂”，产生更多污染物排放^[6-7]。作为发展中国家，中国长期处于全球产业链的中低端，与发达国家的贸易增加了碳排放^[8]，贸易开放还显著增加了空气污染^[9]。其次，一些研究质疑“污染天堂”假设，发现国际贸易促进了中国清洁产业发展，并未使中国成为发达国家的“污染天堂”^[10]。相反，贸易自由化增加用于环境保护的劳动力资源，并改进其生产工艺，减少了 SO₂ 排放^[11]。第三，国际贸易对于环境也可能存在异质性影响，贸易产品的类型至关重要。只有污染密集型行业的出口会增加污染物的

排放和婴儿死亡率^[12]。贸易自由化主要降低了偏技术类企业的污染排放^[13]。

上述研究为我们理解贸易与环境污染提供了有益的启示，然而，现有文献主要研究贸易自由化对于环境污染的影响，并主要关注出口贸易对于空气污染的影响。尚未有研究系统评估国际贸易，尤其是进口贸易，对于水质、土壤等的影响。随着我国环境污染治理的逐步深化推进，环境治理的重心逐渐从早年的大气污染过渡到水土污染。2017年，国务院颁发了禁止“洋垃圾”进口的禁令，全面禁止进口环境危害大、群众反映强烈的固体废物。2021年，中国禁止以任何方式进口固体废物。这是我国主动通过贸易禁令的方式，积极维护国内的生态环境和居民健康。

本文利用2017年颁布的“洋垃圾”禁令这一政策冲击，评估了贸易禁令对于中国环境污染与居民健康的影响。首先，论文利用2014年至2020年的中国的城市面板数据，分析了“洋垃圾”禁令对于城市水质的影响。论文发现，“洋垃圾”禁令显著改善了城市的地表水质和综合水质。其次，本文利用2016、2018、2020年三期中国家庭追踪调查（CFPS）数据，评估了“洋垃圾”禁令的健康效应。结果显示，“洋垃圾”禁令显著降低了居民医疗总支出，提升了居民的健康水平。异质性分析还发现，当地级市市委书记或者市长更年轻时，“洋垃圾”禁令有更显著的政策效果。

本文创新点主要体现在三个方面。①本文首次考察了“洋垃圾”禁令的政策效果。目前对于环境规制对环境的影响已经积累了诸多研究，禁止“洋垃圾”入境政策属于限制跨境环境污染转移的政策，有着差异性的政策特征，尚未有研究系统进行分析。本研究弥补了这一不足。②从理论角度，本文丰富了贸易与环境污染相关文献。现有研究主要关注整体贸易对于环境的影响，少有研究分析特定行业或类型的进口贸易，对于环境治理的影响。③从数据和方法角度，本文结合宏观和微观数据，运用三重差分方法（DDD），对于“洋垃圾”禁令这一政策的环境和健康的效应进行了评估，为我们理解贸易禁令与环境治理的关系提供了实证证据。

2、政策背景

20世纪80-90年代以来，随着我国不断融入国际经济体系，商品的国际贸易与流转越发频繁与便捷。伴随货物进出口量的快速上升，大量发达国家产生的固体废弃物（也被通俗地称为“洋垃圾”）越来越多地运往我国进行分拣、加工与处理^[14]。发达国家的环境标准严格，自身处理固体废弃物的费用高昂，劳动力成本高。中国制造业的发展需要大量的原材料，从垃圾中进行分拣与回收再生的制造成本更低，并且劳动力成本低，环境管制宽松。我国成为“世界工厂”的同时也逐渐成为了全球最大的“洋垃圾”进口国。

由于缺乏法律的约束，大量的“洋垃圾”通过不合理的生产经营方式被回收，给环境和民众健康造成了极大的损害。一方面，焚烧、掩埋、弃置固体废弃物的处理方式会严重污染当地的水、土壤与大气，形成“毒地”^[15]。粗放的废物处理加工模式造成了严重的环境污染，尤其体现在持久性有毒化学污染物的含量严重超标^[16]。另一方面，固体废物超标的污染物含量会直接危害人体健康，提升包括传染病、过敏、呼吸道损伤和癌症等一系列疾病的发病率^[17]。在固体废物处理集中的地区，当地居民的健康水平也因污染物的环境暴露等受到影响，如当地儿童血铅水平显著偏高^[18]。

为了减轻“洋垃圾”对环境造成的污染，保护民众健康并助推制造业转型升级，2017年7月，国务院办公厅印发《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》（简称“禁废令”），要求在2017年年底前，全面禁止进口环境危害大、群众反映强烈的固体废物，2019年年底前，逐步停止进口国内资源可以替代的固体废物。“禁废令”还将废塑料、废纸等4类24种固体“洋垃圾”调整列入了《禁止进口固体废物目录》，并从2018年1月开始实施^①。在这之后，《禁限固废目录》分别于2018年4月与12月经历了两次调整，将更多种类的固体废物从限制进口或非限制进口的目录调整进了禁止进口的目录。2020年11月24日，生态环境部、商务部、国家发展改革委、海关总署共同发布的《关于全面禁止进口固体废物有关事项的公告》中，明确提出：从2021年1月1号开始，我国将禁止以任何方式进口固体废物，禁止我国境外固体废物进境倾倒、堆放、处置，标志着我国已完全禁止固体废物的进口。同时，为了确保禁令落实，全国海关根据政策规定，积极开展“蓝天2018”、“蓝天2019”等打击洋垃圾走私的专项行动，取得了显著的成效。2021年1月1日起，根据修订后的《固体废物污染环境防治法》，我国全面禁止固体废物进口。如今，通过分阶段的政策落地，我国已经全面实现了固体废物进口清零的目标，不再是发达国家的“垃圾场”。

① 参见国务院办公厅《关于印发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的通知》：http://www.gov.cn/zhengce/content/2017-07/27/content_5213738.htm。

