

基于改进 STIRPAT 模型的城镇化水平
对工业废水排放的影响
——以长江经济带为例

尹庆民,朱康宁

(河海大学商学院,江苏 南京 211100)

摘要:长江经济带城镇化的发展促进了工业的进步,而工业发展的同时也伴随着工业废水排放的增加及对水环境的破坏。通过建立城镇化与工业废水排放之间的 STIRPAT 模型,分析长江经济带城镇化对工业废水排放的具体影响。结果表明:长江三角洲经济区及长江经济带整体城镇化水平与工业废水排放之间存在着倒 N 型关系,长江上游经济区和长江中游经济区的城镇化水平与工业废水排放之间存在倒 U 型曲线关系;经济发展水平和人口规模对工业废水排放的影响存在地区差异;长江经济带及各区域技术水平和产业结构对工业废水排放存在显著的正向影响。据此,在推动新型城镇化建设中,应采取政策扶持、转变经济发展方式、提高公众环保意识、调整产业结构及加速技术创新等措施,以期减少工业废水排放。

关键词:长江经济带;城镇化;工业废水排放;STIRPAT 模型
中图分类号:F424;X703 **文献标志码:**A **文章编号:**1003-9511(2020)02-0049-07

中国共产党第十九次全国代表大会报告指出,推动我国新型工业化、信息化、城镇化、农业现代化同步发展以及推进新型城镇化建设,有利于促进区域协调发展,增强我国经济增长内生动力,提升综合经济实力。但在目前的生产方式下,城镇化进程虽推动了人口、资本等生产要素的集聚,促进了工业的发展,在发展过程中也存在破坏生态环境的弊端,尤其是工业的发展使得工业废水排放量增加,导致水资源环境面临污染的压力增大^[1]。

长江经济带覆盖九省二市,横跨中国东、中、西三大板块,截止到 2018 年,长江经济带 21% 的国土面积上承载着全国 42.8% 的人口,其地区生产总值约占全国的 44.7%,长江经济带对我国经济的发展具有重要的战略意义。2018 年 11 月出台的《关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》中指出,要充分发挥长江经济带横跨我国东、中、西三大板块的区位优势,推动长江经济带的高质量发展。基于此背景,本文以长江经济带各经济区域为例,研究不同经济区域城镇化水平对工业废水排放的影响,以期减少新型城镇化建设过程中

对水环境的污染,推动区域经济实现高质量绿色持续发展。

1 文献综述

通过梳理相关文献,发现目前关于城镇化与环境污染之间的关系研究,应用最广泛的是环境库兹涅茨曲线(environmental Kuznets curve,EKC)假说。Panayotou^[2]最早提出环境库兹涅茨曲线的观点,即在经济发展初级阶段,环境污染逐渐加重,当经济发展到一定阶段,环境质量逐渐改善,经济发展与环境污染之间存在倒 U 型曲线关系。具体来看,在城镇化水平与工业废水排放之间关系的研究,主要集中在两方面,一方面是城镇化水平与工业废水排放的关系研究,另一方面是城镇化对工业废水排放影响的方法研究。

学者们关于城镇化水平与工业废水的关系研究得出了不同的结论,大致可以分成三类观点。第一类观点认为城镇化发展会增加工业废水的排放。李姝^[3]利用 GMM 方法研究发现,城镇化与工业废水之间存在正相关关系,城镇化的发展增加

了环境的压力。王会等^[4]使用投入产出法测算出城乡居民人均消费完全排污系数,发现城镇化的发展会增加工业废水的排放。邓晓兰等^[5]利用动态面板模型发现城镇化与工业废水排放之间存在显著的正向效应。第二类观点认为城镇化发展会减少工业废水的排放。Liddle^[6]以美国面板数据为研究对象,发现在城镇化高度发展阶段会减少能源的消费,工业废水排放量减少。丁翠翠^[7]利用系统广义矩法进行研究,发现全国总体城市化水平提高会减少工业废水排放量。第三类观点认为是城镇化发展与工业废水排放量之间存在非线性关系。杜江等^[8-9]发现工业废水排放量与城镇化之间呈倒 U 型关系。周璇等^[10]发现我国只有部分省份在城镇化发展和工业废水排放量间存在环境库兹涅茨曲线,且不同地区的曲线形状、拐点都各不相同。

