

# 技术进步视角下产业结构对工业废水 排放的门槛效应研究

## ——基于省际面板数据的实证检验

沈晓梅<sup>1</sup>, 胡凯莉<sup>2</sup>, 盛 前<sup>3</sup>, 郑绍萱<sup>4</sup>

(1. 盐城工学院经济管理学院, 江苏 盐城 224051; 2. 河海大学企业管理学院, 江苏 常州 213022;  
3. 河海大学商学院, 江苏 南京 211100; 4. 香港大学教育学院, 香港 999077)

**摘要:**基于 2000—2015 年我国省际面板数据, 构建门槛模型探讨产业结构、技术进步与工业废水排放之间的关联。结果表明: 产业结构特征对工业废水排放的影响受技术进步的双重门槛效应制约, 且当技术进步高于第二阈值时, 工业经济比重的上升不再依托于更大增幅的工业废水排放; 技术进步作为门槛变量, 其在我国不同区域内的发展水平具有显著差异, 东部、中部和西部的技术进步呈阶梯下降的态势; 在其他影响因素中, 人口规模、产出水平、对外开放程度等因素均对工业废水排放起显著的正向促进作用, 而技术进步对工业废水排放起抑制作用。在此基础上提出健全科技创新体系、加大科技研发投入、构建跨区域生态技术补偿机制等对策建议, 以期降低区域工业废水排放水平, 实现工业经济绿色发展的目标。

**关键词:**产业结构; 技术进步; 工业废水; 门槛效应

**中图分类号:** F427      **文献标志码:** A      **文章编号:** 1003-9511(2020)01-0008-06

改革开放 40 年来, 我国工业迅猛发展, 工业经济增速位居世界主要经济体前列, 但在工业化进程中伴随的废水排放问题却不容小视。我国属于资源型、水质性缺水国家, 人均水资源贫乏, 而工业废水排放带来的水环境污染愈发加剧了我国严峻的缺水形势, 成为我国社会经济可持续发展的掣肘。21 世纪以来, 各级政府对水环境污染与防治问题高度重视, 针对当前水资源过度开发、粗放利用、水污染严重等突出问题, 确立水资源管理“三条红线”。习近平同志也多次在系列讲话中强调“绿水青山就是金山银山”, 倡导“节能减排”战略, 同时提出系统谋划治水兴水蓝图, 以保障国家水安全。

学术界关于社会经济发展与资源环境保护关系的研究由来已久。Grossman 等<sup>[1]</sup>开创性地提出环境库兹涅茨曲线, 指出随着经济发展, 人均收入与环境污染呈现倒 U 型曲线关系。工业化作为经济发展的内在动因, 更是造成环境污染的主要源头, 因此

反映工业化进程的产业结构变动与污染排放间的关系引发广泛讨论, 但未形成一致观点。李鹏等<sup>[2,3]</sup>认为产业结构与环境污染间存在倒 U 型曲线关系, 而 Wang<sup>[4]</sup>则认为两者间不一定存在倒 U 型曲线关系。韩楠等<sup>[5]</sup>认为, 高投入低效率、高消耗难循环的产业结构经营方式会推动污染物高强度排放, 对环境产生负外部性, 但随着国家综合实力的增强, 科技研发费用的不断投入, 资本、技术的涌进改变了企业落后的生产方式, 提高了企业的清洁生产能力, 从而可以改善污染排放状况。目前, 技术进步对于环境污染的抑制效应已在大量文献中证实<sup>[6-8]</sup>, 但进一步综合研究技术进步、产业结构与环境污染间互动关系的文献较少。黄杰等<sup>[9]</sup>指出技术进步基于产业结构约束与碳排放强度呈现倒 U 型曲线关系, 强调产业结构的优化能够促使技术进步与碳排放的曲线拐点提前到来, 而大部分学者只单一考量了产业结构或者技术创新要素对污染排放的影响<sup>[10-11]</sup>。

基金项目: 江苏省社会科学基金(19GLB023); 国家社会科学基金(16CZX001); 中国科学院创新实践训练计划(20184000907); 江苏社会科学应用研究精品工程课题(18SYB-045)

