

长江经济带经济增长对工业污染的影响分析

——基于地理距离矩阵的空间杜宾模型

平智毅¹ 吴学兵^{1,2} 吴雪莲^{1,21}

(1. 长江大学 经济学院, 湖北 荆州 434023;

2. 长江大学 湖北长江经济带研究院, 湖北 荆州 434023)

【摘要】 基于 2000—2015 年长江经济带 11 个省份经济增长和工业污染的省际面板数据, 运用环境库兹涅茨 (Kuznets) 方程建立经济增长与工业污染之间的空间计量模型, 分析经济增长对工业“三废”污染的影响效应。研究结果表明: 区域人口聚集与环境污染之间存在显著的空间效应; 考虑空间因素后, 经济增长对“三废”影响的差异性更加显著。控制其他解释变量后, 长江经济带经济增长对工业废气污染的省际溢出效应和总效应都呈现类“N”型关系, 与工业废水污染存在倒“N”型关系, 与工业固体废弃物产生量呈现单调递增线性关系。最后, 为长江经济带经济与环境的协调发展提供相关政策建议参考。

【关键词】 长江经济带 工业污染“三废” 空间计量模型

【中图分类号】 F062. 2 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1671-4407(2019)07-161-07

1 引言

长江经济带被称为未来“中国经济的脊梁”, 是一条具有全球影响力的内河经济带, 能有效促进东中西部地区的协调发展和沿边沿江沿海城市的对外开放。但目前长江经济带沿岸分布着四十多万家化工企业, 以及大型石油化工基地、钢铁基地和炼油厂。2007 年以来, 长江流域的废污水排放量已经突破 300 亿吨, 相当于每年有一条黄河水量的污水被排入长江, 其环境承载力已邻近边缘, 由此产生的工业“三废”对环境造成了极大的冲击。工业“三废”污染毫无疑问是经济发展中值得注意的一个问题。2018 年 4 月 26 日, 习近平总书记在武汉视察时强调: 长江经济带的发展要坚持修复生态环境保护, 走生态优先、绿色发展之路。在此背景下, 深入分析长江经济带经济增长对工业污染造成的影响具有重要的现实意义。

经济发展与环境污染的关系早已成为经济学家和环境学家共同关心的问题。Grossman & Krueger^[1-2], Shafik & Bandyopadhyay^[3] 和 Panayotou^[4] 的研究均表明: 一个国家或一个地区的环境问题往往伴随经济的增长表现出先上升、再下降的倒“U”型, 这种关系被称为环境库兹涅茨曲线(简称 EKC 曲线)。但不同学者考察不同国家的不同发展阶段, 发现其 EKC 曲线表现出不一样的趋势。Kaufmann 等^[5], Meyer 等^[6] 观察到 EKC 曲线呈“U”型, Friedl & Getzner^[7]、Kijima 等^[8] 观察到 EKC 曲线呈“N”型。吴玉鸣和田斌^[9] 发现我国相邻省域之间的环境污染存在显著的空间溢出效应, 经过拓展的传统 EKC 曲线呈“U”型加倒“U”

¹**作者简介:** 平智毅(1993-), 男, 河南巩义人, 硕士研究生, 研究方向为区域经济与产业经济。吴学兵(1980-), 男, 湖北监利人, 博士, 副教授, 研究方向为农业经济理论与政策。E-mail: jmwxbing@163.com。

基金项目: 教育部人文社会科学研究青年基金项目“长江经济带农业绿色化生产的经济效应评价及驱动路径研究”(17YJC790169)。

型。付云鹏等^[10]发现在环境污染各项指标中,人口规模、家庭户规模和人口年龄结构发挥了重要的作用,而城市化率对环境污染各项指标的影响较小。顾剑华等^[11]采用空间统计的莫兰(Moran)指数分析方法分析了丝绸之路9省份的退耦水平空间集聚结构特征与变化趋势,发现从全局空间看,9省份在各时段的退耦水平正负交替,多数未通过显著性检验,存在较弱的空间自相关性,空间随机性明显,而从局部空间看,9省份在各时段的退耦水平在空间分布上呈现出显著的空间离散型,呈现为非均衡的空间分布状态。张英奎等^[12]利用向量自回归(VAR)模型研究江苏人均GDP与工业“三废”之间存在长期且平稳的关系,发现江苏省工业“三废”污染对人均GDP的响应在短期内影响为正,在长期内影响为负。现有的研究具有较强的理论和实践参考价值,但还存在如下不足:

(1)目前关于环境污染的研究主要选取气体排放物(如工业SO₂、CO₂等)相关指标,没有将工业废水排放量和工业固体废弃物产生量指标纳入控制变量。由于污染物选取的不同,造成研究结果也会出现较大偏差,使模型的解释能力降低。因此,本文选取工业“三废”分别作为被解释变量,更加综合全面地分析经济增长对工业污染的影响。(2)目前关于经济增长与工业污染之间的研究大多采用传统的面板数据模型分析,引入空间计量研究方法的文献还很少。在传统的面板模型中,隐含假设各地区的污染排放是相互独立的,这显然与现实情况不符,一个地区的工业污染必定会受到相邻省域工业污染或者其他客观因素的影响,环境污染存在很强的空间相关性。而且人口聚集、产业结构、进出口贸易、环境规制和技术进步等指标会进一步加强空间相关性。(3)已有研究主要是从全国层面来研究工业污染问题,而分析长江经济带经济增长对工业污染影响的空间计量研究明显不足。

综上所述,本文以2000—2015年长江11省份统计数据对经济增长与工业污染的影响关系及程度进行探讨,分析经济增长与其他客观因素对区域工业“三废”污染的影响机制,揭示长江经济带经济增长对工业“三废”污染产生的本土效应、溢出效应和长期变化趋势,为长江经济带监控治理工业污染政策的制定提供经济学理论依据,促进经济与环境的协调可持续发展。

2 模型设计、变量选取与数据来源

2.1 模型设计与研究方法

聚焦于经济增长与工业污染的内在联系,考虑到经济增长、工业污染与其他控制变量的内生关系,参考已有研究,基于环境Kuznets方程,通过引入长江经济带各省经济开放程度、人口聚集、技术进步、环境治理投资和产业结构一系列控制变量,在Antweiler等^[13]的一般均衡模型研究思路的基础上,分析经济增长对工业污染的影响并建立以下空间计量模型:

$$p_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln gdp_{it} + \beta_2 (\ln gdp_{it})^2 + \beta_3 (\ln gdp_{it})^3 + \theta X + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:i表示第i个省份,t表示第t年的数据,p为废气、废水和固体废弃物的工业污染指数,gdp为人均实际GDP,X为影响工业污染的其他控制变量序列,θ为其他控制变量系数序列,ε_{it}为残差项。经济增长与各项工业污染指标之间的判定关系如表1所示。

表1 参数符号与互相关系判定

| 系数符号 | 经济增长与工业污染之间的关系 |
|---|----------------|
| β ₁ =β ₂ =β ₃ =0 | 无相关关系 |
| β ₁ >0, β ₂ =β ₃ =0 | 单调递增线性关系 |
| β ₁ <0, β ₂ =β ₃ =0 | 单调递减线性关系 |
| β ₁ >0, β ₂ <0, β ₃ =0 | 倒“U”型曲线(EKC) |

| | |
|---|---------|
| $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 = 0$ | “U”型曲线 |
| $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0$ | “N”型曲线 |
| $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0$ | 倒“N”型曲线 |

各省的工业污染在本土经济发展的影响下,还会受到相邻省域环境质量的影响,即环境污染存在空间溢出效应^[14-15]。相邻省域的空间联动性在产业结构、对外贸易和经济增长等因素的影响下会进一步增强^[16-17]。鉴于此,需要将空间因素纳入经济增长与工业污染之间的关系之中进行研究。进一步构造空间杜宾模型(SDM)如下:

$$\begin{aligned}
 p_{it} = & \beta_0 + \rho W_i' p_t + \beta_1 \ln gdp_{it} + \beta_2 (\ln gdp_{it})^2 + \\
 & \beta_3 (\ln gdp_{it})^3 + X_i' \theta + \delta_1 d_i' \ln gdp + \delta_2 d_i' (\ln gdp)^2 + \\
 & \delta_3 d_i' (\ln gdp)^3 + d_i' X_t \delta + u_i + k_t + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (2)$$

其中: $\varepsilon_{it} = \lambda m_i \varepsilon_t + v_{it}$, ρ 称为空间自回归系数,度量空间滞后项 Wp 对 p 的影响, W 是空间地理距离权重矩阵, $W_i' p_t$ 是被解释变量的空间滞后项,通过 p_{it} 和其邻接 p_{jt} 值的回归来消除自相关性; $d_i' X_t \delta$ 是解释变量的空间滞后项, d_i' 为空间地理距离权重矩阵 D 的第 i 行, δ 为相邻省域其他解释变量对本省的空间溢出系数矩阵; u_i 指的是个体固定效应; k_t 为时间固定效应;而为扰动项空间权重矩阵 M 的第 i 行, λ 为误差项的空间自回归系数; v_{it} 为随机误差项并服从正态分布; v_{it} 为残差项并服从独立同分布。

在公式(2)中,地理距离权重矩阵 W 根据以下构造原则构建:

$$W_{ij} = \begin{cases} W_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} & \text{if } i \neq j \\ W_{ij} = 0 & \text{if } i = j \end{cases} \quad (3)$$

其中: d_{ij} 表示的省域 i 地理中心与省域 j 地理中心的距离。设某省 i 的地理中心点 A 的纬度为 β_1 ,经度为 α_1 ,另一省 j 地理中心点 B 的纬度为 β_2 ,经度为 α_2 。地球半径为 R 。则 $d_{ij}=R \cdot \arccos[\cos \beta_1 \cos \beta_2 \cos(\alpha_1 - \alpha_2) + \sin \beta_1 \sin \beta_2]$ 。

