

“洋垃圾”进口禁令与区域环境污染

肖挺 叶浩

目录

附录 I 稳健性检验补充	1
附录 II 内生性检验：遗漏变量偏误	2
附录 III 空间相关性补充分析	4
参考文献	7

附录 I 稳健性检验补充

1. 虚拟政策处理时期

考虑到城市污染减排效应和达标效应的形成可能并非与洋垃圾进口禁令相关，而存在其他因素的干扰或“伪回归”的可能性，如 2015 年 1 月 1 日实施的《环境保护法》中提出的“三同时”制度同样可能对结果产生影响。因此本文尝试将政策处理时期提前两年，重新构建交互项进行对其中的处理效应进行检验。结果汇报于表 I 1 的第 (1)、(4) 列，对政策处理期的重排结果发现交互项系数并不显著，表明基准回归的结果并非偶然所得。

2. 变更测度方法

本文核心解释变量的系数采取主成分分析提取主成分得出，为了排除变量测度导致结果的随机性。本文重新使用熵值法对城市总体的生态环境进行重新测度，借鉴董锁成等 (2017) 的研究选取包括城市绿化、城市污染以及生态压力等三个方面指标¹，将其中的正向指标定义为城市环境达标指数，并将其中的负向指标定义为城市污染综合指数。确定各个指标组的权重之后，得出各个指标的有效评价值，从而通过系统化、客观化的赋值方法挖掘出信息熵中的有效价值。结果汇报于表 I 1 的第 (2)、(5) 列，从系数方向和显著性来看，结果并没有因测度方法的变更而发生转变，验证了基础结论的可靠性。

3. 虚拟处理组

在中国的垂直政绩考察体系下，自上而下的目标式环境管理被认为是最直接有效的监管方式 (Liu et al., 2021)。在此背景下，KCAPC 政策被提出用于控制重点城市的空气污染，通过将单位污染排放和能源消耗的环境要求指配给地方政府来实现城市排放达标。在 1998 年政府指定了首批 KCAPC 城市，而在 2001 年第二批 KCAPC 又增加了 66 个城市。由于首批城市的多为直辖市、省会城市、经济特区城市、主要旅游城市及沿海城市，其要素丰裕程度使得未指定的城市难以找到恰当的对照组，因此本文将第二批的 KCAPC 设定为处理组，以随机化定义的方式识别洋垃圾禁令的政策效应是否偶然。结果如表 I 1 第 (3)、(6) 列所示，虚拟处理组并未对洋垃圾的处理效应形成影响。

表 I 1 稳健性检验补充

变量	环境污染指数			环境达标指数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat*Post</i>		-0.2024*			0.1222**	
		(0.1194)			(0.0501)	
<i>Treat*Post02</i>	-0.0009			0.0204		
	(0.0140)			(0.0224)		
<i>Treat_K*Post</i>			-0.0139			-0.0032
			(0.0143)			(0.0228)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	3990	3990	3990	3990	3990	3990
R ²	0.608	0.109	0.608	0.238	0.129	0.237

¹ 城市绿化的指标组包括：人均公共绿地面积、建成区绿化覆盖率、公园个数；城市污染的指标组包括：废水排放量、二氧化硫排放量、烟尘排放量、环保支出占总支出的比重；生态压力的指标组包括：工业万元产值废气排量、工业万元产值废水排量、污水处理率、生活垃圾无害化处理率、工业固体废物综合利用率。上述数据均由中国城市统计年鉴收集而来。