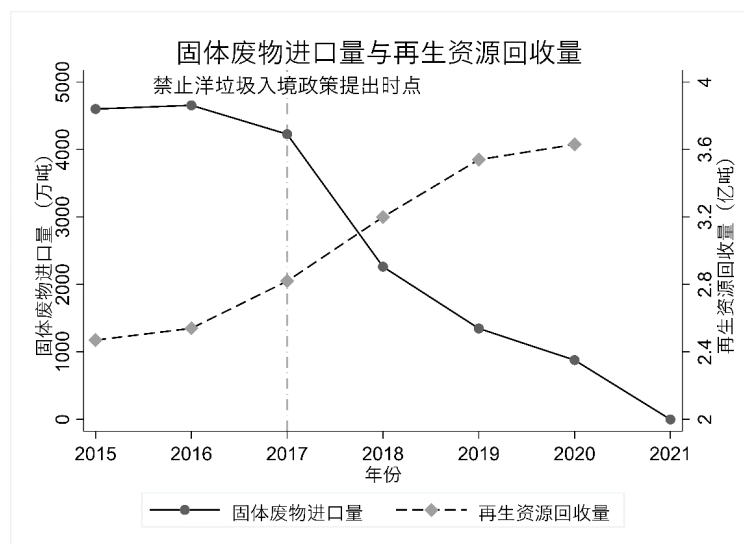


图 1 2015-2021 年我国固体废物与再生资源回收量变化趋势

据统计，1995-2016 年间，中国进口的各类“洋垃圾”量逐年上升，2016 年达到了 4 655 万 t，在 2017 年颁布禁止洋垃圾进口的政策之后，2017-2020 年全国固体废弃物的进口量分别为 4 227 万 t、2 263 万 t、1 348 万 t、879 万 t，降幅十分明显，并在 2020 年底实现了洋垃圾进口的全面清零，累计减少固体废物进口量约 1 亿 t^①。与此同时，我国的再生资源回收量则呈现出逐年上升的趋势，从 2015 年的 2.4 亿 t 增加至 2020 年的 3.6 亿 t，尤其在 2017 年前后出现了较为明显的增长（图 1）。

“洋垃圾”禁令有助于推动中国再生资源产业升级。2017 年“洋垃圾”禁令颁布后，伴随着海关总署的严厉打击，固体废物进口量显著下降。回收与再生企业也在政策约束下开始转型升级。再生资源行业一批技术水平高、环保质量高的企业开始涌现。诸多固体废物处理企业开始涌现。如图 2 所示，与固体废物处理相关的企业数量在近十年呈现持续上升的趋势，而在 2017 年颁布禁止洋垃圾入境政策后，相关企业注册数量的增速有显著提升，呈现近似指数增长的态势^②。

① 参见：新华社（http://www.gov.cn/shuju/2020-11/30/content_5566033.htm）以及人民网的相关报道（<http://politics.people.com.cn/n1/2019/1006/c429373-31385465.html>）。

② 在企查查平台（<https://www.qcc.com/>）搜索企业名称、经营范围或企业简介中包含“固体废物”关键词的注册企业数量，获得每年注册企业数目。

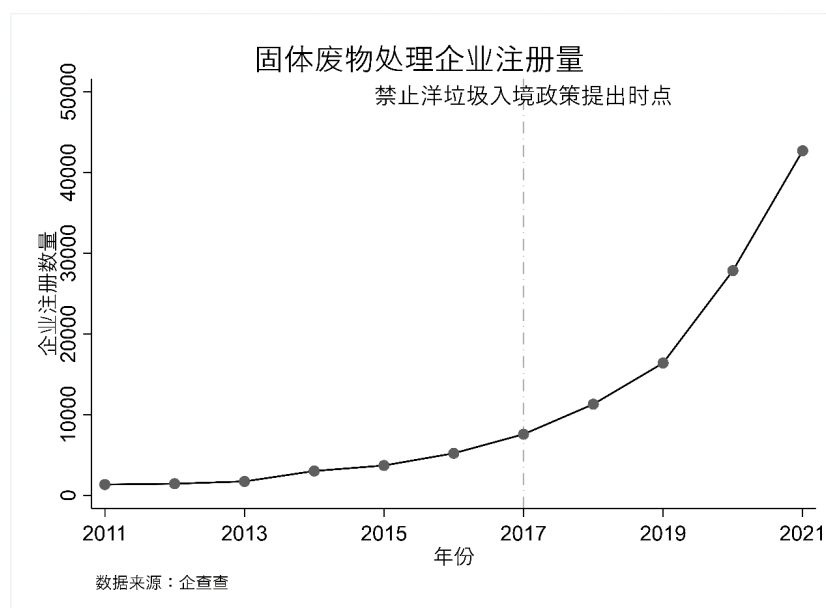


图 2 2011-2021 年以来固体废物处理企业注册量的变化情况

目前，对于“洋垃圾”禁令的政策效果的评估还较为缺乏。学者们围绕“洋垃圾”禁令出台后可能的政策效果，进行了一些探索。如利用环境统计数据建立政策实施前后的重金属排放清单，分析政策对于沿海省份重金属排放的影响^[19]；借助 2015 年的投入产出表模拟预测了限制固体废弃物进口产生的环境与经济影响^[20]；评估政策前后我国塑料废弃物的贸易流量与回收处置方式的变化^[21]。但尚未有研究实证评估“洋垃圾”禁令对于环境和健康的效果。本文弥补了这一不足，结合宏观和微观的数据，评估了这一政策对于环境治理和居民健康的影响。

3、研究设计

3.1 数据

首先，本研究利用 2014 年至 2020 年中国地级市面板数据，评估“洋垃圾”禁令对于城市水质的影响。水质数据来源于中国公众环境研究中心开发制作的蔚蓝地图数据库 (<https://www.ipe.org.cn/>)^①。该数据库中包含了地表水、地下水、水源地水等不同类型水的水质指数数据。由于再生回收行业处理过程中产生的污染物主要是直接排入周边水沟，主要对地表水造成污染，对地下水和水源地的污染不明显，本研究选用的是能够

① 根据蔚蓝地图官网的介绍，IPE 从 2016 年起，持续收录全国各地政府发布的水质数据，并加以整理、分类，显示在蔚蓝地图网站和 APP 上，用以比较全国不同城市的地表水水环境状况。