在关于城镇化对工业废水排放的影响方面,学者们采用了不同的研究方法进行研究。Lei 等^[11-12]利用对数均值迪氏分解法(LMDI)分析工业废水排放量的主导因素。段博川等^[13]通过建立门槛面板模型得出城镇化对环境污染的影响是基于人均生产总值的门槛效应。王亚菲^[14]采用 STIRPAT 模型分析了不同的城镇化水平对污染排放的影响。翁智雄等^[15]同样也利用 STIRPAT 模型发现城市人口密度对工业废水排放有显著影响。

已有文献在研究城镇化水平与工业废水排放之间的关系时得出了正相关、负相关和非线性 3 种不同的结论,而在分析城镇化对工业废水排放的影响上也采用了 LMDI、门槛面板模型、STIRPAT 模型等进行研究。但在城镇化水平与工业废水排放之间的关系方面还有进一步研究的空间:一方面,由于研究样本和研究方法的差异,关于城镇化水平与工业废水排放之间的关系结论并不统一。另一方面,现有研究的考察尺度多基于国家或某一省份,而基于某一产业经济带的城镇化水平与工业废水排放之间的关系研究则较少。再者,已有文献中的传统 STIRPAT 模型使用一次项系数,存在经济发展水平与工业废水排放之间的关系转移给城镇化水平因素的弊端。鉴于此,本文以长江经济带及长江经济带三大区域为研究对象,通过改进 STIRPAT 模型,将经济发展水平的平方项纳入理论模型,克服传统 STIRPAT 模型影响因素转移的弊端。同时,纳入城镇化水平的平方项和立方项来检验城镇化水平与工业废水排放的非线性关系,以更全面地分析城镇化水平对工业废水排放的影响程度。

2 模型构建与数据来源

2.1 理论模型

Holdern 等^[16]创建了影响因素的 IPAT 模型,即

$$I = PAT \tag{1}$$

式中: I 为环境影响; P 为人口因素; A 为富裕程度; T 为技术因素。即环境的变化是由经济富裕度、人口和技术因素三者共同作用的结果。IPAT 模型假定环境受到的影响与各影响因素之间是同比例变化,但实际上各影响因素对环境的影响是存在差异的。

Dietz 等^[17]在 IPAT 模型的基础上提出了 STIRPAT 模型,STIRPAT 模型克服了 IPAT 模型的缺点,可以定量分析城镇化进程中各种因素对工业废水排放量变化的影响。STIRPAT 模型如下:

$$I = \alpha P^\beta A^\gamma T^\delta e \tag{2}$$

式中: α 为常数项; β, γ, δ 是需要被估计的参数; e 是随机误差项。当通过该模型分析城镇化水平对工业废水排放量的影响时,为了研究城镇化过程中其他方面对工业废水排放的影响,可将 STIRPAT 模型变形扩展成模型:

$$I_{it} = \alpha R_{it}^\beta U_{it}^\lambda A_{it}^\gamma T_{it}^\delta S_{it}^\kappa e_{it} \tag{3}$$

式中: I 为工业废水排放量; R 为人口规模,用年末常住人口数量表示; U 为城镇化水平,使用城镇人口占年末常住人口比例来计算; A 为该地区城镇化进程中的经济发展水平,用每个地区的人均生产总值来表示; T 为技术水平因素,利用单位工业增加值工业废水排放量来进行衡量; S 为产业结构,采用第二产业增加值占地区生产总值的比例表示;下标 i 和 t 分别为对应的地区和时间; λ, κ 是需要被估计的系数。对式(3)两边取对数,得:

$$\begin{aligned} \ln I_{it} = & \ln \alpha + \beta (\ln R_{it}) + \lambda (\ln U_{it}) + \gamma (\ln A_{it}) + \\ & \delta (\ln T_{it}) + \kappa (\ln S_{it}) + \ln e_{it} \end{aligned} \tag{4}$$

考虑经济发展程度与环境影响之间存在倒 U 型的环境库兹涅茨曲线关系^[2]且由于城镇化水平与经济发展之间存在较大的相关性,为了避免出现经济发展水平与工业废水排放之间的曲线关系转嫁给城镇化水平因素的情况,模型增设经济发展水平变量的平方项。同时,为检验工业废水排放与城镇化水平之间存在的曲线关系,在式(4)中增设城镇化水平的平方项以及立方项。改进的 STIRPAT 模型为

$$\begin{aligned} \ln I_{it} = & \ln \alpha + \beta (\ln R_{it}) + \lambda (\ln U_{it}) + \\ & \lambda_1 (\ln U_{it})^2 + \lambda_2 (\ln U_{it})^3 + \gamma (\ln A_{it}) + \\ & \gamma_1 (\ln A_{it})^2 + \delta (\ln T_{it}) + \kappa (\ln S_{it}) + \ln e_{it} \end{aligned} \tag{5}$$