附录 II 内生性检验：遗漏变量偏误

遗漏变量是内生性问题的主要原因之一，而所以遗漏的变量又可以包括可观测的和不可观测的两种，因此本文采取以下做法以控制此类内生性问题。

第一，增加可能遗漏的控制变量。本文所关注的洋垃圾进口禁令对城市环境的影响效应可能还存在以下几个不完善考虑之处：①城市本身的环境质量，识别洋垃圾的政策效应需要在城市已有环境基础上进行，故本文将城市 PM2.5 的年平均浓度作为环境质量的替代指标，纳入回归中予以控制。②城市回收产业的发达程度。Li and Takeuchi (2023) 研究中通过中国商务分别在 2014 年和 2016 年发布的《中国回收行业报告》发现河北省、山东省、浙江省和广东省是我国塑料垃圾回收设施较为集中的四个省份，回收产业的基础设施也是影响城市是否进行洋垃圾进口的关键，因此本文将这四个省份洋垃圾的平均进口量作为处理组城市进口量，而其余地区的平均进口量则作为控制组地区的进口量，重新得到一个控制变量纳入回归中。③城市的交通通达度。洋垃圾经济的运行涉及到港口海运和国内铁路、公里以及内河航道的转运，运输成本是构成洋垃圾处理的主要成本之一，因此城市的交通通达水平对洋垃圾的进口选择是至关重要的。故本文依据封志明等 (2009) 的研究，计算城市的交通通达度置入回归方程之中¹。如表 II 1 Panel A 所示，不论所补充的遗漏变量显著性如何，核心系数保持稳健，基准结论依然成立。

第二，检验遗漏变量的偏误问题。参考 Altonji et al. (2005) 的做法，通过可观测的变量计算不可观测变量的偏差程度，以此判断遗漏的变量对于回归结果造成的偏误程度。本文通过区分 2 组的有限集和 1 组全集，计算两者的差异比率。如表 II 1 Panel B 的结果所示，在不保留控制变量和固定效应的情况下，差异比率明显小于 1，此时不可观察变量对回归造成的影响较大，也间接验证了本文选取控制变量及纳入双重固定效应的合理性。而其他有限集和全集的差异比率集中在区间 [1.6906, 5.5160] 之中，表明不可观察变量对回归结果的解释程度至少要达到可观测变量的 1.7 倍，平均需要超过 3.6 倍。才会干扰回归结果的无偏性，因此不可观察变量对回归的影响力有限。

表 II 1 内生性检验：遗漏变量偏误

Panel A: 控制可能的遗漏变量								
变量	环境污染指数				环境达标指数			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Treat*Post</i>	-0.1737*** (0.0306)	-0.1504*** (0.0311)	-0.1830*** (0.0348)	-0.1681*** (0.0369)	0.1424*** (0.0491)	0.1186** (0.0499)	0.1466** (0.0582)	0.1158* (0.0619)
<i>Environment</i>	-0.0010 (0.0017)			-0.0016 (0.0021)	0.0002 (0.0027)			0.0017 (0.0035)
<i>Infrastructure</i>		-0.0438*** (0.0167)		-0.0284 (0.0199)		0.0500* (0.0269)		0.0549 (0.0334)
<i>Transportation</i>			-0.6109*** (0.2003)	-0.5887*** (0.2045)			0.6740** (0.3356)	0.6133* (0.3425)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	3990	3990	3455	3455	3990	3990	3455	3455
R ²	0.611	0.612	0.613	0.613	0.239	0.240	0.246	0.247

Panel B: 用可观测变量评估未观测变量的偏差			
有限集控制变量	有限集回归系数	全集回归系数	差异比率

¹ 封志明等 (2009) 的研究中将通达指数的测算分为交通密度指数和便捷度，交通密度指数由公路密度、铁路密度以及通航河道密度构成，便捷度则以城市中心距离各类交通基础设施的距离为测度方式，而由于洋垃圾的主要依靠海运，故本文将便捷度的测算简化处理，使用城市最近的港口距离表征。最后，对各部分变量做归一化处理或对数变换之后再归一化处理，以消除量纲的影响，最后将各层面的指标汇总得到交通通达指数。

同时控制时间固定效应和控制变量	-0.1409	-0.1721	5.5160
同时控制城市固定效应和控制变量	-0.0703	-0.1721	1.6906

第三，安慰剂检验。无法穷尽的控制变量使得处理组和控制的结果具有一定的随机性，安慰剂检验则是处理该问题的方法之一。对处理组城市进行重排，以随机生成处理组和控制组的方式进行间接安慰剂检验，并结合基准回归式（15）对城市达标指数和污染指数进行 500 次的重复模拟回归。回归系数 β 的计算方式如下：

$$\hat{\beta}_1 = \beta_1 + \zeta \times \frac{\text{cov}(Treat_i \times Post_t, \varepsilon_{it}|C)}{\text{var}(Treat_i \times Post_t|C)}, \quad (II1)$$

