

新型城镇化、产业结构升级与水污染关系研究

王保乾,朱希镭

(河海大学商学院,江苏南京 211100)

摘要:基于2008—2017年长江经济带9省2市的面板数据,运用脱钩-PVAR两阶段模型对新型城镇化、产业结构升级与水污染关系的演变趋势和影响机制进行分析。研究发现:水污染与新型城镇化、产业结构升级的关系皆呈现扩张负脱钩—强脱钩的演变趋势,说明长江经济带城镇化与工业化经历了先污染后治理的阶段,但最终实现了经济发展与水污染状况改善的双重目标。脉冲响应与方差分解的结果表明,现阶段新型城镇化的水污染治理效应并不明显,水污染与产业结构升级之间存在着明显的负向关系,且前者对后者的解释作用较强。分别对长江经济带的上、中、下游进行方差分解,发现各变量间的相互影响程度存在明显的区域差异,制定水污染防治政策时不可一概而论。

关键词:新型城镇化;产业结构升级;水污染;脱钩;PVAR

中图分类号:F062.1

文献标志码:A

文章编号:1003-9511(2021)01-0006-09

我国的城镇化水平在改革开放后进入加速发展阶段,由1978年的17.92%快速上升到2019年末的60.60%。随着城镇的快速扩张,人口集聚和工业化导致用水量和废污水排放量激增^[1]。2018年国内的用水总量相较于2004年增加了8%,而废水排放总量却增加了45%,达到了惊人的699.7亿t,相当于两条黄河的水量^[2]。中国的水资源安全面临着严重的威胁,长江更是全国水污染的重灾区。长江经济带涵盖9省2市,地理面积仅占全国的21.4%,却拥有全国42.9%的人口和44.1%的GDP,是我国城镇化水平较高的地区之一。沿岸产业多以工业为主,分布着40余万家化工企业,涵盖众多高能耗、高污染、高排放行业,也是水环境问题最为突出的区域。根据长江经济带近10年水资源公报数据显示,平均每年有272亿t废污水排入长江,占全国废污水排放总量的43.6%。生活污水量增速远远高于同期的人口增速,近10年水污染事故更是占全国的46%^[3]。这不但阻碍了长江经济带经济活力的释放,还造成生态环境恶化与巨额的经济损失,比大气、固体废弃物等污染造成的损失更大^[4],使得长江经济带建设变成一个“建设性”的大破坏。

已有研究指出,传统的工业化、城镇化进程是

造成当前水污染的重要原因^[5],无序蔓延扩张的城市群日益演变为污染群。与发展模式简单粗放、环境污染严重的传统城镇化不同,新时代的城镇化将人与自然和谐发展放在规划的首位,这种融合生态文明理念与资源环境承载力的经济发展方式对于水污染治理有一定的规范效应。继2015年“水十条”与《中华人民共和国环境保护法》陆续出台后,最新印发的《2019年新型城镇化建设重点任务》同样强调了严格控制污染物排放,并提出以人的城镇化为核心,推动经济结构转型升级。长江流域的水污染防治是一个关系全国经济发展的战略问题,为了更好地发挥新型城镇化与产业结构升级的水污染治理效应,需要探讨新型城镇化、产业结构升级与水污染之间的影响机制,研究三者之间的动态关系。

1 文献综述

在环境科学领域,水污染被认为是一类由有害化学物质造成水的使用价值降低或丧失,污染环境的现象,有关学者通常注重于对其物质构成成分与反应机理进行分析^[6]。究其来源,水污染与流域内人类的生活、生产活动息息相关。农业面源污染、工业点源污染、生活污水排放以及突发的水污染事故

基金项目:国家社会科学基金(17BJY142)