式中: λ_1, λ_2 分别为城镇化水平的二次方、三次方前

的系数; γ_1 表示经济发展水平的二次方前的系数。

2.2 数据来源

以长江经济带整体以及长江上游经济区、中游经济区、长江三角洲经济区作为研究对象,划分依据为《长江经济带发展规划纲要》。其中,长江三角洲经济区包含上海市、江苏省、浙江省和安徽省;长江中游经济区包含湖北省、湖南省和江西省;长江上游经济区包含重庆市、四川省、贵州省和云南省。研究的数据跨度为 2000—2017 年。所选变量的基础数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》和各省市区环境统计年鉴、统计公报等资料。变量的含义和描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

项目	R/万人	U/%	A/(万元·人 ⁻¹)	T/(t·万元 ⁻¹)	S/%	I/万 t
平均值	5 194.55	48.16	3.03	27.47	0.38	88 880.78
标准差	1 837.91	15.84	0.18	1.96	0.05	65 077.12
最小值	1 609.00	23.36	0.28	133.04	0.25	8 353
最大值	8 329.00	89.8	12.66	26.05	0.51	296 318

图 1 反映了 2000—2017 年长江经济带城镇化水平总体上不断提高的趋势,从 2000 年的 35.81% 增长到 2017 年的 59.18%,增长了 23.37%。而工业废水排放量出现了先增加后减少的趋势,可以看到,工业废水排放量在 2000—2005 年呈现不断上升的趋势,且在 2005 年工业废水排放量达到峰值,在 2006—2017 年工业废水排放量不断下降。这些趋势表明在城镇化建设过程中,对环境、资源的负面影响逐渐显现,工业废水排放量增加,但随着我国新型城镇化建设的推进,工业化与城镇化的良性互动在增强,城镇化发展与生态环境的关系逐渐改善,工业废水排放量也逐渐减少。

3 实证结果及分析

本文研究对象为长江经济带及三大经济区域,数据总量较多,为了反映研究对象在时间序列和横向截面两个方面的变动情况,减少多重共线性的出现,利用面板模型进行分析。首先,基于计量经济学的规范要求,为避免出现伪回归情况,利用单位根检

验来研究变量数据是否平稳。然后,利用 Kao 协整检验方法来验证工业废水排放量和各解释变量之间是否存在长期均衡的协整关系。最后,利用 Hausman 检验来选择恰当的面板数据模型,得出各解释变量的回归系数。

3.1 单位根检验及协整检验

在利用面板数据进行建模过程中,要保证分析的数据是平稳的,否则会出现“伪回归”的情况。单位根检验是检验数据平稳性的方法,常用的检验方法有 IPS、LLC、Fisher-ADF 和 Fisher-PP。在单位根检验结果中,如果 P 值小于 0.05,则检验结果拒绝原假设,所用的数据就是平稳的,才可以进一步进行协整检验。具体的单位根检验结果如表 2 所示。

从表 2 可以得出:各原始序列 $\ln A$ 、 $\ln R$ 、 $\ln U$ 、 $\ln S$ 、 $\ln T$ 、 $\ln I$ 、 $(\ln A)^2$ 、 $(\ln U)^2$ 、 $(\ln U)^3$ 在一阶差分水平下并没有全部通过单位根检验,而在二阶差分序列下,在 1% 的显著性水平下,通过了 4 种单位根检验,这说明原始序列的二阶差分序列是平稳的,也就是说原始序列是二阶单整的,可能存在长期均衡的协整关系,能够进行面板协整检验。

面板协整检验可以分析解释变量和其他变量之间是否存在长期均衡的协整关系,采用 Kao 检验方法来分析工业废水排放量与各解释变量序列之间的协整关系,使用 Eviews8.0 软件对各变量进行协整检验,具体结果如表 3 所示。

从协整检验结果来看,Kao 检验的 t 统计值为 -5.696469 , P 值为 0,这表明在 5% 的置信水平下,拒绝了不存在协整关系的原假设,表明工业废水排放量与各影响因素之间存在着协整关系,因此可以对模型 4 进行回归分析。

3.2 回归结果分析

在回归分析中,通过 Eviews 8.0 软件使用 Hausman 检验可以判断面板数据是选择固定效应模型还是随机效应模型。结果显示长江经济带总体及三大经济区的 P 值均为 0.00,说明在 5% 的显著性水平下拒绝原假设,固定效应模型更适合用于本文回归分析,具体的回归结果如表 4 所示。