代表地表水与地下水污染的总体情况的综合指数数据以及（单独评估地表水水质的）地表水水质指数数据。水质综合指数一般在 0-50 之间，分为优、良、一般、较差、差共五个等级，数值越小代表水质越好。综合指数将多种水污染物的浓度纳入考量，能够较好地反映水质的整体被污染程度。图 3 呈现出政策执行前（2014 年）和政策执行后（2020 年）地级市水质分布状况。整体而言，政策执行后全国水质情况相比于政策执行前有较为明显的改善，华北地区和沿海地区的水质有较显著的改善。

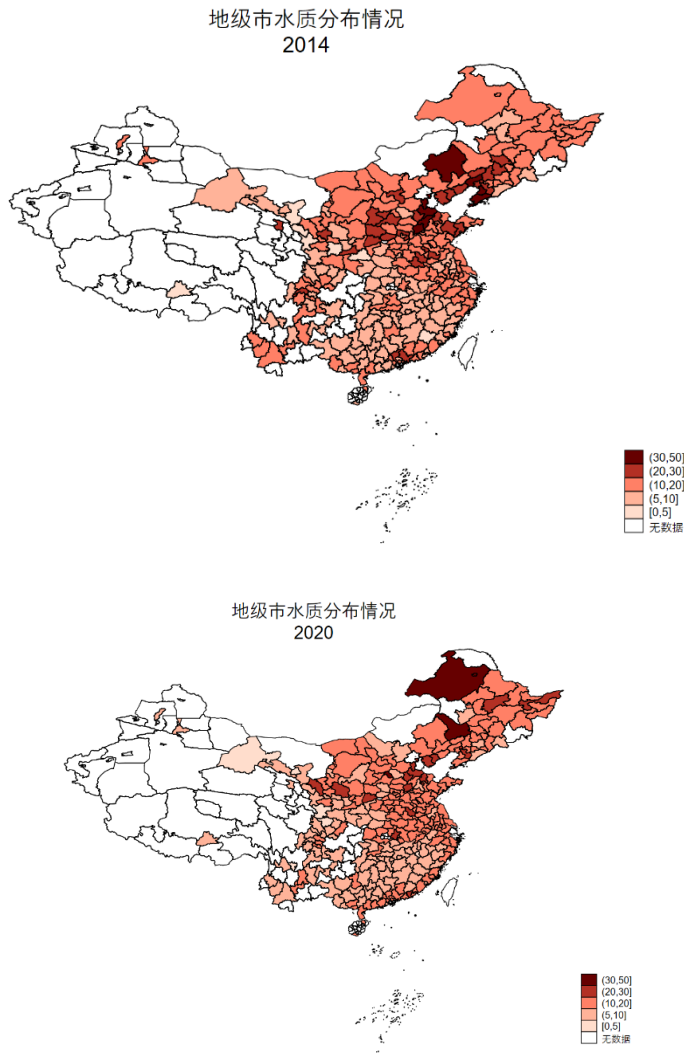


图 3 2014 与 2020 年地级市水质分布情况

由于地级市分行业的贸易进出口数据不可得，无法精确识别每个地级市“洋垃圾”进口的变化。本文构造政策干预变量，识别“洋垃圾”禁令对于地级市的冲击。首先，本文使用中国工业企业数据库，识别每个城市相关产业。因为公开的工企数据库截止到 2013 年，同时为了避免“洋垃圾”禁令对于企业数目的冲击，造成反向因果，我们使用

2013 年的工企数据，筛选出国民经济行业分类中“C-制造业”分类下“42-废弃资源综合利用业”的相关行业（对应于数据库的代码为 4210 与 4220，分别为金属与非金属废料和碎屑加工处理部门），在全国范围内共筛选出 1 296 家相关企业。这些企业是受到“洋垃圾”禁令直接冲击的企业。图 4 呈现出废弃资源回收企业的地理分布。数量上看，回收企业较为集中地分布于沿海省份，其中又以广东省、江苏省、浙江省为代表，分别有 248、143、141 家相关企业，占比超过全国回收企业数的四成。

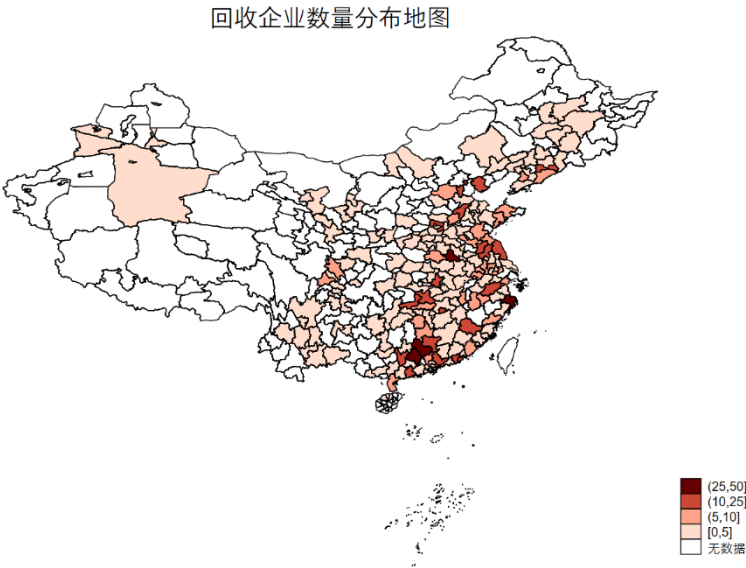


图 4 回收企业数量分布地图（2013 年）

其次，并非拥有废弃资源回收企业的地级市，都从事“洋垃圾”进口。沿海地区拥有货物港口的城市，拥有地理的优势，更容易进行“洋垃圾”进口与加工。因此，禁止“洋垃圾”进口政策直接影响的地级市应为沿海、有货运港口并且市内有回收企业的城市。表 1 列出沿海开放的港口城市。本研究用有废弃资源回收企业的港口城市，识别从事“洋垃圾”进口业务的城市。

表 1 沿海开放的港口城市及其毗邻水域列表

省份	港口名	位置	毗邻水域
河北省	秦皇岛港	秦皇岛市	辽东湾
辽宁省	大连港	大连市	西朝鲜湾、渤海
江苏省	连云港港	连云港市	海州湾
江苏省	南通港	南通市	黄海、长江
浙江省	宁波舟山港	宁波市、舟山市	东海
浙江省	温州港	温州市	东海
福建省	福州港	福州市	兴化湾、福清湾、罗源湾、闽江