其中， C 表示系列控制变量， ζ 表示不可观察因素的影响。由于随机产生洋垃圾进口城市的处理组，故 β_1 为 0。若 $\hat{\beta}_1$ 不为 0，则说明的确存在不可观察因素的干扰。图 II 1 为环境达标指数 P 值及系数对应的核密度分布图。从 500 次重复模拟回归的结果可以发现，估计系数基本服从正太分布，模拟回归系数集中在零值附近，说明洋垃圾进口禁令对城市环境质量的政策效应并不具有偶然性，本文结果可靠。

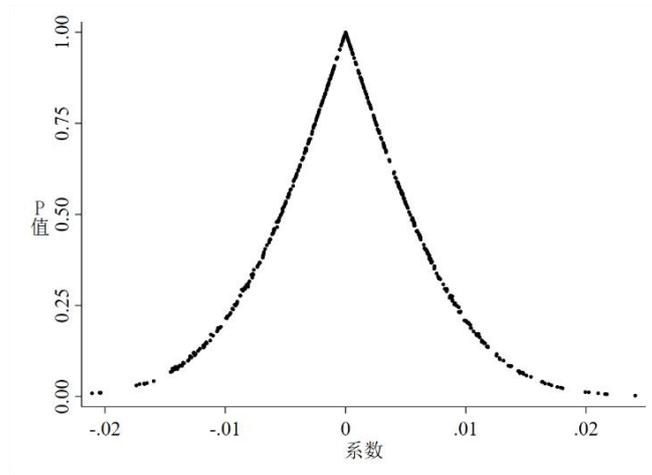


图 II 1 城市环境污染指数安慰剂检验

附录 III 空间相关性补充分析

1. 基于局部莫兰指数¹的分析

为了探明洋垃圾禁令的空间溢出效应，此处从省际视角出发对空间相关性做初步的研判。以城市污染指数为例，分别选取洋垃圾禁令颁布前后的两个年份，将其各省市的局部莫兰指数散点图汇报于图 III1 和图 III2。结果表明，在两个样本年份中，多数省份呈现出空间聚集现象。其中，在禁令实施之前，东部沿海发达地区如上海、北京、河北等省市多呈现“高-高”聚集趋势，而西部内陆地区如广西、贵州、青海等省份多呈现“低-低”聚集趋势。而在禁令实施之后，更多的省份地区由“低-低”聚集转向了“高-高”聚集，不仅说明我国的城市污染排放表现出了省域空间上的相关性，更说明洋垃圾禁令的实施进一步强化了其中的空间联系。