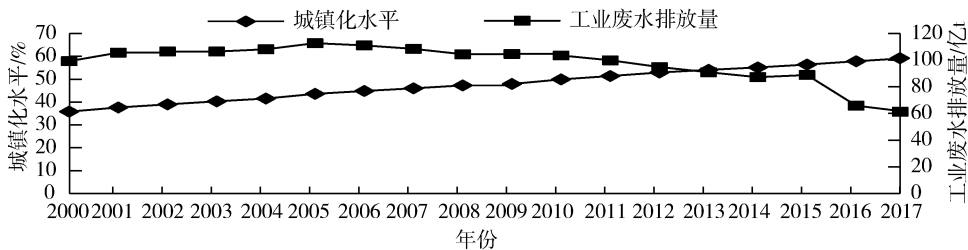


图 1 长江经济带 2000—2017 年城镇化率与工业废水排放量

表 2 各变量单位根检验结果

变量名称		LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP
一阶差分	lnA	- 1. 288 71 *	- 0. 600 83	9. 572 61	15. 930 4 **
	lnR	- 5. 191 06 ***	- 3. 225 ***	23. 942 4 ***	23. 884 8 ***
	lnU	- 6. 951 49 ***	- 5. 276 21 ***	38. 474 5 ***	45. 701 7 ***
	lnS	- 1. 718 59 *	- 1. 286 48 *	14. 747 8 *	15. 392 6 *
	lnT	- 8. 277 74 ***	- 6. 701 57 ***	49. 166 7 ***	63. 615 ***
	lnI	- 5. 818 72 ***	- 4. 180 75 ***	30. 960 5 ***	36. 016 ***
	(lnA) ²	- 1. 470 74 *	- 0. 532 76	8. 967 58	10. 379 4
	(lnU) ²	- 6. 908 81 ***	- 4. 692 75 ***	32. 152 5 ***	49. 73 ***
	(lnU) ³	- 73. 958 3 ***	- 38. 211 2 ***	616. 912 ***	513. 753 ***
二阶差分	lnA	- 8. 640 99 ***	- 6. 862 17 ***	51. 185 8 ***	71. 907 5 ***
	lnR	- 8. 311 82 ***	- 6. 755 91 ***	49. 835 3 ***	107. 434 ***
	lnU	- 10. 804 5 ***	- 8. 799 19 ***	63. 048 1 ***	92. 397 4 ***
	lnS	- 8. 342 53 ***	- 7. 356 02 ***	53. 607 3 ***	74. 741 2 ***
	lnT	- 12. 195 6 ***	- 10. 550 9 ***	74. 479 2 ***	93. 222 7 ***
	lnI	- 4. 372 31 ***	- 6. 473 19 ***	47. 831 8 ***	99. 072 5 ***
	(lnA) ²	- 7. 264 96 ***	- 6. 130 5 ***	44. 956 ***	55. 898 6 ***
	(lnU) ²	- 10. 769 9 ***	- 8. 736 51 ***	62. 623 9 ***	93. 844 9 ***
	(lnU) ³	- 43. 608 4 ***	- 34. 590 1 ***	214. 893 ***	249. 939 ***

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平下显著。

表 3 各变量协整检验结果

类别	t-Statistics	Prob
ADF	- 5. 696 469	0. 000 0
Residual variance	4. 83 × 10 ⁻⁵	
HAC variance	6. 56 × 10 ⁻⁵	

表 4 长江经济带以及三大经济区回归结果分析

地区	模型	lnU		(lnU) ²		(lnU) ³		lnA	
		数值	t 值	数值	t 值	数值	t 值	数值	t 值
长江三角洲经济区	模型(1)	- 10. 595 7 **	- 2. 424 8	2. 798 3 **	2. 410 7	- 0. 244 1 **	- 2. 378 5	0. 895 3 ***	3. 457 3
	模型(2)	- 14. 459 9	- 0. 821 3	4. 166 5	0. 864 2	- 0. 397 9	- 0. 907 0	- 1. 405 2 **	- 2. 101 9
长江中游经济区	模型(3)	1. 486 2 *	1. 973 4	- 0. 204 7 *	- 2. 019 4			- 1. 068 2 *	- 1. 928 3
	模型(4)	10. 974 5	1. 337 6	- 2. 915 9	- 1. 270 2	0. 256 7	1. 192 6	1. 081 9 **	2. 530 4
长江上游经济区	模型(5)	1. 235 1 *	1. 854 4	- 0. 181 2 *	- 1. 934 5			0. 901 4 **	2. 243 4
	模型(6)	- 34. 936 6 **	- 2. 669 5	9. 533 7 **	2. 576 5	- 0. 853 4 **	- 2. 455 6	- 1. 331 2 **	- 2. 152 5