作者简介: 沈晓梅(1972—), 女, 教授, 主要从事宏观经济管理与可持续发展、环境规划与管理研究。E-mail: ycitxsm@163.com

随着工业废水排放与水污染问题的日渐凸显,不少学者关注到产业结构的工业废水排放效应,但对其具体作用仍持有争议。庄汝龙等<sup>[12]</sup>运用 SARARA 模型检验中国 31 个省(市、自治区)产业结构与工业废水的关系,发现第二产业比重促进工业废水排放,这与许正松等<sup>[13-15]</sup>等研究结论相似。而李凯凤等<sup>[16]</sup>运用空间计量模型研究发现,随着第二产业的发展,工业推进由依靠高工业废水排放、高工业粉尘排放转变为高二氧化硫排放,工业废水的排放规模得到抑制。从已有研究来看,尽管现有文献对于产业结构的工业废水排放效应研究成果丰硕,但学术界对于产业结构的工业废水排放效应作用特征尚未有一致意见。虽然多数研究认为产业结构之于工业废水存在正负外部性,但随着经济社会的发展和生产技术的更替,传统的生产方式得到革新,环保技术得到发展,产业结构特征对工业废水排放的影响并非一成不变<sup>[17]</sup>。

本文以技术进步作为门槛变量,对产业结构与工业废水排放之间可能存在的非线性关系进行验证,进而理清产业结构、技术进步与工业废水排放三者之间的关系,以期对工业废水减排政策的制定提供参考。

## 1 研究方法与模型的建立

### 1.1 门槛模型

技术进步是改善工业发展与污染排放间矛盾关系的关键要素<sup>[18]</sup>,技术水平的提高促进了工业的集约化、高效化及可持续发展。在技术水平较低时,由于生产水平限制,只能发展高污染、高排放、高能耗的钢铁、能源、化工等重工业以振兴经济,但与此同时,粗放的工业经济发展也导致了工业废水排放迅速增长<sup>[19]</sup>。伴随着技术进步,产业发展逐步演变为以科技创新为引领,工业生产方式、用水效率、资源循环利用能力都随之得到提升,工业经济比重对工业废水排放的促进作用显著减弱。基于此,本文提出如下假说:工业经济比重对工业废水排放存在基于技术进步的门槛效应,当技术进步突破门槛值时,工业经济比重对工业废水排放的促进作用将减弱。综合已有关于工业废水排放影响因素的研究成果<sup>[12-15]</sup>,首先构建线性模型:

$$\ln W_{kt} = \beta_0 + \beta_1 \ln S_{kt} + \beta_2 \ln A_{kt} + \beta_3 \ln P_{kt} + \beta_4 \ln C_{kt} + \beta_5 \ln O_{kt} + \beta_6 \ln I_{kt} + \delta_{kt} \quad (1)$$

式中: $k(k=1,2,\dots,31)$ 为中国除香港、澳门特别行政区及台湾省外的 31 个省(市、自治区); $t(t=0,1,2,\dots,15)$ 为 2000—2015 年的 16 个年份; $W_{kt}$ 为  $t$  时期  $k$  省(市、自治区)的工业废水排放规模; $S_{kt}$ 为  $t$  时

期  $k$  省(市、自治区)的产业结构特征,本文以工业经济比重反映; $A_{kt}$ 、 $P_{kt}$ 、 $C_{kt}$ 、 $O_{kt}$ 、 $I_{kt}$  分别为  $t$  时期  $k$  省(市、自治区)的技术进步、人口规模、产出水平、对外开放程度、投资情况; $\beta_0$  为常数项; $\beta_1 \sim \beta_6$  为各解释变量的待估参数; $\delta_{kt}$  为独立同分布的随机干扰项。