2.2 数据来源与描述统计

本文采用长江经济带 11 个省份 2000—2015 年的相关数据,来源于《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《新中国六十年资料汇编》以及各省份的统计年鉴。由于工业固体废弃物排放量数据遗漏太多,考虑到数据的完整性,因此选择工业固体废弃物产生量进行分析。各主要变量描述性统计见表 2。

表 2 样本数据变量的统计描述

| 变量 | | 单位 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-----|----------|---------|------------|-----------|------------|----------|
| 因变量 | lnpgas | 万标立方米/人 | 0.7606733 | 0.6848408 | -0.6292479 | 2.01411 |
| | lnpwater | 吨/人 | 2.721107 | 0.5954054 | 1.179339 | 3.807229 |
| | lnpsolid | 吨/人 | -0.0055068 | 0.5356052 | -1.217093 | 1.319955 |
| 自变量 | lngdp | 元/人 | 9.680497 | 0.7878368 | 7.886667 | 11.20128 |

| | | | | | | |
|------|------------------|--------|----------|-----------|-----------|----------|
| | $(\ln gdp)^{12}$ | 元/人 | 94.32918 | 15.26496 | 62.19951 | 125.4686 |
| | $(\ln gdp)^3$ | 元/人 | 925.0999 | 223.2851 | 490.5468 | 1405.408 |
| 控制变量 | lninout | 万美元 | 14.406 | 1.708059 | 11.05418 | 17.57137 |
| | lnphu-man | 人/平方千米 | 5.915307 | 0.8495819 | 4.678741 | 8.249705 |
| | lninvest | 万元 | 11.37642 | 0.7977718 | 9.114163 | 13.34028 |
| | sec | % | 46.2773 | 5.301793 | 31.8069 | 56.6 |
| | k/l | 万元/人 | 10.4671 | 9.402407 | 0.6192968 | 43.28281 |

(1) 长江经济带工业废气排放量持续升高。据表 2 可知, 自 2000 年以来, 长江经济带工业废气排放量逐年上升, 2015 年工业废气排放总量达到 244640 亿标立方米, 其中, SO_2 、 NO_x 、烟粉尘大气污染物在全国相应污染物排放中所占比例分别为 35% (85624 亿标立方米)、32% (78284.8 亿标立方米) 和 29% (70945.6 亿标立方米)。

(2) 长江经济带大量工业废水排放长江未经处理。长江经济带沿边存在着许多企业和重工业园区, 大量的工业废水直接排入长江内并未经过任何处理。相关数据显示, 2015 年长江经济带 11 个省份工业废水排放量达到 88.86 亿吨。长江沿边存在约 600 千米的岸边污染带, 有毒污染物高达 300 余种。长江干流中镉、汞、铬等多种重金属含量严重超标, 受到不同程度的污染的水体近 62%, 河湖水体中的绿藻、蓝藻数量越来越多。长江中下游区域内人口与工业密集程度较大, 沿江的水体质量评测按照《中华人民共和国地表水环境质量标准》大多划分为第 III 类或第 IV 类。如今江苏省 80% 的污水排放量由其沿江八个城市排出, 大约 130 个废水排污口分布在 103 条长江支流附近。

(3) 长江经济带的工业固体废弃物产生量呈逐年上升趋势。长江经济带的工业固体废弃物产生量虽然在 2012 年有所回落, 但是在 2014 年又继续上升, 在 2015 年达到了 9.21 亿吨, 比 2000 年增加了 6.08 亿吨。固体废弃物中存在大量轻质或干物质污染颗粒粉末, 这些微小颗粒在空中飘浮, 随着空气流动对空气环境造成大面积污染。另外, 大量的固体废弃物在排放前未经处理, 随着地表径流或雨水进入水域导致污染。

2.3 控制变量解释

2.3.1 被解释变量

本文选取各省历年工业废气排放量与各省历年年末总人口的比值表示人均工业废气排放量 ($pgas$, 万标立方米/人), 各省历年工业废水排放量与各省历年年末总人口的比值表示人均工业废水排放量 ($pwat$, 吨/人), 各省历年工业固体废弃物产生量与各省历年年末总人口的比值表示人均工业固体废弃物产生量 ($psolid$, 吨/人)。为了消除异方差, 对以上三类指标分别取对数得到污染指标 ($\ln pgas$, $\ln pwat$, $\ln psolid$)。

2.3.2 解释变量

经济发展指标 ($lngdp$), 采用人均实际国内生产总值 (GDP, 元/人) 取对数来衡量。人均 GDP 与总量 GDP 相比更能反映出真实的经济水平对工业污染的影响, 目前国内外学者多用此指标表示经济增长水平。考虑通货膨胀的影响, 本文以 2000 年为基期使用居民消费价格指数 (CPI) 对 GDP 进行消胀。在模型中引入人均 GDP 平方项与三次项检验经济增长与工业污染是否存在线性或者非线性关系。