地区	模型	(lnA) ²		lnR		lnS		lnT	
		数值	t 值	数值	t 值	数值	t 值	数值	t 值
长江三角洲经济区	模型(1)	- 0. 002 2	- 0. 181 1	0. 868 2 ***	8. 402 1	0. 959 7 ***	21. 888 4	0. 998 8 ***	56. 489 4
	模型(2)	0. 096 2 ***	2. 888 2	- 0. 138 9	- 0. 667 5	1. 347 6 ***	17. 529 3	1. 002 0 ***	59. 373 9
长江中游经济区	模型(3)	0. 076 1 ***	3. 072 9	- 0. 185 799	- 0. 924 8	1. 342 6 ***	17. 564 6	0. 992 6 ***	74. 895 2
	模型(4)	- 0. 022 3	- 0. 946 4	0. 397 4 **	2. 099 8	1. 113 2 ***	17. 574 4	0. 989 2 ***	73. 575 1
长江上游经济区	模型(5)	- 0. 010 1	- 0. 476 2	0. 427 3 **	2. 266 9	1. 056 4 ***	25. 161 4	0. 986 4 ***	74. 112 4
	模型(6)	0. 090 1 ***	3. 018 2	- 0. 405 1	- 0. 810 5	1. 132 1 ***	23. 132 6	1. 014 8 ***	42. 275 4

3. 2. 1 回归结果描述

从回归结果可以看出,回归模型的拟合度较好,参数估计的结果显著性水平较高,表明构建的计量模型可以较好地解释长江经济带城镇化水平与工业废水排放之间的关系。

在城镇化水平与工业废水排放之间的关系中可以看出,长江三角洲经济区及长江经济带整体城镇化水平的一次项和立方项系数为负,二次项系数为正,意味着城镇化水平与工业废水排放之间呈倒 N 型曲线关系。经计算,长江经济带倒 N 型曲线对应

的城镇化水平拐点是 25. 89% 和 66. 26%,即当城镇化水平低于 25. 89% 时,工业废水排放量随着城镇化水平提高而减少;当城镇化水平位于 25. 89% ~ 66. 26% 之间时,工业废水排放量随着城镇化水平提高而增加;当城镇化水平高于 66. 26% 时,工业废水排放量又会下降。将长江经济带各省份 2017 年城镇化水平与拐点值进行比较可以发现,目前只有上海、江苏和浙江 3 个省份位于第二个拐点的右侧,处于倒 N 型曲线的二次下降阶段,其余 8 个省份都处于曲线的上升阶段,随着城镇化水平的提高,工业

废水排放量继续上升。长江三角洲经济区倒 N 型曲线对应的城镇化水平拐点是 31.82% 和 65.36%, 即当城镇化水平低于 31.82% 时, 工业废水排放量随着城镇化水平提高而减少; 当城镇化水平位于 31.82% ~ 65.36% 间时, 工业废水排放量随着城镇化水平提高而增加; 当城镇化水平高于 65.36% 时, 工业废水排放量又会下降。结合长江三角洲经济区各省份 2017 年城镇化水平可知, 除安徽外, 其他 3 个省份均位于倒 N 型曲线的二次下降阶段。对于长江中游经济区和长江上游经济区, 城市化水平的一次项、二次项和三次项均未通过检验, 故剔除三次项重新估计, 结果显示所有变量通过了检验, 且一次项系数均为正, 二次项系数均为负, 所以长江上游经济区和长江中游经济区的城镇化水平与工业废水排放之间存在倒 U 型曲线关系。

关于经济发展水平与工业废水排放之间的关系, 长江三角洲经济区及长江上游经济区经济发展水平的一次项系数为正, 二次项系数并未通过显著性检验, 表明研究期内经济发展水平与工业废水排放之间是正相关关系。而长江经济带以及长江中游经济区经济发展水平一次项系数为负, 二次项系数为正, 意味着经济发展水平与工业废水排放之间呈 U 型曲线关系。

长江三角洲经济区及长江上游经济区人口规模与工业废水排放之间的系数为正, 二者之间是正相关关系。长江经济带及长江中游经济区人口规模与工业废水排放之间的系数为负但未通过显著性检验, 系数不显著。