山东省	青岛港	青岛市	黄海
山东省	烟台港	烟台市	渤海、黄海
山东省	龙口港	龙口市（烟台市）	渤海、黄海
广东省	广州港	广州市	珠江口、珠江
广东省	湛江港	湛江市	湛江湾、琼州海峡、雷州湾、北部湾、王村湾
广西省	北部湾港	北海市、钦州市、防城港市	廉州湾、钦州湾、防城湾

政策出台前，这些城市能够处理大量进口固体废物，进而产生的污染物会对周边水环境造成破坏。当“洋垃圾”禁令出台后，这些城市的固废处置量与产生的污染物都会因政策的冲击而呈现更加显著的下降趋势。如图 5 所示，沿海开放港口在 2017 年之后，水质呈现出更明显的改善趋势。

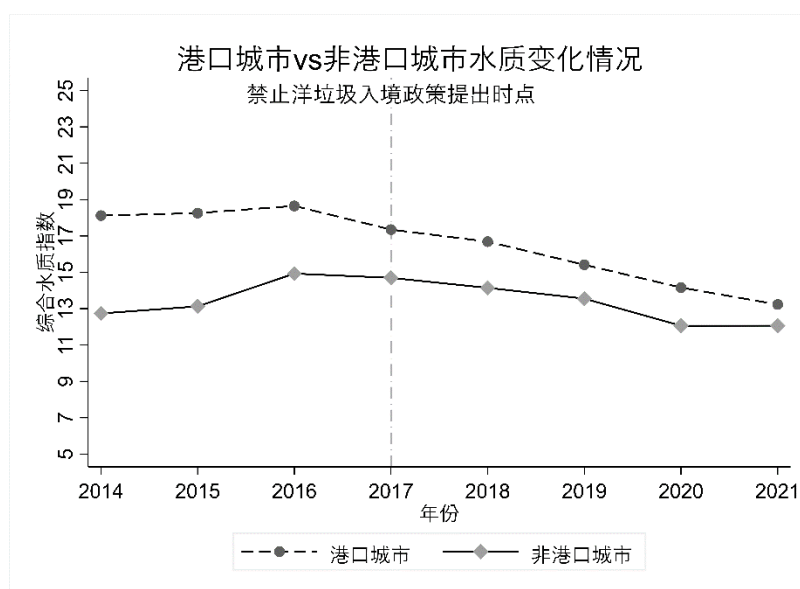


图 5 沿海开放的港口城市与其他城市的水质变化趋势

此外，本研究还控制了一系列城市的特征变量。包括地级市的人口密度（人/平方公里）、人均地区生产总值（元）、人均地方一般公共预算收入（元）等。数据来自于《中国城市统计年鉴》以及各城市的统计年鉴等。

3.2 模型设定

由于“洋垃圾”禁令在政策出台后，更容易影响有废弃资源回收企业的港口城市，本研究采用三重差分模型（DDD）进行估计。具体模型如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Treat_{it} = recycle_i \times port_i \times post_t$ 。 i 表示城市, t 表示年份。 $recycle_i$ 是虚拟变量, 指的是城市 i 在是否有废弃资源回收企业; $port_i$ 是虚拟变量, 识别城市 i 是否为沿海港口城市; $post_t$ 识别“洋垃圾”禁令的冲击, 2017 年及之后是 1, 2017 年之前是 0。 $Treat_{it} = 1$ 表示城市 i 在年份 t 受到了“洋垃圾”禁令的政策冲击。反之, $Treat_{it} = 0$ 表示城市 i 在年份 t 没有受到“洋垃圾”禁令的影响。

本文的核心因变量 Y_{it} 是城市水质。我们采用城市水质综合指数和地表水指数两个变量识别城市的水质。数值越低, 代表城市的水质越好。 λ_i 是地级市固定效应, ν_t 是年份固定效应; X_{it} 是城市随时间变化的特征变量, 包括人口密度、人均地区生产总值和人均地方一般公共预算收入, ε_{it} 是误差项。我们关注的核心解释变量的系数为 β_1 。如果估计系数 $\widehat{\beta_1} < 0$, 表明“洋垃圾”禁令政策改善了城市的水质。

4、实证分析

4.1 “洋垃圾”禁令对城市水质影响

本文首先评估了“洋垃圾”禁令对于城市水质的影响。主要结果如表 2 所示。列(1)控制了城市和年份固定效应, 列(2)在此基础上加入了城市特征变量。结果显示, “洋垃圾”禁令显著降低了城市水质综合指数, 改善了城市整体的水质状况。列(3)和列(4)进一步分析了“洋垃圾”禁令对于地表水水质的影响, 发现“洋垃圾”禁令显著降低了地表水指数, 回归系数在 5%的统计意义上显著。如列(2)和列(4)所示, 禁止“洋垃圾”入境政策使城市的综合水质指数下降了 2.470, 地表水水质指数下降了 4.516。“洋垃圾”禁令对地表水水质的改善更为明显。由于“洋垃圾”回收再生的过程中主要污染地表水的水质, 这也与政策开展的背景以及之前发生的固体废弃物环境公害事件(如: 美国爱河污染事件^①)相吻合。

表 2 “洋垃圾”禁令对城市水质的影响

	(1) 水质综合指数	(2) 水质综合指数	(3) 地表水指数	(4) 地表水指数
$Treat_{it}$	-2.554** (1.110)	-2.470** (1.102)	-4.549** (2.019)	-4.516** (2.014)
城市固定效应	Y	Y	Y	Y

① 1943-1953 年, 美国纽约尼加拉市一条叫做 Love Canal 的废弃运河被某公司买下后填埋处置了大量固体化学废物, 由于严重的地表水污染, 数十年后, 当地居民出现了癌症、呼吸道疾病、流产等现象, 地面还有黑色液体渗出。

年份固定效应	Y	Y	Y	Y
控制变量		Y		Y
N	1967	1945	1967	1945
R^2	0.090	0.091	0.092	0.093

注：*，**，***分别表示在10%，5%和1%水平显著。括号中数值是聚类到地级市层面的标准误；控制变量包括人口密度、人均地区生产总值和人均地方一般公共预算收入。