为捕捉工业废水排放基于要素不同水平的内在结构性变化及其阈值,结合 Hansen<sup>[20]</sup> 提出的面板数据门槛回归模型,以技术进步作为门槛变量,以工业经济比重为核心解释变量,系统检验工业废水排放的门槛效应,即观测出 A 可能发生跳跃的阈值及由此导致的工业废水排放特征突变。在式(1)的基础上,构建具体门槛回归模型(以双门槛模型为例):

$$\begin{aligned} \ln W_{kt} = & \beta'_0 + \beta'_1 \ln S_{kt} E(A_{kt} \leq q_1) + \\ & \beta'_2 \ln S_{kt} E(q_1 < A_{kt} \leq q_2) + \\ & \beta'_3 \ln S_{kt} E(A_{kt} > q_2) + \beta'_4 \ln A_{kt} + \\ & \beta'_5 \ln P_{kt} + \beta'_6 \ln C_{kt} + \beta'_7 \ln O_{kt} + \\ & \beta'_8 \ln I_{kt} + \delta_{kt} \end{aligned} \quad (2)$$

式中: $A_{kt}$  为门槛变量,在本文即为技术进步; $q_1$ 、 $q_2$  为待估门槛值; $E(\cdot)$  为示性函数。

### 1.2 门槛值的估测

在门槛值的估计中,需要重点解决两个问题,一是估计门槛值  $q$  的回归参数;二是对门槛估计值进行相应的检验。其中, $q$  通过最小化假定门槛数下普通最小二乘估计的残差估计值得到。在得到相应的参数估计后,需要对门槛效应的显著性和门槛估计值的置信区间进行检验<sup>[21-24]</sup>。

门槛效应显著性检验的原假设为  $H_0: \beta_1 = \beta_2$ , 检验统计量为

$$F_1 = [S_0 - S_1(\hat{q})] / \hat{\psi}^2 \quad (3)$$

式中: $S_0 - S_1(\hat{q})$  分别为原假设(无门槛)、门槛估计下的残差平方和; $\hat{\psi}^2$  为门槛估计残差的方差,由于原假设下门槛值不能识别,则  $F_1$  统计量是非标准分布的,但可以通过“自抽样”模拟其渐进分布,并构造其  $P$  值。

门槛值置信区间估计的原假设为  $H_0: \hat{q} = q_0$ , 相应的似然比检验统计量为

$$LR_1(q) = [S_1(q) - S_1(\hat{q})] / \hat{\psi}^2 \quad (4)$$

式中: $S_1(q)$  为非约束下的残差平方和; $LR_1(q)$  为非标准分布,但 Hansen 计算了拒绝区间,即当显著性水平为  $\alpha$  时,  $LR_1(q) \leq C(\alpha) = -2 \ln[1 - \sqrt{1 - \alpha}]$  时,不能拒绝原假设;在 95% 的置信水平下,  $C(\alpha) = 7.35$ 。

为确定模型是否存在两个或两个以上门槛,需要在单门槛模型基础上进行下个门槛显著性和置信区间检验。若未通过,则接受单门槛假设;若通过,

则继续进行三门槛检验,以此类推。

### 1.3 变量选择与说明

根据式(2),被解释变量为各省(市、自治区)工业废水排放量,门槛变量技术进步则由人均发明专利授权数表示。产业结构特征作为核心解释变量,使用各省(市、自治区)工业增加值占GDP比重来表示,用以反映各地经济增长对工业的依附程度,预期作用方向为正,但其对工业废水排放的正向作用程度会随着技术进步的提高而变小,且这种影响存在阈值效应。在其他解释变量中,人口规模指标选取各省(市、自治区)年平均人口数表示,预期影响为正,即工业废水排放量会随着人口规模的扩大而增加;产出水平用各省(市、自治区)人均生产总值衡量,预期对工业废水排放起促进作用,即产出水平的提升促进工业废水排放的增加;对外开放程度用各省(市、自治区)进出口总额占国内生产总值比重表示,预期影响起促进作用,即在开放的市场环境中,更多的发达国家污染企业会向中国这样的发展中国家转移,以至工业废水排放规模扩张;投资情况用各省(市、自治区)全社会固定资产投资额表示,预期影响起促进作用,即固定资产投资有利于工业经济规模的扩张。