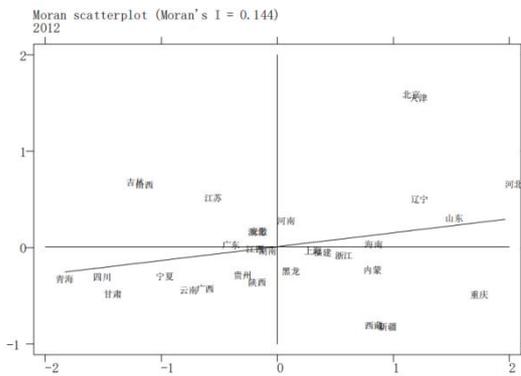


图 III1 2012 年莫兰指数分布

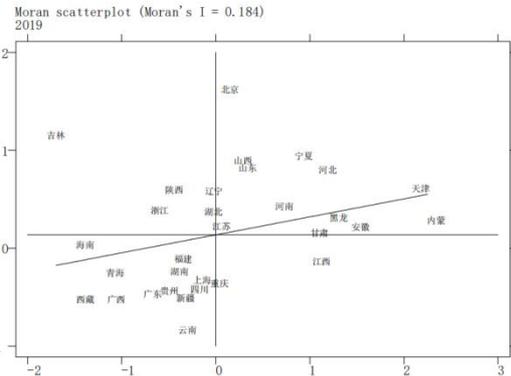


图 III2 2019 年莫兰指数分布

2. 洋垃圾进口的空间溢出效应

通过空间自相关分析能够揭示省域污染排放的全域或局域的空间关联集聚特征，但并没有考虑空间的动态溢出效应。空间马尔科夫链方法可以较好的解释城市污染的空间溢出作用，即在空间层面的相互作用，通过将空间滞后项引入转移概率矩阵，从而克服传统马尔科夫链方法无法体现各单元空间联系的缺陷（王少剑和黄永源，2019）。具体而言，由于马尔科夫链是一种离散的马尔科夫过程，故需要先依据城市污染指数将其划分为 k 种类型，再以区域 a 在 t 时刻的空间滞后类型为基础，计算 $k \times k$ 个类型的条件转移概率矩阵。区域 a 的空间滞后值可以表现如下：

$$Lag_a = \sum Y_b W_{ab} \quad (III1)$$

其中， Y_b 表示区域 b 的城市， W_{ab} 表示空间权重矩阵²。结果汇报于表 III1。整体而言，与低水平、中低水平的省份相邻时向上转移的平均概率为 0.1430、向下转移的平均概率为 0.1597，但与中高水平、高水平的省份相邻时向上转移的平均概率为 0.2382、向下转移的平均概率为 0.0300。可见与污染程度较轻的地区相邻时，向下转移程度的概率大于向上转移的平均概率，而与污染程度较高的省份相邻则逆转了该趋势，污染排放更严重的区域带动周边区域污染水平的可能性更高，而向下转移的可能性更小。由表 III1 及上述分析可得出如下结论，（1）不同区域背景下，其转移状态呈现较为明显的差异。（2）领域类型的不同会导致区域转移大小程度和转移方向的不同。这表明省域间的污染指数存在显著的空间溢出效应，且空间溢出的类型与预期相符。

¹ 莫兰指数 (Moran's I) 是一种用于检测地理数据或空间数据中空间自相关性的统计指标，主要目的在于检测相邻区域之间变量值是否具有相似性。

² 延续上文的研究，此处仍采用邻接矩阵定义空间关系。由于海南省无接壤省市，因此定义距离其最近的广东省作为邻接省份以保持数据完备性。

表 III 1 2008-2021 年中国省域平均污染指数空间马尔科夫转移概率矩阵

领域类型	t/t+1	观测值	I	II	III	IV
I	I	61	0.8361	0.1639	0.0000	0.0000
	II	19	0.2105	0.6842	0.1053	0.0000
	III	1	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
	IV	1	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
II	I	30	0.5000	0.4333	0.0667	0.0000
	II	40	0.0000	0.8250	0.1500	0.0250
	III	15	0.0000	0.0667	0.7333	0.2000
	IV	2	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
III	I	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	II	21	0.0000	0.4286	0.5714	0.0000
	III	37	0.0000	0.0270	0.7838	0.1892
	IV	9	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
IV	I	20	0.6500	0.3000	0.0500	0.0000
	II	31	0.0968	0.5484	0.3226	0.0323
	III	50	0.0000	0.0400	0.5200	0.4400
	IV	66	0.0000	0.0000	0.0758	0.9242

3. 洋垃圾处理城市组的经济联系

(1) 经济地理矩阵。为了避免单纯以地理距离构造矩阵的局限，本文参考邵帅等 (2016) 的做法构建经济地理矩阵，从而能够兼顾两城市间地理和经济上的联系。其中 ϕ 介于 0 到 1 之间，用于表示地理距离矩阵所占的权重，出于简化分析的目的，将其取值为 0.5。 W_g 表示城市间的经济距离权重矩阵，其中的元素以两个区域内年度人均 GDP 均值的绝对差值取倒数衡量。出于稳健性考虑，本文所使用的空间矩阵均进行了标准化处理。

$$W_3 = \begin{cases} \phi w_{ij} + (1-\phi) w_g, & i \neq j \\ & \& \\ & \& \\ \& w_{ij} = 0, & i = j \end{cases} \quad (III2)$$