4.2 稳健性检验

4.2.1 平行趋势检验

差分法有效性的重要前提假设是对照组与实验组在政策冲击之前的变化趋势一致。按照平行趋势假设，在本研究中为有回收企业的沿海港口城市和其他城市相比，水质变化趋势应该是平行的。本文借鉴 Jacobson et al. (1993)^[22]的做法，利用事件分析法进行平行趋势检验，具体而言，采用如下的估计式：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-3}^{k=2} \beta_k \times D_{c,t_0+k} + \gamma x_{it} + \lambda_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

本文的数据是从2014年到2020年，因此覆盖了政策实施前的3年，与开始实施后的3年。核心系数是 β_k ，表示禁止“洋垃圾”入境政策开始第 k 年时，处理组与对照组的水环境质量差异。如图6所示，在“洋垃圾”禁令政策冲击之前，处理组和对照组的水质趋势平行，没有显著差别。而在“洋垃圾”禁令政策生效后， $\hat{\beta}$ 的值则开始显著大幅的下降，在政策生效后的第二年和第三年，处理组水质显著低于对照组，表明禁止“洋垃圾”入境政策显著降低了处理组内城市的水污染情况。

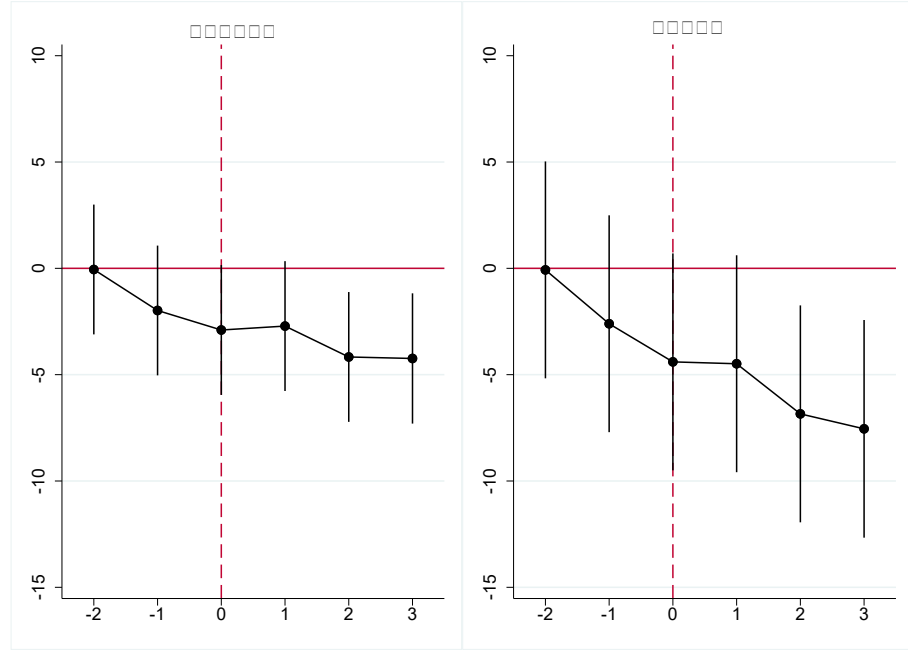


图 6 平行趋势检验：禁止“洋垃圾”入境政策实施前后的动态效应

4.4.2 安慰剂检验

由于其他不可观测的随着时间变化而变化的城市特征也有可能对估计结果产生影响，从而影响因果识别的效果。为了减少实证的顾虑，本文进行了安慰剂检验。

首先，我们将 $Treat_{it}$ 替换为随机生成的虚拟变量，随机选取样本作为处理组，重复 500 次，并检视“伪政策虚拟变量”的系数（即错误的系数估计 $\beta_1^{\widehat{random}}$ ）是否显著。在本研究所涵盖的 281 座城市中，处理组共 10 座城市（有废弃回收企业的港口城市），控制组有 271 座城市。所以从 281 个城市中随机选取 10 个城市作为“伪处理组”，假设这 10 个城市是有回收企业的港口城市，其他城市设置为控制组，然后生成“伪政策虚拟变量”进行回归。