作者简介:王保乾(1964—),男,教授,博士,主要从事区域经济研究。E-mail: bq64@163.com

等都会对水资源造成破坏。

在经济学领域,国内外较多关注对水资源利用的研究,近年才将水污染作为水资源利用的一项非期望产出纳入讨论范围^[7]。一些学者从城镇化^[8]、产业结构^[9]、经济增长^[10]、对外贸易^[11]与政府监管^[12]等社会经济因素对其成因的影响进行了一些有益的探讨,主要聚焦于水污染的估算方法^[13]、影响因素^[14]、治理效率^[15]与防治对策^[16]等问题上,得出了一些重要的研究结论:无序扩张的传统城镇化会造成严重的水污染^[17],但不是导致水污染的直接原因^[18];城镇化与废水排放量之间的关系根据城镇化阶段的演变一直在动态变化^[19],而要实现废水排放量与城镇化的强脱钩,必须走新型城镇化发展的道路,积极调整产业结构^[20];未来城镇化演进会继续加剧水污染,但是影响程度会不断降低^[21];水污染与经济增长之间存在库兹涅茨曲线(EKC),但“污染天堂”的假说在长江经济带地区并不成立,对外贸易在一定程度上减轻了水污染^[13],并且在流域协同治理的基础上加强政府监管是外商直接投资(FDI)发挥积极环境效应的关键^[12];不同地区的废水排放量和产业、资源的关系具有显著的省际差异,技术进步与提高生产效率才是实现工业废水与经济增长脱钩的主导因素^[22],因此产业结构的优化升级是改善环境状况的重要途径^[23],但呈现的效果取决于不同地区政策的实施情况^[24]。

上述研究已经意识到工业化和城镇化导致了目前严峻的水污染形势,水污染已经开始阻碍经济与社会的发展。区别于传统城镇化,新型城镇化的核心在于不以牺牲生态和环境为代价,促进经济社会的发展。谢秋皓等^[25]通过超效率SBM模型构建了新型城镇化背景下的生态前沿,测算的结果表明新型城镇化促进了区域的绿色发展水平,但由于承接了大量高污染产业的转移,中西部的绿色发展效率较低。可以看出,产业结构调整是理解城镇化进程对水污染作用的一个核心变量^[26]。在早期城镇化阶段,产业结构升级往往意味着由农业转向高投入、高产出、低效率、高污染的工业化;在新型城镇化发展的背景下,产业结构升级更强调的是发展低投入、高产出、高效率、清洁化的技术密集型产业,如何实现城镇化快速发展和环境污染状况改善的双重目标成为新时代城镇化的重点。产业结构的优化升级作为化解两者矛盾、实现两者协调发展的重要手段日益受到关注。有关文献运用脱钩理论与向量自回归模型(VAR)探讨环境污染与经济指标的动态关系。章恒全等^[19]通过Tapio脱钩-STIRPAT模型探讨了多维度城镇化对工业废水排放量的影响,提出了各

省(市)需要调整产业结构、保证城镇发展质量的政策建议;史珍等^[27]通过构建我国东部地区工业用水与工业经济增长的PVAR模型,发现工业用水的滞后1期对工业经济增长有正向显著影响;庞庆华等^[28]为分析碳排放、产业结构与环境规制多个变量之间的影响机制,运用VAR模型中的脉冲响应与方差分解法进行相关分析。受上述学者研究的启发,总结出新型城镇化与产业结构升级过程中对水污染可能的影响机制,见图1。

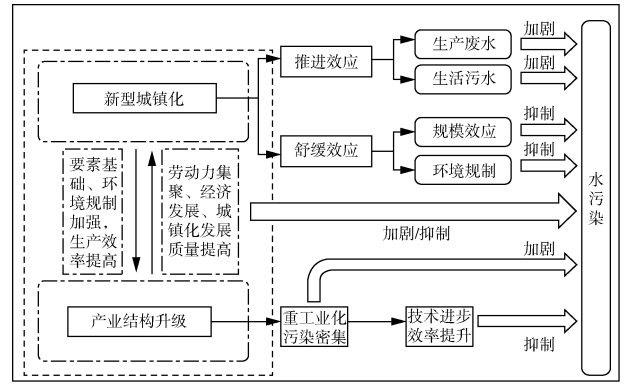


图1 新型城镇化、产业结构升级对水污染的影响机制

已有的研究成果为系统解读新型城镇化、产业结构与水污染间的关系提供了理论视角。然而,现有研究通常将新型城镇化与产业结构升级、水污染割裂开来,聚焦于两两之间的关系和影响机制,对三者之间相互影响的作用机理未见涉及。随着水污染防治的持续深入,相关政策与环境规制必然会发生变化,从而对产业结构和城镇化发展产生影响;新型城镇化和产业结构升级在相互作用下也会改变人类的生产、生活方式,从而引起水污染状况的变化。因此,本文以新型城镇化、产业结构升级与水污染为研究对象,尝试建立以脱钩理论和PVAR模型为主的统一分析框架,以更全面的视角分析长江经济带新型城镇化、产业结构升级和水污染的内在联系,研究三者间的演变趋势和影响机制,以期为长江经济带水污染防治提供有益的思路。