(2) 考虑洋垃圾处理城市的产业间联系。刘倩等 (2020) 的研究指出城市群政策促进了地区金融发展总量和均衡的双重拟合，可见城市群建设能够强化城市间的产业联系，为了进一步识别洋垃圾处理回收产业是否存在类似的产业间联系，进而验证洋垃圾进口禁令的实施效果是否在此类城市间更为显著，本文尝试构建一个四重差分模型对此进行验证。具体而言，借鉴刘倩等 (2020)、Li and Takeuchi (2023) 的研究，分别根据《中国城市群发展报告 (2016)》和《2016 年中国回收产业报告》，来综合识别处理组城市是否处于洋垃圾处理产业间联系之中。前者汇报了各个城市群获得国务院正式批示的时间及成立时间，以及对应政策文件对城市群范围的界定，后者认为河北省、山东省、浙江省和广东省是我国塑料垃圾回收设施的集中处理地。因此，本文构建四重差分的方法是在基准双重差分模型的基础上，增加处于城市群的城市且位于上述四省的城市两个虚拟变量值，以此来判定处理组城市是否处理洋垃圾处理的产业集群之中¹。

结果汇报于表 III2。前两列的回归结果表明，设定经济地理矩阵并不改变洋垃圾禁令处理效应和空间溢出效应的基本方向，对于前文地理矩阵的回归是一种补充。而第 (3) 列的回归结果表明，处于洋垃圾回收产业集群的城市能够从洋垃圾禁令实施中的收益是显著的，证明城市间所获的空间溢出效应存在明显的经济联系，此结论也进一步验证了城市污染物传播的经济机制。

¹ 经过识别和筛选，符合四重差分的城市群分别为：山东半岛城市群、珠三角城市群、京津冀城市群以及长三角城市群，共包括东莞市、东营市、中山市、临沂市、丽水市、云浮市、佛山市、保定市、台州市、唐山市、嘉兴市、威海市、宁波市、广州市、廊坊市、德州市、惠州市、揭阳市、日照市、杭州市、枣庄市、梅州市、汕头市、汕尾市、江门市、沧州市、河源市、泰安市、济南市、济宁市、淄博市、深圳市、清远市、温州市、湖州市、湛江市、滨州市、潍坊市、潮州市、烟台市、珠海市、石家庄市、秦皇岛市、绍兴市、聊城市、肇庆市、舟山市、茂名市、菏泽市、衡水市、衢州市、邢台市、邯郸市、金华市、阳江市、青岛市、韶关市等 57 个城市。

表 III 2 洋垃圾处理城市组的经济联系

	(1) SAR- W_3	(2) SAR- W_3	(3) 产业间联系
<i>Treat*Post*UC*Pro</i>			-0.1514*** (0.0378)
<i>Treat*Post</i>	-0.1397*** (0.0305)	-0.1437*** (0.0307)	
控制变量	否	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是

参考文献

- [1] Altonji, J. G., Elder, T. E., “Taber C R. Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools”, *Journal of political economy*, 2005, 113(1), 151-184.
- [2] 董锁成、张佩佩、李飞等, “山东半岛城市群人居环境质量综合评价”, 《中国人口·资源与环境》2017第3期, 第155—162页。
- [3] 封志明、刘东、杨艳昭, “中国交通通达度评价:从分县到分省”, 《地理研究》, 2009第2期, 第419—429页,
- [4] Li, J., Takeuchi, K., “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.
- [5] Liu, M., Tan, R., Zhang, B., “The Costs of “Blue Sky”: Environmental Regulation, Technology Upgrading, and Labor Demand in China”, *Journal of Development Economics*, 2021, 150: 102610.
- [6] 刘倩、朱书尚、吴非, “城市群政策能否促进区域金融协调发展?——基于方言视角下的实证检验” 《金融研究》, 2020第3期, 第39—57页。
- [7] Oster, E., “Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 2019, 37(2), 187-204.
- [8] 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。
- [9] 王少剑、黄永源, “中国城市碳排放强度的空间溢出效应及驱动因素” 《地理学报》, 2019第6期, 第1131—1148页。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。