### 1.4 数据来源

以2000—2015年为研究时段,以中国各省(市、自治区)为研究单元,考虑数据的可得性和统计口径一致性,未将香港、澳门和台湾地区的数据作为研究样本。收集工业废水排放量、常住人口、人均地区生产总值、人均发明专利授权数、进出口总额、固定资产投资、工业增加值等指标数据,其中工业废水排放数据取自2000—2015年的《中国环境统计年鉴》;其他指标均来自《中国统计年鉴》及各省(市、自治区)统计年鉴。为消除价格因素影响,所涉及的经济指标均以2000年为基期进行处理。

## 2 实证结果与分析

### 2.1 各变量描述性统计

基于2000—2015年的省际面板数据展开研究,共496个观测样本,各变量描述性统计情况如表1所示。由表1可知,我国工业废水排放情况依旧严

表1 变量描述性统计结果

变量	W/万t	S/%	A/(件·10 <sup>6</sup> 人)	P/万人	C/元	O/%	I/亿元
观测数	496	496	496	496	496	496	496
平均值	73 549.040	40.832	0.568	4 222.043	20 358.406	32.152	6 855.642
最小值	353.000	7.599	0.000	257.000	2 758.961	0.444	64.050
最大值	1 117 328.000	60.497	16.335	10 786.500	83 467.245	533.038	48 312.440
标准差	77 868.832	10.724	1.386	2 682.482	15 013.173	44.392	7 953.397
离散程度	1.059	0.263	2.440	0.635	0.737	1.381	1.160

峻。在各指标中,技术进步的离散程度最高,达到2.440,说明我国各省(市、自治区)技术进步存在明显的时空差异,区域失衡现象明显。

### 2.2 门槛效应检验结果

门槛效应的显著性检验首先需要通过搜索法确定合适的门槛数量。按照格子搜索法的步骤,将样本中的人均发明专利授权数进行升序排列,然后选取不同人均发明专利授权数作为门槛值对模型逐一进行估计并计算残差,残差平方和最小的就是门槛估计值。依次对门槛值个数为1、2和3时进行估计,检验是否存在门槛效应,结果见表2。表2表明以人均发明专利授权数为门槛变量时,单门槛、双门槛和三重门槛效应对应的P值分别为0.255、0.035和0.461,显然单门槛效应和三重门槛效应不显著,双重门槛假设通过了5%的显著性检验。

表2 门槛效应的检验结果

模型	F值	P值	BS指数	临介值		
				1%	5%	10%
单一门槛	14.854	0.255	200	25.218	22.994	20.877
双重门槛	8.802**	0.035	200	9.270	8.555	7.945
三重门槛	0.000	0.461	180	0.000	0.000	0.000

注:\*\*\*、\*\*、\*依次分别为在1%、5%、10%的临界值水平上显著。

当然似比检验统计量LR的值为0时,相对应的q值即为门槛值。在双门槛模型中,两个门槛估计值分别为0.032和2.147。为更清晰地显示这种对应关系,采用似然比函数图来反映门槛效应情况,见图1。其中,虚线代表5%显著性水平下的临界值(7.35),实线代表门槛变量的似然比。门槛估计值和对应的置信区间如表3所示。

### 2.3 门槛模型估计结果

门槛模型估计结果见表4。由表4可见,产业结构特征作为核心解释变量,其对工业废水排放的正向影响在1%的水平上显著,但影响程度随技术进步阈值的不同而改变。当人均发明专利授权数低于0.032件/10<sup>6</sup>人时,产业结构特征对工业废水排放的弹性系数为1.164,表明技术进步处于低水平状态时,随着工业经济比重的上升,工业废水排放迅速增长,且增速显著高于工业经济比重上升的速度,说明此时工业经济的增长依托于对环境的消耗;当