2 指标构建与研究模型

2.1 指标构建

2.1.1 新型城镇化指数

由于新型城镇化在实现产业发展和经济增长的同时,更注重以人为本、环境友好的可持续发展。因此,在学术界已有研究成果的基础上^[29],从人口、经济、社会、绿色新型城镇化4个层面进行考虑,共选取14个指标构建新型城镇化综合评价指标体系(表1),并通过客观赋值的熵权法计算各指标权重,以区别于传统城镇化。

表 1 新型城镇化综合评价指标体系

目标层	系统层	指标层	准则层	单位	方向
新型城镇化指数	人口新型城镇化	人口集聚	年末城镇常住人口比重	%	正
		消费水平	居民人均消费支出	元	正
		人口素质	每万人普通高等学校学生数	人	正
	经济新型城镇化	经济发展	人均 GDP	元	正
		投资支出	全社会实际固定资产投资	亿元	正
		财政收入	人均地方财政税收收入	元	正
	社会新型城镇化	交通条件	每万人拥有公共交通工具数量	台	正
		基础设施	人均城市道路面积	m ²	正
		科学研究	地方财政科学技术支持比例	%	正
		医疗卫生	每万人医疗机构床位数	张	正
	绿色新型城镇化	环境保护	地方财政环境保护支出比例	%	正
		绿色城建	建成区绿化覆盖率	%	正
		能源消耗	单位生产总值所耗用电量	kW·h/元	负
		污染治理	城市污水日处理能力	万 m ³	正

a. 极差标准化。正、负指标标准化公式:

$$y_{ij} = (X_{ij} - X_{ijmin}) / (X_{ijmax} - X_{ijmin}) \quad (1)$$

$$y_{ij} = (X_{ijmax} - X_{ij}) / (X_{ijmax} - X_{ijmin}) \quad (2)$$

式中: y_{ij} 为极差标准化转化的标准值; X_{ijmin} 、 X_{ijmax} 分别为系统 i 指标 j 的最小和最大值; X_{ij} 为系统 i 指标 j 的初始值。极差标准化用于消除初始数据之间的量纲差异。

b. 熵权法求权重。

$$w_i = \frac{1 - E_i}{n - \sum E_i} \quad (3)$$

其中

$$E_j = -\ln(n)^{-1} \sum_{i=1}^n p_{ij} \ln p_{ij}$$

$$p_{ij} = y_{ij} / \sum_{i=1}^n y_{ij}$$

式中: w_i 为各指标权重; E_j 为指标 j 的信息熵; p_{ij} 为第 i 个单位指标 j 的比重; n 为单位的个数。

c. 加权求和计算新型城镇化指数 N :

$$N = 100 \sum_{j=1}^n X_{ij} w_j \quad (4)$$

2.1.2 产业结构升级系数

借鉴徐德云^[26]的方法构造衡量产业结构升级系数 R :

$$R = \sum_{i=1}^3 \frac{y_i}{y} \quad (1 \leq R \leq 3) \quad (5)$$

式中: y_i/y 为第 i 产业增加值占地区生产总值的比重。 R 可以测定产业结构升级的程度, 若 $R=1$ 或接近于 1, 表明经济社会以农业为主, 产业结构层次较低; 若该地区以工业为主, 第二产业占比最大, 则计算出的 R 值就会接近于 2; 同理, 对于第三产业也适用, 若 $R=3$ 或接近于 3, 就表明该区域的经济服务化倾向明显, 第三产业较为发达。该系数较为全面地反映了地区产业发展所处的阶段。

2.1.3 水污染指标

考虑到城镇化的快速发展和产业结构的变化, 城镇的生活污水、工厂排出的工业废水是造成水污染的主要原因。因此, 选取地区废污水排放量 P (工业废水排放量与生活污水排放量之和) 作为水污染的代理变量。相较于工业废水排放量, 地区废污水排放量具有全面性^[30], 可以较好地衡量因城镇化和产业结构变化所引起的水污染程度。