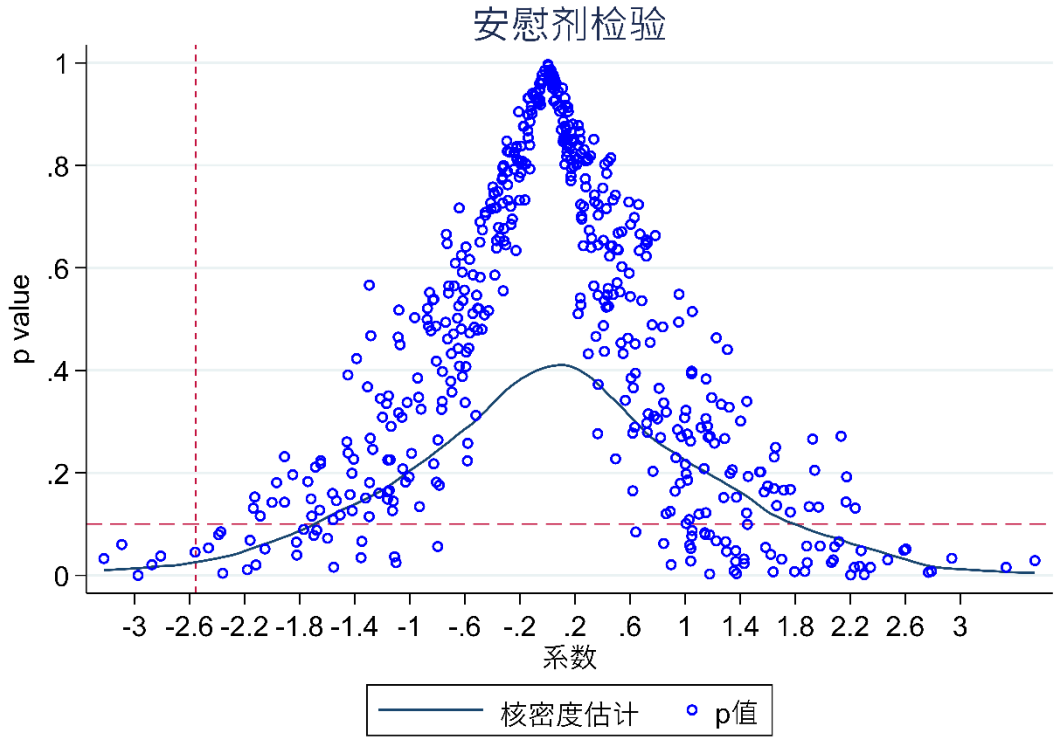


图 7 安慰剂检验结果图示

图 7 呈现了 500 个“伪政策虚拟变量”估计系数 $\widehat{\beta_1^{random}}$ 的分布及相应的 p 值，其中 X 轴表示“伪政策虚拟变量”估计系数的大小，Y 轴表示密度值和 p 值大小，曲线是估计系数的核密度分布，蓝色圆点是估计系数对应的 p 值，垂直虚线是表 2 列(1) $Treat_{it}$ 真实估计系数-2.554，水平虚线是显著性水平 0.1。从图中可以看出，估计系数 $\widehat{\beta_1^{random}}$ 大都集中分布在零附近且服从正态分布，大多数估计值的 p 值都大于 0.1，这表明本文的估计结果不太可能是偶然得到的，受其他政策或者随机性因素的影响的概率较小。此外，我们的真实估计值是明显的异常值，这符合安慰剂检验的预期。

4.2.3 可替代政策干预变量

本文主要通过识别有废弃资源回收企业的港口城市来捕捉“洋垃圾”禁令对于城市的影响。但由于不同沿海开放的港口城市从事进口“洋垃圾”回收处置的规模可能有所差异，使用原模型很难捕捉到“洋垃圾”回收规模对于水质的影响。按照本研究假设，进口“洋垃圾”更多的城市，在禁令后水质改善的幅度更大。

为了更精确识别地级市层面“洋垃圾”进口规模，我们构造了新的政策处置变量

$Treat'_{it}$ 。其中, $Treat'_{it} = total_value_i \times import_export_i \times post_t$ 。 $total_value_{it}$ 表示地级市 2013 年的回收企业工业总产值, 基于 2013 年中国工业企业数据库中地级市层面所有回收企业工业总产值的加总。 $import_export_i$ 表示地级市 2013 年进出口贸易总额, 数据来自于《中国城市统计年鉴》。 $post_t$ 识别“洋垃圾”禁令的冲击, 2017 年及之后是 1, 2017 年之前是 0。新的政策干预变量, 可以更精确捕捉到“洋垃圾”禁令对于城市水质的影响, 具有更多的变化。

表 4 呈现了回归结果。首先, 列 (1) 和列 (2) 表明受到“洋垃圾”禁令影响更大的城市, 水质综合指数下降越明显。列 (3) 和列 (4) 表明“洋垃圾”进口规模越大的城市, 在禁令出台后, 地表水指数下降越明显。整体而言, 回归结果证明了“洋垃圾”贸易规模越大的城市, 在禁令出台后, 水质改善的幅度越大。这进一步论证了“洋垃圾”禁令有效改善了城市的水质状况。

表 3 可替代政策干预变量

	(1) 水质综合指数	(2) 水质综合指数	(3) 地表水指数	(4) 地表水指数
$Treat'_{it}$	-0.081*** (0.028)	-0.069*** (0.026)	-0.123** (0.048)	-0.114** (0.050)
城市固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
控制变量		Y		Y
N	1967	1945	1967	1945
R^2	0.086	0.087	0.087	0.088

注: *, **, ***分别表示在10%, 5%和1%水平显著。括号中数值是聚类到地级市层面的标准误; 控制变量包括人口密度、人均地区生产总值和人均地方一般公共预算收入。

4.3 “洋垃圾”禁令对居民健康的影响

本研究论证了“洋垃圾”禁令有效改善了水质。为了探究“洋垃圾”禁令的微观影响, 我们进行了进一步的分析。水污染对于居民健康带来一系列负面的影响, 腹泻、痢疾、呼吸道疾病, 以及癌症等疾病在水污染地区有更高的患病率^[23-24]。“洋垃圾”禁令显著改善了地表水质和综合水质, 可能也会居民健康带来积极的影响。由于数据的限制, 本研究无法穷尽各类疾病的发病率, 因此主要医疗健康费用出发, 探究“洋垃圾”禁令政策对于居民健康的影响。

我们主要使用 2016、2018、2020 三期的中国家庭追踪调查（CFPS）数据。CFPS 由北京大学中国社会科学调查中心实施，是个人和家庭层面的面板追踪数据。样本按照分层多阶段进行抽样，涵盖了我国 25 个省级行政区，代表了我国 95% 的人口。由于 2020 年的家庭层面调查数据还未公布，因此本研究选用个体层面的调查数据进行分析，用个体在过去一年中的医疗总花费来识别健康效应。我们对医疗总花费做自然对数处理，由于部分个体可能并未有医疗方面花费，因此我们使用 $\log(\text{医疗总花费} + 1)$ 作为因变量。为了控制个体和城市差异，我们控制了个体的性别、年龄、受教育程度、城市户口、党员等特征变量。

表 5 呈现出回归结果。首先，我们使用个人层面数据，控制城市 and 年份固定效应，分别用 $Treat_{it}$ 和 $Treat'_{it}$ 作为自变量^①，评估“洋垃圾”禁令对于居民医疗费用支出的影响。列（1）和列（2）表明，“洋垃圾”禁令显著降低了居民的个人医疗支出。此外，作为稳健性检验，我们还控制了个人和年份固定效应，如列（3）和列（4）所示，仍得出一致性的结论。以列（3）为例，“洋垃圾”禁令使得居民个人的医疗开支降低了 31%。由于“洋垃圾”禁令显著改善了水体的质量，对于居民健康有着积极的意义，显著减少了水污染相关的疾病，进而降低了医疗费用开支。若考虑到全国居民的平均医疗花费，该比例对应着巨大的价值量，由此可见禁止“洋垃圾”入境政策显著提升了居民的健康水平。