2.3.3 控制变量

考虑到存在遗漏变量会造成估计结果有偏差,因此在具体模型中增加了可能影响工业污染的其他控制变量(X)包括:

(1)进出口贸易($\ln\text{inout}$)。我国现代经济发展中的一个重要特征是进出口贸易,省域的对外贸易程度的大小会影响到本省的工业生产,进而会对工业污染产生影响。因此本文加入对外贸易这一变量作为控制变量。本文选取各省进出口贸易总额(万美元)作为对外贸易指标,并用美国历年GDP平减指数以2000年为基期进行消胀处理并取对数。

(2)人口聚集指标($\ln\text{phuman}$)。选取人口密度(phuman ,人/平方千米)来衡量,由各省历年年末人口数与其土地面积比值并取对数所得。一方面,各省城镇化水平的提高会引起人口密度的增长,进而会导致更多的资源消耗和更多的工业污染物排放;但另一方面,人口聚集会引起产业规模化生产,有利于工业污染的有效治理。同时,会引起更多的人重视环境保护,投入到环保事业。

(3)环境规制指标($\ln\text{invest}$)。选取各省域每年治理污染项目完成投资(invest ,万元)来衡量,以2000年为基期用居民消费指数(CPI)进行消胀并取对数,表示各省政府对环境治理的程度和趋势。

(4)产业结构(sec)。用工业占国内生产总值的比重(sec,%)来衡量。工业发展往往过度使用自然资源并造成废弃物排放量迅猛增加。随着经济发展到更高阶段,产业结构优化升级,经济的增长方式由粗放型向集约型过渡,工业在国民经济中的比重下降,第三产业比重提升,会缓解资源环境压力。本文选取第二产业产值占省域生产总值的比重来衡量。

(5)技术进步($k/1$)。技术进步($k/1$,万元/人)能促进企业的生产技术改进,使得采用清洁生产技术生产成为可能,减少生产过程中的污染排放。本文选取资本劳动比来衡量技术进步。一方面,较高的资本劳动比意味着较高的生产技术水平,不但加快生产速度提高效率,而且可以提高减污技术水平^[18]。另一方面,某一地区资本劳动比的上升,说明该地区的产业模式从劳动密集型向资本密集型转换。因此资本密集型产品由较高的生产技术产出,劳动密集型产品由较低的生产技术产出^[19]。由此可知,技术进步的对外表现为资本劳动比的提高^[20]。笔者借鉴张军等^[21]采用的永续盘存法计算物质资本存量,以2000年为基期,经济折旧率取9.6%。用各省年末就业人数衡量劳动投入量。

3 实证分析

3.1 空间面板拉格朗日乘数(LM)检验

在空间计量模型中,首先对式(1)进行一般OLS回归,并用LM方法检验长江经济带省域工业污染与其影响因素是否存在空间自相关。LM检验包含三个原假设:不存在空间自相关、不存在空间滞后项和不存在空间误差项,检验结果见表3。由LM检验结果可知人均工业废气排放量和人均工业废水排放量模型存在空间相关性,而人均固定废弃物产生量模型中莫兰指数的P值并不显著,但是空间误差模型(SEM)和空间滞后模型(SLM)的LM检验均在10%水平上拒绝原假设,说明应将空间误差项和空间滞后项纳入人均固定废弃物产生量模型,因此考虑使用空间杜宾模型(SDM)。

表3 空间面板拉格朗日乘数(LM)检验

| 检验类型 | 人均工业废气排放量 | 人均工业废水排放量 | 人均固定废弃物产生量 |
|---------------|------------|-----------|------------|
| | Z统计值 | Z统计值 | Z统计值 |
| Spatial error | | | |
| Moran's I | 123.487*** | 42.635*** | -13.755 |
| LM | 4.489*** | 0.529 | 0.059 |
| Robust LM | 0.149 | 0.529 | 15.028*** |

| Spatial lag | | | |
|-------------|------------|--------|------------|
| LM | 12. 554*** | 0. 013 | 2. 850* |
| Robust LM | 8. 214*** | 0. 043 | 17. 819*** |

注:上角标***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。表4、表6～表8同。

3.2 似然比(LR)和Wald检验

通过LR和Wald检验判断空间杜宾模型(SDM)是否会退化成空间滞后模型(SAR)或空间误差模型(SEM)检验结果见表4。对于三种回归模型, SAR和SEM的原假设分别在1%和5%的显著水平上被拒绝, 即不会退化成SAR和SEM模型, 因此本文采用SDM模型。