长江经济带及三大经济区的产业结构与工业废水排放系数为正, 第二产业增加值占地区生产总值的比重增加, 工业废水排放量就会增加。长江经济带总体的产业结构系数为 1.1321, 第二产业增加值占地区生产总值的比重每提高 1%, 工业废水排放量将增加 1.13%。由表 4 可知, 长江三角洲、中游及上游经济区产业结构的弹性系数分别为 0.9597、1.3426 和 1.0564, 长江三角洲经济区的产业结构的弹性系数最小。在技术水平方面, 长江经济带及三大经济区的单位工业增加值工业废水排放量与工业废水排放量之间呈显著的正相关关系。回归结果表明, 长江经济带总体的技术水平系数为 1.0148, 即单位工业增加值每提高 1%, 工业废水排放量会增加 1.01%。从表 4 结果可以看出, 长江三角洲、中游及上游经济区的技术水平的弹性系数分别为 0.9988、0.9926 和 0.9864, 长江上游经济区技术水平的弹性系数最小。

3.2.2 结果分析

从城镇化水平对工业废水排放的影响来看, 长江经济带整体及长江三角洲经济区城镇化水平与工业废水排放之间存在着倒 N 型关系。长江经济带整体及长江三角洲经济区在城镇化发展初期, 集聚效应和规模效应显现, 对工业废水排放有抑制作用; 经过一段时间的发展, 过快推进城镇化水平, 会造成食物、住房、交通等需求的大幅增长, 这就意味着工业部门需要生产更多的产品, 使用更多的水资源, 从而导致工业废水排放量增加; 城镇化在经过一定的发展阶段, 城镇化水平跨过第二个拐点时, 城市发展有了更科学合理的战略规划, 工业废水排放量也会随之减少。长江上游经济区和长江中游经济区的城镇化水平与工业废水排放之间存在倒 U 型曲线关系, 工业废水排放量随着城镇化的发展呈现先增加, 后减少的趋势。城镇化水平较低的长江上游经济区和长江中游经济区, 在城镇化水平发展初期, 城镇化水平的提高伴随着工业的发展及工业废水排放量的增加。经过一段时间, 城镇化进入高质量发展阶段, 工业废水排放量减少。

在经济发展水平与工业废水排放之间的关系上, 长江三角洲经济区及长江上游经济区经济发展水平与工业废水排放之间是正相关关系, 经济发展水平的提高伴随着工业废水排放增加的情况。长江三角洲经济区及长江上游经济区经济加速发展, 对工业制成品以及基础设施的需求增加, 工业生产规模扩大, 资源消耗数量增加, 污染排放数量增加, 从而工业废水排放量增加。长江经济带以及长江中游经济区经济发展水平与工业废水排放之间呈 U 型曲线关系。经济发展水平的提高, 工业废水排放出现先减少后增加的情况。经济发展初期, 人们的消费集中在满足生活必需品方面, 对私人住宅、私人交通工具的需求较少, 同时, 经济的集聚效应显现, 工业废水排放减少。随着经济的发展, 人们对房屋、私人交通工具等高能耗的工业制成品需求增加, 工业部门水资源消耗增加, 工业废水排放量增加。

从人口规模对工业废水排放的影响来看, 长江三角洲经济区及长江上游经济区人口规模与工业废水排放之间为正相关关系, 这意味着随着人口总量不断增加, 工业废水排放量增加。长江三角洲经济区凭借着政策支持、地理位置等优势, 经济发展前景广阔, 吸引了大量人口涌入, 较大的人口规模带来的工业废水排放驱动力也更大, 大量人口的涌入使得消费需求增加, 城市基础设施加速扩张, 工业迅速发展, 从而工业废水排放量增加。长江上游经济区承接了长江三角洲经济区部分高污染高能耗的工业,

随着年末常住人口数量的增加,从事工业的人数不断增加,工业发展速度加快,但工业发展伴随出现的是工业废水排放量的增加。长江经济带及长江中游经济区人口规模与工业废水排放之间的系数不显著,人口规模的变化不是工业废水排放量的主要因素。

从产业结构对工业废水排放的影响来看,长江经济带及三大经济区的产业结构与城镇化之间是正相关关系,长江中游经济区和上游经济区作为产业承接地,产业结构的变动对工业废水排放量影响大。长江三角洲经济区的产业结构变动对工业废水排放量影响最小,长江三角洲经济区产业结构优化升级效果显著。从技术水平对工业废水排放的影响来看,技术水平与工业废水排放量存在着正相关关系,长江上游经济区相较于其他两个经济区而言,技术进步对工业废水排放影响较小,说明长江上游经济区工业技术水平与资源的利用效率较低。在城镇化进程中,通过调整产业结构和改善工业企业的技术水平,提高工业废水处理水平以及对工业废水进行循环利用,可以有效减少工业废水的排放。