表 5 “洋垃圾”禁令对居民健康的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
		因变量：医疗总支出（log）		
$Treat_{it}$	-0.265* (0.151)		-0.310** (0.150)	
$Treat'_{it}$		-0.234*** (0.053)		-0.255*** (0.050)
个人特征变量	Y	Y	Y	Y
城市控制变量	Y	Y	Y	Y
个体固定效应			Y	Y
城市固定效应	Y	Y		
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
N	36089	36089	36090	36090
R^2	0.102	0.103	0.014	0.015

① $Treat_{it}$ 代表 $recycle_i \times port_i \times post_t$ ，是用 $Treat'_{it}$ 是新的可替代测度变量，代表 $total_value_i \times import_export_i \times post_t$ 。

注：*，**，***分别表示在10%，5%和1%水平显著。括号中数值是聚类到个人层面的标准误；个人特征变量包括年龄、性别、城市户口、教育年限、党员；城市控制变量包括人口密度、人均地区生产总值和人均地方一般公共预算收入。

由于政策推出的时间为 2017 年后，目前有关政策实施后居民医疗支出的数据量较少，并且政策生效具有一定时滞（污染暴露到人体患病之间存在一定间隔，不少由于重金属或有机化合物暴露而导致的疾病往往是慢性病），因此在评估的过程中存在一定的难度。同时，CFPS 每两年对调查对象展开调查，本研究中仅选取了 2016、2018、2020 三年的数据，时间尺度上覆盖的范围较小，未来可以选取更长的时间跨度进行更深入的分析。

4.4 异质性分析

上文发现“洋垃圾”禁令显著降低了水污染。本节进一步扩展，探究可能“洋垃圾”禁令政策执行的异质性影响。地方官员面临晋升的竞争与上级考核的压力。实证研究表明，有更好环境治理绩效的官员更容易得到晋升^[25-26]。官员的年龄与晋升激励紧密相关。年轻的官员在晋升竞标赛中具有明显的优势，也有更强的职业激励^[27-28]。例如，1994 年至 2011 年，地级市市长和市委书记的平均年龄是 50.5 岁，中位年龄是 51 岁^[29]。如果地级市官员小于等于 50 岁，在晋升中面临更大的优势。与此同时，对于地级市的市委书记和市长，55 岁是晋升的临界年龄^[30]。超过 55 岁之后，获得晋升的机会明显减少。当官员过了临界年龄之后，有更弱的晋升激励，对政绩的关注度也会显著下降^[31]。因此，本文将地级市市长和市委书记的年龄分为了三组，小于等于 50 岁，51 至 55 岁，56 岁及以上，探究贸易禁令对于水质质量的异质性影响。2014 年至 2020 年地级市市委书记和市长的年龄信息来自于地方政府网站和百度百科等公开资料。

表 6 呈现出分组回归的结果。首先，如列（1）和列（2）所示，当市长年龄小于等于 50 岁，或者处于 51 至 55 岁，“洋垃圾”禁令政策有更显著的效果，降低了城市的水质综合指数，改善了水质量。但是，如列（3）所示，当市长年龄超过 55 岁时，“洋垃圾”禁令对于水质综合指数没有显著的影响。其次，如列（4）所示，但市委书记年龄小于等于 50 岁时，“洋垃圾”禁令有显著的政策效果。但是当市委书记年龄超过 50 岁时，政策对于水质没有显著的提升作用。由于年轻的官员面临更强的晋升激励，更有激励改善环境治理绩效，对于“洋垃圾”禁令的执行可能会更为关注，进而有效降低了水污染。但对于职业生涯末期的官员，尤其是超过 55 岁的市长或市委书记，有更弱的晋

升激励，更少关注环境治理绩效。

表 6 异质性分析：地方官员年龄

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	因变量：水质综合指数 市长			因变量：水质综合指数 市委书记		
	≤ 50岁	51-55岁	≥ 56岁	≤ 50岁	51-55岁	≥ 56岁
$Treat_{it}$	-0.896** (0.384)	-1.970** (0.993)	-5.163 (3.731)	-5.199* (2.736)	-1.136 (1.091)	-2.789 (1.815)
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	540	1,190	215	227	1,239	479
R^2	0.105	0.094	0.165	0.148	0.091	0.113

注：*，**，***分别表示在10%，5%和1%水平显著。括号中数值是聚类到地级市层面的标准误；控制变量包括人口密度、人均地区生产总值和人均地方一般公共预算收入。

5、结论

国际贸易能对于发展带来积极的影响，中国改革开放就是不断扩大开放，积极融入国际贸易体系的历程。与此同时，国际贸易也是一把双刃剑，对于发展中国家的环境等可能带来潜在的负面影响。如何扩大国际贸易的益处，降低乃至规避其负面冲击，是政府治理的挑战。我国推行的“洋垃圾”禁令就是积极的尝试，通过贸易禁令，保护生态环境，促进绿色、可持续发展。本文研究发现，“洋垃圾”禁令显著改善了城市整体的水质和地表水水质状况。基于个人层面的微观数据，我们还发现，“洋垃圾”禁令还显著降低了民众的医疗费用开支，对于居民健康带来积极的影响。

本研究具有重要的政策含义。在改革开放初期，我国制造业的发展需要大量的原材料，从垃圾中进行分拣与回收再生的制造成本更低，进口大量“洋垃圾”成为不得已的选择。伴随着中国产业升级和在全球产业链中位置的提升，逐步告别了以环境污染换取经济增长的粗放式发展道路。近年来，我国坚持绿色发展理念，积极推进生态文明建设，回应民众对于更高环境质量的需求。“洋垃圾”禁令就是绿色发展理念的生动体现。“洋垃圾”禁令显著改善了水质，更好保护了民众的身体健康，对于提高人民生活福祉有着积极的意义。同时，“洋垃圾”禁令也会进一步推动中国再生资源产业升级，带来产业发展与环境治理改善的“双赢”。

本文存在一些局限。首先，由于数据的限制，我们只评估了“洋垃圾”禁令对于城市水质的影响，没有考察“洋垃圾”禁令对于土壤等的影响。其次，本文对于健康效应的评估，主要集中于医疗费用，“洋垃圾”禁令对于特定疾病发病率等的影响，尚待进一步的研究。