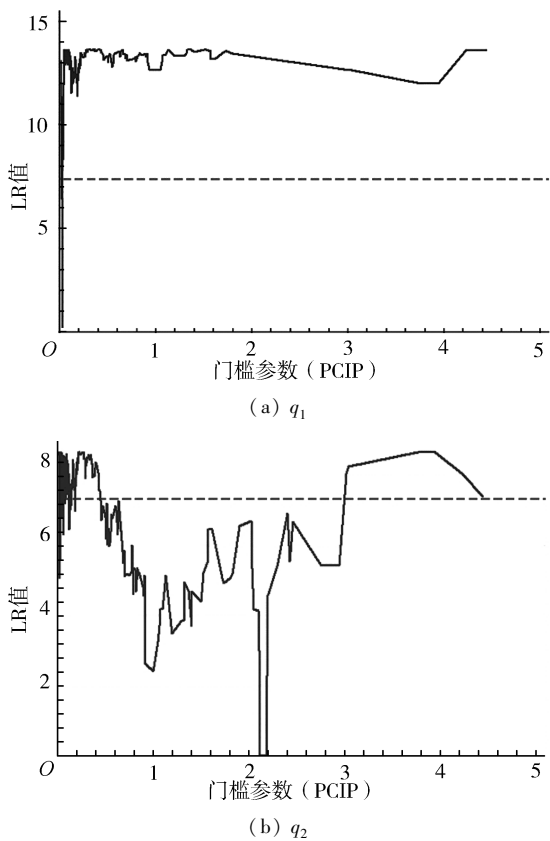


图1 门槛值  $q_1$ 、 $q_2$  的似然比函数

表3 门槛估计值及置信区间

门槛值	门槛估计值	95% 置信区间
$q_1$	0.032	[0.029, 0.036]
$q_2$	2.147	[0.027, 2.944]

表4 门槛模型估计结果

变量	系数估计值	标准误差	T 统计量	$P >  t $	95% 置信区间
$P$	0.900 ***	0.078	11.5	0.000	[0.746, 1.054]
$C$	0.380 ***	0.107	3.54	0.000	[0.169, 0.591]
$A$	-0.112 ***	0.026	-4.26	0.000	[-0.163, -0.06]
$O$	0.105 ***	0.03	3.51	0.000	[0.046, 0.164]
$I$	0.080	0.086	0.92	0.356	[-0.09, 0.249]
$S1$	1.164 ***	0.077	15.07	0.000	[1.101, 1.316]
$S2$	1.075 ***	0.071	15.08	0.000	[0.935, 1.215]
$S3$	0.992 ***	0.081	12.29	0.000	[0.833, 1.15]
常数项	-5.370 ***	0.970	-5.54	0.000	[-7.276, -3.456]

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平。

人均发明专利授权数介于 0.032 ~ 2.147 件/ $10^6$  人之间时,产业结构特征对工业废水排放的弹性系数降低至 1.075,说明随着技术的进步,工业经济比重对工业废水排放的促进作用得到缓解,但后者增速仍高于前者;但随着技术更高的进步,即当人均发明专利授权数高于 2.147 件/ $10^6$  人时,工业经济比重对工业废水排放的弹性系数实现了小于 1 的突破,此时,工业经济比重每增加 1%,工业废水排放仅增长 0.992%,工业经济增长对环境的依赖得到缓解。

由此,假说得到验证,以技术进步为动力的产业结构优化减缓了工业废水排放的增长速度,工业企业通过清洁工艺、高端设备等方面的技术进步成果逐步实现了企业环境友好程度的提升,技术进步减弱了工业经济比重对工业废水排放的促进作用。

在影响工业废水排放的其他因素中,①人口规模对工业废水排放的弹性系数为 0.900,两者呈现显著正相关关系,符合预期。人口规模的扩张伴随着生产需求的扩大,这意味着生产过程中工业废水排放的规模也随之扩大。②产出水平对工业废水排放产生显著正向作用,弹性系数为 0.380,与预期相符。产出水平的提高会促进工业规模扩大,进而导致工业废水排放增加,这与周璇等<sup>[25]</sup>的研究结论一致。③技术进步对工业废水排放起显著抑制作用,弹性系数为 -0.112,与预期相符。随着工业生产水平的提高,高耗能、高排放的生产技术逐步被绿色低碳生产技术所替代,工业绿色水资源利用效率以及污水处理水平都得到提高,进而实现工业废水减排的目标。④以进出口总额占地区生产总值比重代表的对外开放程度每增长 1%,工业废水排放也随之增长 0.105%,与预期影响方向一致。这主要是由于我国在国际贸易中处于不利地位,一方面一些发达国家对我国高科技进口实行技术封锁,阻碍了先进绿色生产技术进入国内;另一方面,我国在国际产业链中常常处于底端位置,随着对外开放程度的提高,我国也随之承接更多高污染、高排放的生产过程,为发达国家承担着相应的污染环境成本。⑤投资情况对工业废水排放起促进作用,但影响不显著。究其原因,虽然固定资产投资规模的扩大带动了生产规模的扩张,会引发工业废水排放规模的扩大,但是随着资本愈发密集,工业企业的生产方式也会随之升级,但这种现象会由于时空特征不同而出现随机性,因此投资情况对工业废水排放的影响不显著。