4 结论及建议

4.1 主要结论

本文选择长江经济带整体以及长江三角洲经济区、长江中游经济区和长江上游经济区作为研究对象,基于改进的 STIRPAT 理论模型,利用 2000—2017 年长江经济带各省市的面板数据,从城镇化水平、经济发展水平、人口规模、产业结构、技术水平层面对城镇化发展与工业废水排放之间的关系进行了实证分析,得出以下结论:

a. 不同的地区城镇化水平与工业废水排放之间的关系存在差异性。长江三角洲经济区城镇化水平与工业废水排放之间存在着倒 N 型关系,两个拐点分别为 31.82% 和 65.36%,长江经济带的二者关系呈现倒 N 型关系,两个拐点分别为 25.89% 和 66.26%。城镇化水平较低的长江上游经济区和长江中游经济区的城镇化水平与工业废水排放之间存在倒 U 型曲线关系。不同地区在城镇化水平提高过程中与工业废水排放之间呈现不同的曲线关系,但从长期来看,城镇化水平的提高会减少工业废水的排放。

b. 长江经济带整体及三大经济区的经济发展水平与工业废水排放之间存在不同的曲线关系。长江三角洲经济区及长江上游经济区经济发展水平与工业废水排放之间是正相关关系,而长江经济带以及长江中游经济区经济发展水平与工业废水排放

之间呈 U 型曲线关系。不同地区经济发展水平与工业废水排放的影响存在差异性,但长期来看,随着长江经济带及三大区域经济发展水平的提高,工业规模扩大,资源消耗增加,工业废水排放量会增加。

c. 长江三角洲经济区及长江上游经济区人口规模与工业废水排放之间为正相关关系。人口规模扩大,工业废水排放量增加。人口规模的扩大会带动消费需求的增加,工业发展速度加快,工业废水排放量增加。人口规模的扩大同时也为工业发展提供劳动力,工业的发展规模扩大,从而工业废水排放量增加。

d. 长江经济带及三大区域的产业结构与工业废水排放量之间存在显著的正相关关系。在城镇化水平较高的地区,居民对服务业的需求日益增加,第三产业的地位逐渐超过工业,工业增加值占 GDP 比重降低,工业废水排放量减少。长江经济带整体及三大区域的技术水平与工业废水排放量之间也存在正相关关系,单位工业增加值所产生的废水排放量降低会降低工业废水排放量。

4.2 政策建议

在建设长江经济带新型城镇化过程中,通过采取政策扶持、转变经济发展方式、提高公众环保意识、调整产业结构及加速技术创新等措施,从而达到减少工业废水排放、减少对环境污染的目的。

a. 在提高城镇化水平的过程中需要考虑地区之间的差异,综合考虑地区的发展情况,增加对长江上游和中游经济区的政策扶持,帮助其实现城镇化水平快速提升,从而跨越拐点进入曲线二次下降阶段。

b. 在新型城镇化建设中,转变经济发展方式,不能单纯追求经济数量增长,应适当放缓经济增速,推动经济增长与工业废水排放之间良性互动,同时推动循环经济发展,注重提高资源利用效率,减少资源消耗,减少工业废水的排放。

c. 各地区应加大环保教育力度,增强各级领导和公众保护环境的责任感,培养绿色消费观念,减少对高耗能工业制品的需求。同时加大培养技术型人才的力度,为减少工业废水排放提供智力人才的支撑。

d. 在发展过程中,在调整产业结构同时也要加速技术创新。严格控制高能耗、高污染的行业,加快技术扩散,改进生产的工艺,提高工业用水的利用效率,鼓励循环利用工业用水,提高水资源的利用程度,减少工业废水的排放。

参考文献:

[1] 卢纯. “共抓长江大保护”若干重大关键问题的思考 [J]. 河海大学学报 (自然科学版), 2019, 47 (4): 283-295.

[2] PANAYOTOU T. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic [R]. Geneva: International Labour Organization, 1993.

[3] 李姝. 城市化、产业结构调整与环境污染 [J]. 财经问题研究, 2011 (6): 38-43.

[4] 王会, 王奇. 中国城镇化与环境污染排放: 基于投入产出的分析 [J]. 中国人口科学, 2011 (5): 57-66 + 111-112.

[5] 邓晓兰, 车明好, 陈宝东. 我国城镇化的环境污染效应与影响因素分析 [J]. 经济问题探索, 2017 (01): 31-37.