表4 空间面板似然比(LR)和Wald检验

| 检验类型 | 人均工业废气排放量 | 人均工业废水排放量 | 人均固定废物产生量 |
|---------------|--------------|--------------|--------------|
| | χ^2 统计值 | χ^2 统计值 | χ^2 统计值 |
| Wald检验 | | | |
| Spatial lag | 221. 68*** | 99. 05*** | 196. 17*** |
| Spatial error | 552. 20** | 88. 94*** | 2532. 03*** |
| LR检验 | | | |
| Spatial lag | 36. 35*** | 97. 12*** | 26. 37*** |
| Spatial error | 38. 43*** | 103. 17*** | 33. 30*** |

3.3 空间杜宾模型(SDM)的估计和分析

3.3.1 空间杜宾模型选择检验

因为在进行空间回归后发现 $(\ln gdp)^2$ 、 $(\ln gdp)^3$ 的系数在人均固定废物产生量模型中不仅不显著, 反而会影响 $\ln gdp$ 系数的显著性, 所以回归时剔除与 $(\ln gdp)^2$ 和 $(\ln gdp)^3$ 有关的控制变量, 说明固定废物产生量与经济增长不存在“U”型或者“N”型关系。由表5豪斯曼检验结果得知, 人均工业废气排放量模型和人均固定废物产生量模型应选择随机效应模型, 而人均工业废水排放量模型应选择固定效应模型。

表5 豪斯曼检验

| 统计量 | 人均工业废气排放量 | 人均工业废水排放量 | 人均固定废物产生量 |
|----------|-----------|-----------|-----------|
| χ^2 | 8. 18 | 35. 03 | -5. 42 |
| P | 0. 3166 | 0. 0000 | — |

进一步对人均工业废水排放量模型进行固定模型类型选择, 通过LM检验判断个体固定效应、时间固定效应以及双固定效应哪种最适合, 如表6所示。检验结果说明人均工业废水排放量模型中既存在个体效应, 也存在时间效应, 所以该模型选取双向固定

SDM 模型。

表 6 个体效应, 时间效应检验

| 原假设 | 检验结果 (χ^2) |
|-----------------|-------------------|
| 个体固定效应比双向固定效应适合 | 44. 87*** |
| 时间固定效应比双向固定效应适合 | 161. 48*** |

3. 3. 2 空间杜宾模型回归结果

在考虑空间因素的基础上, 利用 Stata14. 0 和极大似然估计法 (MLE), 分别对三种模型进行参数估计, 估计结果如表 7 所示。

表 7 SDM 模型的估计结果

| 变量 | | 人均工业废气 排放量 | 人均工业废水 排放量 | 人均工业固定 废物产生量 |
|------------------------|---------------|----------------|----------------|-----------------|
| 直接 解 释 变 量 | lnrgdp | -24. 10153* | -47. 98231*** | 0. 7493206*** |
| | $(\ln gdp)^2$ | 2. 855651** | 5. 568515*** | — |
| | $(\ln gdp)^3$ | -0. 1078429** | -0. 2075731*** | — |
| | lninvest | 0. 0367243 | 0. 0645509** | -0. 0017396 |
| | lninout | -0. 1995435** | -0. 2004949*** | -0. 2479618*** |
| | lnphuman | 0. 1147014 | 3. 609221*** | -0. 4082254*** |
| | sec | 0. 0053835 | -0. 0216898*** | 0. 0073121 |
| | k/l | 0. 0266778** | -0. 0033771 | -0. 0036424 |
| | _cons | -237. 0743** | 0 | -7. 790145*** |
| 空间 滞后 解释 变量 | lnrgdp | 100. 567*** | -1. 64614 | 0. 5612931 |
| | $(\ln gdp)^2$ | -11. 03841*** | -0. 1617039 | — |
| | $(\ln gdp)^3$ | 0. 4024927*** | 0. 0107065 | — |
| | lninvest | -0. 0056925 | -0. 0159644 | -0. 0015262 |
| | lninout | 0. 1107101 | 0. 1010269 | 0. 251909*** |
| | lnphuman | -0. 5333646 | 6. 855922*** | -0. 3565363 |
| | sec | 0. 002367 | -0. 0068294 | -0. 0103461 |
| | k/l | -0. 0512399*** | -0. 0036397 | -0. 0228851 |
| ρ | | 0. 2932123*** | -0. 4860656*** | -0. 300426 |
| R^2 | | 0. 9383 | 0. 6416 | 0. 9088 |

三种空间杜宾模型回归结果显示, 人均工业废气排放量的空间参数 ρ 显著为正, 说明长江经济带人均废气排放量存在显著的正向空间依赖性, 邻近省份人均工业废气排放量越大, 那么该省人均工业废气排放量也会越大, 反之亦然。但是, 与人均工业废气排放量模型不同的是人均工业废水排放量存在显著的负向空间依赖性。人均固体废物产生量虽然也为负, 但并不显著。