## 2.4 门槛效应下的地区差异分析

对照两个门槛值,将各省(市、自治区)按照技术进步划分为低( $A \leq 0.032$ )、中( $0.032 < A \leq 2.147$ )、高( $A > 2.147$ )3 个组,结果如表 5 所示。

a. 从跨越第一个门槛值(0.032)的情况来看:在“十五”初期的 2000 年,东部省(市、自治区)表现良好,仅福建和海南两个省尚未完成对第一个门槛值的跨越,而中西部地区仅有 8 个省(市、自治区)跨越第一个门槛值,但仍有 60% 的省(市、自治区)人均发明专利授权数低于 0.032 件/ $10^6$  人。随着经济社会的发展,“十五”期间中西部省(市、自治区)陆续跨过第一个门槛值,仅西藏自治区技术进

表5 中国各区域跨越门槛值情况

年份	区域	$A \leq 0.032$	$0.032 < A \leq 2.147$	$A > 2.147$
2000年	东部	福建、海南	北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、山东、广东	
	中部	安徽、江西、河南、湖北、湖南	山西、吉林、黑龙江	
	西部	内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、西藏、青海	云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆	
2005年	东部		天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南	北京
	中部		山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南	
	西部	西藏	云南、广西、陕西、甘肃、宁夏、新疆、内蒙古、重庆、四川、贵州、青海	
2010年	东部		天津、河北、辽宁、江苏、浙江、山东、福建、广东、海南	北京、上海
	中部		山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南	
	西部		云南、广西、陕西、甘肃、宁夏、新疆、内蒙古、重庆、四川、贵州、青海、西藏	
2015年	东部		河北、辽宁、山东、福建、海南	北京、上海、天津、江苏、浙江、广东
	中部		山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南	
	西部		云南、广西、陕西、甘肃、宁夏、新疆、内蒙古、重庆、四川、贵州、青海、西藏	

注:表格中东部、中部和西部区域划分遵循我国三大经济地带划分标准。

步仍未实现跨越,其人均发明专利授权数仅为 $0.000004$ 件/ $10^6$ 人。一方面这是由于西藏自治区科研经费投入不足,其2005年R&D经费仅为3497万元,占全国总科技投入的0.44%,另一方面是由于西藏专门从事科技创新的人员过少。到“十一五”末期的2010年,全国各省(市、自治区)均实现了对第一个门槛值的跨越。而就中部地区而言,黑龙江作为第一批跨越0.032的老工业基地和工业大省之一,产业结构以重工业为主,呈现资源型特征,10多年来技术进步乏力,2010年人均发明专利授权数仅为0.39件/ $10^6$ 人,这与其大部分工业企业科技创新理念落后、高精尖人才不断流失有关。

b. 从第二个门槛值(2.147)的跨越情况来看,研究期初,尚未有省(市、自治区)达到高技术水平区间;在“十五”和“十一五”期间,北京和上海作为我国两大技术研发中心,先后跨越第二个门槛值;到“十二五”末期,天津、江苏、浙江、广东等东部地区经济社会发展最发达的4个省(市、自治区)也实现了对第二个门槛值的跨越。就江苏而言,R&D经费投入强度一直处在全国领先行列,随着传统要素优势逐渐衰退,江苏及时引导优质资源涌向新型工业,同时推动实施“百项千亿”重点技改工程,促进互联网与工业融合创新,激发全省创新活力,从而跃至高技术进步阶段。2015年,江苏技术进步值是西藏的36倍,黑龙江的4倍。由此可见,我国省际技术进步存在显著的时空差异。