[6] LIDDLE B. Demographic dynamics and per capita environmental impact: using panel regressions and household decompositions to examine population and transport [J]. Population & Environment, 2003, 26 (1): 23-39.

[7] 丁翠翠. FDI、城市化与环境污染关系的实证检验 [J]. 统计与决策, 2014 (14): 143-145.

[8] 杜江, 刘渝. 城市化与环境污染: 中国省际面板数据的实证研究 [J]. 长江流域资源与环境, 2008 (6): 825-830.

[9] 王家庭, 王璇. 我国城市化与环境污染的关系研究: 基于 28 个省市面板数据的实证分析 [J]. 城市问题, 2010

(上接第 6 页)

[9] LAMSAL P, ATREYA K, PANT K P, et al. Tourism and wetland conservation: application of travel cost and willingness to pay an entry fee at Ghodaghodi Lake Complex, Nepal [J]. Natural Resources Forum, 2016, 40 (1-2): 51-61.

[10] LOOMIS J, MCTEMAN J. Economic value of instream flow for non-commercial whitewater boating using recreation demand and contingent valuation methods [J]. Environmental Management, 2014, 53 (3): 510-519.

[11] 肖建红, 丁晓婷, 陈宇菲, 等. 条件价值评估法自愿支付工具与强制支付工具比较研究 [J]. 中国人口 · 资源与环境, 2018, 28 (3): 95-105.

[12] 董青, 汪升华, 于小迪, 等. 水利风景区建设后评价体系构建 [J]. 水利经济, 2017, 35 (3): 69-78.

[13] HANEMANN W M, LOOMIS J, KANNINEN B. Statistical efficiency of double-bounded dichotomous choice contingent valuation [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1991, 73 (4): 1255-1263.

[14] HANEMANN W M. Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete response data: reply [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1989, 71 (4): 1057-1061.

(11): 9-15.

[10] 周璇, 孙慧. 中国工业废水排放量与经济增长关系的区域分异研究 [J]. 干旱区资源与环境, 2013, 27 (12): 15-19.

[11] LEI H, XIA X, LI C. Decomposition analysis of wastewater pollution discharges in industrial sectors of China (2001—2009) using the LMDI Method [J]. International Journal of environmental research and public health, 2012, 9: 2226-2240.

[12] 章渊, 吴凤平. 基于 LMDI 方法我国工业废水排放分解因素效应考察 [J]. 产业经济研究, 2015 (6): 99-110.

[13] 段博川, 孙祥栋. 城镇化进程与环境污染关系的门槛面板分析 [J]. 统计与决策, 2016 (22): 102-105.

[14] 王亚菲. 城市化对资源消耗和污染排放的影响分析 [J]. 城市发展研究, 2011, 18 (3): 53-57.

[15] 翁智雄, 马忠玉, 葛察忠, 等. 多因素驱动下的中国城市环境效应分析: 基于 285 个地级及以上城市面板数据 [J]. 中国人口 · 资源与环境, 2017, 27 (3): 63-73.

[16] HOLDREN J, EHRLICH P. Human population and the global environment [J]. American Scientist, 1974, 62 (3): 282-292.

[17] DIETZ T, ROSA E. Effects of population and affluence on CO₂ emissions [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 1997, 94 (1): 175-179.

(收稿日期: 2019 - 08 - 14 编辑: 胡新宇)

[15] KRINSKY I, ROBB A L. On approximating the statistical properties of elasticities [J]. The Review of Economics and Statistics, 1986, 68 (4): 715-719.

[16] PARK T, LOOMIS J B, CREEL M. Confidence intervals for evaluating benefits estimates from dichotomous choice contingent valuation studies [J]. Land Economics, 1991, 67 (1): 64-73.

[17] 肖建红, 于庆东, 张运磊, 等. 基于 CVM 的旅游相关资源价值评估总体范围扩展方法研究 [J]. 自然资源学报, 2013, 28 (9): 1623-1636.

[18] WHITEHEAD J C, FINNEY S S. Willingness to pay for submerged maritime cultural resources [J]. Journal of Cultural Economics, 2003, 27 (3): 231-240.

[19] 临沂市统计信息网. 临沂市统计年鉴 2013 [EB/OL]. (2013-12-04) [2019-09-17]. <http://tjj.linyi.gov.cn/info/1061/3930.htm>.

[20] STITHOU M, SCARPA R. Collective versus voluntary payment in contingent valuation for the conservation of marine biodiversity: an exploratory study from Zakynthos, Greece [J]. Ocean and Coastal Management, 2012, 56: 1-9.

(收稿日期: 2019 - 08 - 18 编辑: 胡新宇)