空间杜宾模型得出的估计系数值与实际系数有区别, 因此需要进一步采用偏微分法, 将空间溢出效应分解为直接效应, 间接

效应与总效应,以便准确度量长江经济带经济增长对工业污染影响的省域内和省域间溢出效应,空间杜宾模型的效应分解见表 8。

(1) 经济发展的空间溢出效应分析。

首先是经济发展对工业污染的省域内溢出效应。根据表 8 的直接效应分解结果,发现经济发展与工业废水污染呈倒“N”型关系,且三个系数均通过了 1% 的显著性水平检验。即在其他条件保持不变的情况下计算,本省人均工业废水污染指标值首先随着本省人均实际 GDP 的增长下降,到达第一个拐点 1389 元后上升,到达第二个拐点 42125 元下降,2016 年长江经济带人均实际 GDP 为 40443 元,处于两个转折点之间,距离第二个转折点还有一定距离,由此可知人均工业废水污染可能还会继续加重或者已到达拐点。经济发展与工业固体废弃物产生量呈线性正相关关系,系数为 0.7420133,即人均实际 GDP 每增长 1%,人均固体废弃物产生量增加 0.74% 左右。虽然本省经济发展与本省工业废气排放量呈倒“N”型关系,两个拐点分别为 576 元和 132787 元,但在统计上并不显著。

表 8 长江经济带经济增长对工业污染影响的空间溢出效应分解

| 变量 | 人均工业废气 排放量 | 人均工业废水 排放量 | 人均工业固定 废物产生量 | |
|--------------|---------------|---------------|-----------------|----------------|
| | 系数值 | 系数值 | 系数值 | |
| 直接 效 应 | 1ngdp | -18. 67172 | -48. 74063*** | 0. 7420133** |
| | $(1ngdp)^2$ | 2. 262635 | 5. 67591*** | — |
| | $(1ngdp)^3$ | -0. 0827842 | -0. 2078854*** | — |
| | lninvest | 0. 035475 | 0. 0660775** | -0. 003181 |
| | lninout | -0. 1955968** | -0. 209517* | -0. 2548786*** |
| | lnphuman | 0. 088026 | 3. 300064*** | -0. 3993003*** |
| | sec | 0. 0056773 | -0. 0217024 | 0. 0067293 |
| | k/1 | 0. 0244486* | -0. 0046423 | -0. 0024021 |
| 间接 效 应 | 1ngdp | 126. 6704*** | 18. 57638 | 0. 2266129 |
| | $(1ngdp)^2$ | -13. 82444*** | -2. 385914 | — |
| | $(1ngdp)^3$ | 0. 5057102*** | 0. 0900398 | — |
| | lninvest | 0. 0010349 | -0. 0333597 | -0. 0015992 |
| | lninout | 0. 0699694 | 0. 1317433 | 0. 273426*** |
| | lnphuman | -0. 6905374 | 3. 604296 | -0. 0883289 |
| | sec | 0. 0041075 | 0. 0132348 | -0. 0091564 |
| | k/1 | -0. 0531172** | -0. 0013007 | -0. 0172941 |
| 总 效 应 | 1ngdp | 107. 9987** | -30. 16425 | 0. 9686262*** |
| | $(1ngdp)^2$ | -11. 56181** | 3. 289996 | — |
| | $(1ngdp)^3$ | 0. 422926** | -0. 1178456 | — |
| | lninvest | 0. 0365099 | 0. 0327178 | -0. 0047802 |
| | lninout | -0. 1256274 | -0. 0777737 | 0. 0185474 |
| | lnphuman | -0. 6025114 | 6. 90436** | -0. 4876292 |
| | sec | 0. 0097848 | -0. 0084676 | -0. 002427 |
| | k/1 | -0. 0286686 | -0. 005943 | -0. 0196962 |

其次是考察经济发展对工业污染的省际溢出效应。从表 8 间接效应中可以看到,在其他条件保持不变的情况下,长江经济带经济发展对其工业废气污染的省际溢出效应显著呈“N”型,三个系数均通过 1%显著性检验。但经过计算发现该图形并无拐点,即类“N”型单调递增曲线,也就是说长江经济带经济发展对其工业废气污染的省际溢出效应先由强变弱,后由弱变强,且始终为正。从表 8 中还可以看到,在其他条件保持不变的情况下,经过计算,经济发展与工业废水污染的省际溢出效应呈“N”型关系,两个拐点分别为 318 元和 153369 元,但在统计上并不显著。经济发展与工业固体废弃物的省际溢出效应为正,但在统计上也并不显著。

最后是经济发展对工业污染的总效应。根据表 8 的总效应进行计算,发现在其他条件保持不变的情况下,经济发展与工业废气污染呈类“N”型关系。即在地理权重矩阵下,长江经济带经济发展对工业废气污染的影响呈现出由强变弱,再由弱变强的正效应。经济发展与工业废水污染呈倒“N”型关系,但在统计上并不显著。而经济增长对工业固体废弃物的影响显著为正,系数为 0.9686262,即人均实际 GDP 增长 1%,人均工业固体废弃物产生量增加 0.969%左右。