### 3 结论与建议

#### 3.1 结论

本文利用2000—2015年间中国大陆地区省际面板数据构建门槛模型,探寻工业废水排放与技术进步、产业结构特征之间的关联,得到以下结论。

a. 产业结构特征对工业废水排放的影响受技术进步的双重门槛效应制约。当技术进步处于第一阈值以下时( $A \leq 0.032$ ),工业废水排放的增速明显高于工业经济比重的增速;当技术进步位于两个阈值之间时( $0.032 < A \leq 2.147$ ),产业结构特征对工业废水排放效应显著减弱;当技术进步高于第二阈值时( $A > 2.147$ ),工业经济比重的上升不再依托于更大增幅的工业废水排放,此时,工业经济向绿色发展方向转变。

b. 门槛变量的区域水平特征呈现动态不均衡的特征。技术进步作为门槛变量,其在我国不同区域内的发展水平具有显著差异,东部、中部和西部的技术进步呈阶梯下降的态势。截至2015年,全国只有东部地区6个省(市、自治区)(北京、上海、天津、江苏、浙江、广东)跨越了第二个门槛值,工业发展逐渐向环境友好型增长转变。

c. 在其他影响因素中,人口规模、产出水平、对外开放程度等因素均对工业废水排放起显著的正向促进作用,弹性系数分别为0.900、0.380和0.105;而技术进步对工业废水排放起抑制作用,弹性系数为-0.112;投资情况对工业废水排放起促进作用,但影响不显著。

#### 3.2 对策建议

a. 健全科技创新体系,加大科技研发投入。政府应做好专利保护、知识产权交易市场等顶层设计,同时扩大科研经费的投入,鼓励研发清洁生产技术、环保减排技术和污染末端治理技术,进而提升企业治污水平;同时,完善研发人员的培养和引流制度,加大对技术人才的资金倾斜,如可专门制定技术人才持股激励计划等<sup>[26]</sup>。此外,还应降低环保研发成果的市场进入门槛,引导科技往“政用产学研方向”发展,推动技术进步与工业生产深度融合,促进环保

减排领域的研发成果又好又快落地,以科技引领工业调整和升级,淘汰落后产能,整治“散乱污”企业,培育支持高新技术产业,走新型工业化道路,促进工业经济高质、健康、绿色发展,切实让技术进步推进工业减排。

**b. 构建跨区域生态技术补偿机制,缩小发展差距。**由于产业结构特征对工业废水排放的影响受技术进步的门槛效应制约,且我国区域间技术进步具有明显差异,因此,亟须构建跨区域的生态技术补偿机制,以推动区域间协调发展。应在传统生态治理经济补偿理念的基础上,进一步扩展区域间生态补偿机制,将其延伸到环保技术补偿领域,由东部发达地区向中、西部地区提供先进的生态治理和废水减排技术,进而增强区域发展的协同性、联动性、整体性,实现协同发展的目标。

**c. 推进产业结构转型,加大第三产业对国民经济增长的推动<sup>[27]</sup>。**虽然当技术进步处于高水平区间时,工业经济增长不再依托于更大增幅的工业废水排放,但工业经济比重对工业废水排放仍然起着显著的正向促进作用,因此,促进第三产业发展以降低工业经济在国民经济体系中的比重,将有助于推进总体环境质量的提升。

#### 参考文献:

[ 1 ] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Economic growth and the environment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(2): 353-377.

[ 2 ] 李鹏. 产业结构与环境污染之间倒“U”型曲线关系的检验:基于产业结构调整幅度和经济增长速度共同影响视角的分析[J]. 经济问题, 2016(10): 21-26.

[ 3 ] 李慧慧. 产业结构对环境质量的门槛效应研究:基于产业结构和市场化进程视角[J]. 生态经济, 2018, 34(2): 89-92.