参考文献

- [1] FENG J, XIE Q, ZHANG X. Trade liberalization and the health of working-age adults: Evidence from China[J]. *World development*, 2021, 139: 105344.
- [2] HSU W T, LU Y, WU G L. Competition, markups, and gains from trade: A quantitative analysis of China between 1995 and 2004[J]. *Journal of international economics*, 2020, 122: 103266.
- [3] 张杰,李勇,刘志彪.出口促进中国企业生产率提高吗?——来自中国本土制造业企业的经验证据:1999~2003[J].*管理世界*,2009(12):11-26.
- [4] LI J, LU Y, SONG H, et al. Long-term impact of trade liberalization on human capital formation[J]. *Journal of comparative economics*, 2019, 47(4): 946-961.
- [5] 张友国.中国贸易增长的能源环境代价[J].*数量经济技术经济研究*,2009,26(01):16-30.
- [6] COLE M A. Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: examining the linkages[J]. *Ecological economics*, 2004, 48(1): 71-81.
- [7] MANAGI S, HIBIKI A, TSURUMI T. Does trade openness improve environmental quality?[J]. *Journal of environmental economics and management*, 2009, 58(3): 346-363.
- [8] WANG S, WANG X, TANG Y. Drivers of carbon emission transfer in China—an analysis of international trade from 2004 to 2011[J]. *Science of the total environment*, 2020, 709: 135924.
- [9] LIN F. Trade openness and air pollution: City-level empirical evidence from China[J]. *China economic review*, 2017, 45: 78-88.
- [10] 李小平,卢现祥.国际贸易、污染产业转移和中国工业 CO₂ 排放[J].*经济研究*,2010,45(01):15-26.
- [11] CUI J, TAM O K, WANG B, et al. The environmental effect of trade liberalization: Evidence from China's manufacturing firms[J]. *The world economy*, 2020, 43(12): 3357-3383.
- [12] BOMBARDINI M, LI B. Trade, pollution and mortality in China[J]. *Journal of international economics*, 2020, 125: 103321.
- [13] 陈登科.贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据[J].*经济研究*,2020,55(12):98-114.
- [14] 王贺洋.中国“洋垃圾”禁令的全球影响[J].*生态经济*,2018,34(06):2-5.
- [15] SULLIVAN J. Trash or treasure: Global trade and the accumulation of e-waste in Lagos, Nigeria[J]. *Africa today*, 2014, 61(1): 89-112.
- [16] 傅建捷,王亚韡,周麟佳,等.我国典型电子垃圾拆解地持久性有毒化学污染物污染现状[J].*化学进展*,2011,23(08):1755-1768.
- [17] COINTREAU S. Occupational and environmental health issues of solid waste management: special emphasis on middle-and lower-income countries[J]. *Urban papers*, 2006, 2.
- [18] 徐锡金,彭琳,李玮,等.电子废弃物拆解地区儿童血铅水平[J].*环境与健康杂志*,2006(01):58-60.
- [19] 蔡彬,檀笑,温勇,等.“洋垃圾”禁令对我国进口废铜冶炼废气中 As、Pb 时空排放影响[J].

环境生态学,2021,3(12):62-66.

[20] 崔琦,张江雪,魏玮,等.限制固体废物进口的环境与经济效应[J].环境经济研究,2019,4(01):71-85.

[21] WEN Z, XIE Y, CHEN M, et al. China's plastic import ban increases prospects of environmental impact mitigation of plastic waste trade flow worldwide[J]. Nature communications, 2021, 12(1): 425.

[22] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers[J]. The American economic review, 1993: 685-709.

[23] HALDER J N, ISLAM M N. Water pollution and its impact on the human health[J]. Journal of environment and human, 2015, 2(1): 36-46.

[24] LU Y, SONG S, WANG R, et al. Impacts of soil and water pollution on food safety and health risks in China[J]. Environment international, 2015, 77: 5-15.

[25] WU M, CAO X. 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.

[26] ZHENG S, KAHN M E, SUN W, et al. Incentives for China's urban mayors to mitigate pollution externalities: The role of the central government and public environmentalism[J]. Regional science and urban economics, 2014, 47: 61-71.

[27] KOU C, TSAI W H. "Sprinting with small steps" towards promotion: solutions for the age dilemma in the CCP cadre appointment system[J]. The china journal, 2014 (71): 153-171.

[28] LANDRY P F, LV X, DUAN H. Does performance matter? Evaluating political selection along the Chinese administrative ladder[J]. Comparative political studies, 2018, 51(8): 1074-1105.

[29] XI T, YAO Y, ZHANG M. Capability and opportunism: evidence from city officials in China[J]. Journal of comparative economics, 2018, 46(4): 1046-1061.

[30] 纪志宏,周黎安,王鹏,等.地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据[J].金融研究,2014(01):1-15.

[31] 吴敏,周黎安.晋升激励与城市建设:公共品可视性的视角[J].经济研究,2018,53(12):97-111.

Trade ban and environmental pollution: *evidence from the trade ban on foreign garbage*

YANG Wenhui¹; FANG Chen²

(1. School of Government, Peking University, Peking University, Beijing 100871, China

2. College of Environmental Sciences and Engineering, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: Developing green trade is a manifestation of green sustainable development. At the same time, scholars widely debate the impact of international trade on the environment. In 2017, China completely banned the import of solid waste ("foreign garbage") that is environmentally harmful and strongly concerned by the public. This study employs the trade ban as a policy shock and uses the city-level panel data between 2014 and 2020 to evaluate its environmental and health consequences. The results show that the trade ban significantly improves the water quality of cities. Using individual-level micro-panel data, this paper also finds that the ban on "foreign garbage" significantly reduces the total medical expenditure of residents, producing positive health effects. In addition, when local officials have stronger promotion incentives, the ban on "foreign garbage" has a more significant policy effect. The results are consistent with a series of robustness tests. This study provides useful policy insights for China to adhere to green and sustainable development, scientifically implement water pollution prevention and control, and win the battle for blue sky and clear water.

Key words: Trade Ban of Foreign Garbage; Solid Waste; Water Pollution; Citizen Health; Green Development