(2) 环境治理投资的空间溢出效应分析。

长江经济带各省的环境治理投资对省域内工业废水污染影响显著为正,而对其他省域内工业污染影响均不显著。另外由间接效应检验和总效应检验可知长江经济带各省环境治理投资省际溢出效应和总效应不显著。这可能是因为长江沿边各省对于“三废”的治理不力,对工业废气和工业固体废弃物治理并未起到明显作用,而对工业废水治理最少。长江经济带各省的进出口贸易对省域内“三废”污染的影响显著为负,说明进出口贸易会明显地减少工业污染,这可能是因为各省内部进出口产业结构布局合理,进出口贸易既会增长经济,又会减少工业产品在国内生产,从而减少工业污染。考察进出口贸易对工业污染的省际溢出效应发现进出口贸易对周边省域的工业废气,废水污染影响虽然为正,但并不显著,而对周围省域工业固体废弃物的影响显著为正。这可能是因为进出口贸易增加会使该省对开放程度变大,本省居民更加重视环境保护,导致工业生产迁出省外。最后是进出口贸易对工业污染的总效应。进出口贸易对长江经济带区域的工业废气,废水排放的影响为负,对工业固体废弃物产生的影响为正,但在统计上均不显著。

(3) 人口聚集的空间溢出效应分析。

长江经济带各省的人口聚集对省域内工业废气污染的影响为正但不显著,对工业废水污染的影响为正且在 1%水平上通过了显著性检验,对工业固定废弃物的影响为负且在 1%水平上通过了显著性检验。而各省人口聚集对工业污染的省际溢出效应均不显著,说明一个省域的人口聚集程度变大对周围省域工业污染的影响可以忽略不计。综合省域内溢出效应和省域间溢出效应,人口聚集对工业废气排放量、工业固体废弃物产生量的影响为负,但不在统计上显著,对工业废水排放量的影响为正且在 5%水平上通过了显著性检验。这可能是因为在长江经济带各省的城市化过程中,随着人口聚集程度加大,长江经济带区域减少了工业废气排放量,排放了较多的工业废水,工业固体物品的利用率得到了增加。

(4) 产业结构和技术进步的空间溢出效应分析。

最后是产业结构和技术进步对工业污染的空间溢出效应分析。由表 8 可以得知,产业结构对“三废”排放量的影响在直接、间接和总效应中在统计上都不显著。说明目前长江经济带产业结构变化对工业污染影响可以忽略,这可能是因为 2000—2015 年长江经济带产业结构变化幅度较小,未对工业污染物排放产生明显影响。技术进步对省域内工业废气排放量溢出效应显著为正,对省域内工业废水排放量,工业固体废弃物排放量为负,但不在统计上显著。从间接效应来看,技术进步的省际溢出效应对工业废气排放量的影响为负并显著,对工业废水排放量,工业固体废弃物产生量的影响为负,但不显著。从总效应来看,技术进步对工业污染的影响都为负,但不在统计上显著。这可能是因为各省技术进步的重点在扩大生产规模,加快生产效率方面,而清洁生产技术进步较小,使得资产劳动比增加,但不能显著地影响工业污染。

4 结论与政策建议

本研究根据 2000—2015 年长江经济带沿边 11 省份面板数据,采用面板数据与空间计量相结合的空间计量杜宾模型,在地理权重矩阵下,实证分析了对长江经济带经济增长与工业废气、废水、固体废弃物污染的空间溢出效应。结果表明:(1)在控制了其他解释变量之后,长江经济带经济增长对工业废气污染的省际溢出效应和总效应都呈现类“N”型关系,与工业废水污染存在倒“N”型关系,并求解了经济发展影响工业废水污染的两个临界点,还有得出经济增长与工业固体废弃物产生量的单调递增线性关系,为我国工业污染治理与经济可持续发展政策提供了思路。(2)考虑空间因素后,省域内环境治理投资对工业废气,固体废弃物污染的影响并不显著。总效应来看,环境治理投资对“三废”治理的影响均不显著。(3)长江经济带与进出口贸易有关的工业产业布局较为合理,进出口贸易会显著的减少“三废”污染。(4)人口聚集对工业废水的排放量影响显著且为正,对工业废气,废弃物影响不显著。(5)长江经济带 15 年间产业结构变化较为合理,并未对“三废”污染加重产生较大影响。长江经济带 15 年间的清洁生产技术未得到较大进步。上述研究成果蕴含着相应的政策含义,本文的政策启示如下:

(1) 实现经济与环境的可持续发展。长江经济带各地相关政府部门在考虑解决工业污染问题时,既要全方位分析本土的经济发展环境,又要仔细参考相邻省份发展政策上潜在的矛盾。生态环境一旦受到破坏,影响的往往不是一个地区,其他地区也会受到影响。因此各省要加强区域间环保合作,实现经济与环境的协调发展。