[ 4 ] WANG M R, XIAO FENG, BRAJER V. Searching for an Environmental Kuznets Curve in China's air pollution[J]. China Economic Review, 2011, 22(3): 383-397.

[ 5 ] 韩楠, 于维洋. 中国产业结构对环境污染影响的计量分析[J]. 统计与决策, 2015(20): 133-136.

[ 6 ] 陈阳, 逯进, 于平. 技术创新减少环境污染了吗? 来自中国 285 个城市的经验证据[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2019, 39(1): 73-84.

[ 7 ] 谢红彬, 刘兆德, 陈雯. 工业废水排放的影响因素量化分析[J]. 长江流域资源与环境, 2004(4): 394-398.

[ 8 ] GENG YONG, WANG MEILING, SARKIS J, et al. Spatial-temporal patterns and driving factors for industrial wastewater emission in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2014, 76(1): 116-124.

[ 9 ] 黄杰, 丁刚. 技术进步对碳强度影响的门槛效应研究[J]. 科技进步与对策, 2014, 31(18): 22-26.

[ 10 ] 张兵兵, 徐康宁, 陈庭强. 技术进步对二氧化碳排放强度的影响研究[J]. 资源科学, 2014, 36(3): 567-576.

[ 11 ] 李鹏. 产业结构调整恶化了我国的环境污染吗? [J]. 经济问题探索, 2015(6): 150-156.

[ 12 ] 庄汝龙, 宓科娜, 梁龙武. 中国工业废水排放格局及其驱动因素[J]. 长江流域资源与环境, 2018, 27(8): 1765-1775.

[ 13 ] 许正松, 孔凡斌. 经济发展水平、产业结构与环境污染:基于江西省的实证分析[J]. 当代财经, 2014(8): 15-20.

[ 14 ] 胡志强, 苗健铭, 苗长虹. 中国地市尺度工业污染的集聚特征与影响因素[J]. 地理研究, 2016, 35(8): 1470-1482.

[ 15 ] 胡家僖, 管宏友. 基于 STIRPAT 模型和 Tapio 脱钩模型的废水排放驱动因素研究:以重庆市为例[J]. 环境污染与防治, 2018, 40(3): 355-359.

[ 16 ] 李凯风, 王捷. 金融集聚、产业结构与环境污染:基于中国省域空间计量分析[J]. 工业技术经济, 2017, 36(3): 3-12.

[ 17 ] 张居营. 工业化进程中技术创新对环境污染的门槛效应:基于中国 283 个城市的实证分析[J]. 云南财经大学学报, 2019, 35(8): 34-42.

[ 18 ] 李粉, 孙祥栋, 张亮亮. 产业集聚、技术创新与环境污染:基于中国工业行业面板数据的实证分析[J]. 技术经济, 2017, 36(3): 1-7.

[ 19 ] 陈昆仑, 郭宇琪, 刘小琼, 等. 长江经济带工业废水排放的时空格局演化及驱动因素[J]. 地理科学, 2017, 37(11): 1668-1677.

[ 20 ] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.

[ 21 ] 李子豪, 刘辉煌. FDI 对环境的影响存在门槛效应吗:基于中国 220 个城市的检验[J]. 财贸经济, 2012(9): 101-108.

[ 22 ] 李寿国, 宋宝东. 金融发展影响碳排放的门槛效应分析[J]. 生态经济, 2019, 35(4): 20-25.

[ 23 ] 李子豪. 外商直接投资对中国碳排放的门槛效应研究[J]. 资源科学, 2015, 37(1): 163-174.

[ 24 ] 赵景峰, 韩笑. 知识产权保护、贸易技术溢出和环境技术创新[J]. 生态经济, 2018, 34(9): 36-40.

[ 25 ] 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.

[ 26 ] 吴兆丹, 王晓霞, 吴兆磊, 等. 科技支撑水环境治理作用机制研究[J]. 水利经济, 2019, 37(4): 42-47.

[ 27 ] 谈飞, 史玉莹. 江苏省水资源环境与经济发展耦合协调度测评[J]. 水利经济, 2019, 37(3): 8-12.

(收稿日期:2019-09-03 编辑:胡新宇)