(2) 加大环境保护的投资力度。长江经济带目前环保投资对工业污染效果不明显,说明各省政府目前对工业污染治理力度不强,因此各省政府要加强工业污染规制水平,增强对工业污染治理的投入力度。

(3) 加强进出口对外贸易。长江经济带沿边省份应始终不渝地积极加强进出口贸易,并结合各地环境污染情况及经济发展程度的差异给予正确的政策导向和适当的扶持力度,稳扎稳打地从一般加工向研发、高端设计和高附加值制造业领域迈进,积极引进国外的先进技术和环保标准,着重开发外企的先进工艺,并借鉴绿色生产流程。

(4) 重视人口聚集与工业废水污染的关系。人口聚集会加重工业水污染,所以随着城镇化水平的提高,人口密度的增加,长江经济带沿边各省政府要重视工业废水的排放量,加强工业废水排放监管及综合管理力度。

(5) 优化升级产业结构,发展清洁生产技术。目前,我国对工业废水污染的有效监管以及产业结构的优化调整,缓解了工业废水排放压力^[8]。长江经济带各省政府应该更加积极进行产业结构的优化与升级,研发新型清洁生产技术,提高使用效率并优化资源分配,降低单位产出的资源消耗量和污染排放量。

参考文献:

[1] Grossman G M, Krueger A B. Environmental impacts of a North American free trade agreement[J]. Social Science Electronic Publishing, 1991, 8 (2) :223-250.

[2] Grossman G M, Krueger A B. Environmental growth and the environment[J]. Quarterly Journal of Economics, 1995, 110 (2) :353-337.

[3] Shafik N, Bandyopadhyay S. Economic growth and environmental quality:Time series and cross-country evidence[EB/OL]. (1992-06-30) . <http://documents.worldbank.org/curated/en/833431468739515725/> Economic-growth-and-environmental-quality-time-series-and-cross-country-evidence.

[4] Panayotou T. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic

development[R]. Geneva: International Labour Office, 1993.

[5] Kaufmann K R, Davidsdottira B, Garmhama S, et al. The determinants of atmospheric SO₂ concentrations: Reconsidering 2001–2013[J]. Ecological Economics, 1998, 25 (2) :209–220.

[6] Meyer AL, Van Koonten G C, Wang S. Institutional, social and economic roots of deforestation: Further evidence of an environmental Kuznets relation? [EB/OL]. (2003-02-05) . http://xueshu.baidu.com/usercenter/paper/show?paperid=14c4f6211ba f81bf78bf3a4c24cbbcf0&site=xueshu_se.

[7] Friedl B, Getzner M. Determinants of CO₂ emissions in a small open economy[J]. Ecological Economics, 2003, 45 (1) : 133–148.

[8] Kijima M, Nishide K, Ohyama A. EKC-type transitions and environmental policy under pollutant uncertainty and cost irreversibility[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2011, 35 (5) :746–763.

[9] 吴玉鸣, 田斌. 省域环境库兹涅茨曲线的扩展及其决定因素——空间计量经济学模型实证[J]. 地理研究, 2012 (4) :627–640.

[10] 付云鹏, 马树才, 宋琪. 人口规模、结构对环境的影响效应——基于中国省际面板数据的实证研究[J]. 生态经济, 2015 (3) :14–18.

[11] 顾剑华, 车夏辉, 蔡翔, 等. 经济增长与环境污染退耦水平空间统计分析以丝绸之路经济带 9 省份为例[J]. 生态经济, 2017 (12) :145–149.

[12] 张英奎, 王菲菲, 李宪羸. 江苏省经济增长与工业环境污染的关系研究——基于向量自回归 (VAR) 模型分析[J]. 环境保护, 2017 (18) :46–52.

[13] Antweiler W, Copeland B R, Taylor M S. Is free trade good for the environment? [J]. American Economic Review, 2001, 91 (4) :877–908.

[14] Maddison D. Environmental Kuznets curves: A spatial econometric approach[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2006, 51 (2) :218–230.

[15] 朱平辉, 袁加军, 曾五一. 中国工业环境库兹涅茨曲线分析——基于空间面板模型的经验研究[J]. 中国工业经济, 2010 (6) : 65–74.

[16] 杨海生, 贾佳, 周永章, 等. 贸易、外商直接投资、经济增长与环境污染[J]. 中国人口·资源与环境, 2005 (3) :99–103.

[17] 张贤, 周勇. 外商直接投资对我国能源强度的空间效应分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2007 (1) :101–108.

[18] 王德文, 何宇鹏. 城乡差距的本质、多面性与政策含义[J]. 中国农村观察, 2005 (3) :25–37.

[19] Nunn N. Relationship-specificity, incomplete contracts and the pattern of trade[J]. The Quarterly Journal of

Economics, 2007122(2):569-600.

[20] 冯颖, 李晓宁, 屈国俊, 等. 中国水环境污染与经济增长关系研究[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2017(6): 66-74.

[21] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952-2000[J]. 经济研究, 2004(10):35-44.