2.2 研究模型

2.2.1 Tapio 脱钩模型

脱钩模型旨在描述一个系统内两个变量之间的变化是否存在正向或反向的关系, 被广泛运用于资源环境与经济发展关系评价的研究领域^[31]。通用的脱钩分析模型有 OECD 模型、Tapio 模型等。Tapio^[32]在 OECD 模型的基础上, 将弹性系数引入脱钩模型中, 以经济指标下降或上升 1% 时所导致的污染增加或减少的百分比作为研究结果, 可以刻画出更为详尽的 8 种脱钩状态, 如图 2 所示, 具体的脱钩状态由纵坐标 ΔA (污染变量)、横坐标 ΔB (经济变量) 与 $e(A, B)$ 三者共同决定, 充分考虑了不同数值下脱钩的状态差异。由于 Tapio 脱钩模型能够准确地反映新型城镇化、产业结构升级与水污染之间的演变趋势, 且弹性系数可以直观反映双方的变化方向和变动程度^[19], 因此根据 Tapio 弹性脱钩理论分别构建新型城镇化、产业结构升级与水污染之间的脱钩模型:

$$e(P, N) = \frac{\Delta P/P^0}{\Delta N/N^0} = \frac{(P^t - P^0)/P^0}{(N^t - N^0)/N^0} \quad (6)$$

$$e(P, R) = \frac{\Delta P/P^0}{\Delta R/R^0} = \frac{(P^t - P^0)/P^0}{(R^t - R^0)/R^0} \quad (7)$$

式中 e 为弹性脱钩系数。

2.2.2 面板向量自回归模型

面板向量自回归模型 (PVAR) 由单一维度的向

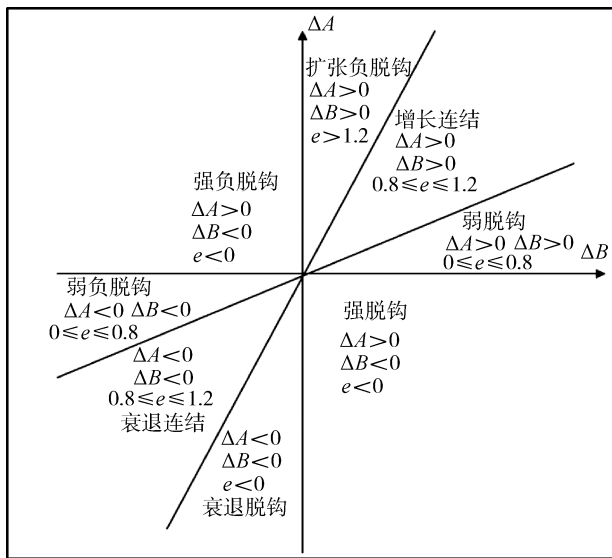


图2 脱钩状态分解

量自回归模型(VAR)演变而来,将相关影响因素作为内生变量,直接面向数据而不受经济理论约束,在实际应用中一般通过脉冲响应函数、方差分解获得冲击响应情况进行解释^[28]。PVAR模型不仅可以研究多个变量间的长期动态效应,还考虑了不可观测的个体异质性,兼具截面与时间序列的信息,可以作为变量脱钩关系的有效补充说明^[33]。PVAR模型的一般形式为

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^q W_j Y_{i,t-j} + \alpha_i + \gamma_i + \mu_{it} \quad (8)$$

(i = 1, 2, \dots, M; t = 1, 2, \dots, T)

式中: Y_{it} 为第*i*个省市*t*期的内生变量; q 为滞后阶数; W_j 为滞后期的待估系数; α_i 和 γ_i 分别为模型的个体固定效应和时间效应; μ_{it} 为随机误差。

2.3 数据来源

以长江经济带9省2市作为研究对象,选取2008—2017年数据进行研究。各指标原始数据来源于《中国统计年鉴》、各省水资源公报。其中比例数据通过计算得出,个别缺失数据通过线性插值法补齐,该部分数据比例为0.6%。为避免受到通货膨胀的影响,将2009—2017年以当年价格计算的数据修正为以2008年为基期的不变价。

3 实证结果分析

3.1 演变趋势

计算长江经济带废污水排放量、新型城镇化指数与产业结构升级系数,见表2。根据指标的变化趋势可以看出,废污水排放量在2008—2015年持续上升,2015年后才由升转降。在这段时期,长江经济带处于城镇化、工业化的快速扩张阶段,新型城镇化水平除了在2013—2015年略有波动,长期来看保

持增长态势;产业结构升级系数也呈现稳步上升的趋势,说明生产要素在产业结构调整中逐渐流向了高生产率的产业。基于此,为进一步分析水污染是否与新型城镇化、产业结构升级存在此消彼长的背离状态。通过式(8)、(9)计算出两两之间的脱钩状态,见表3。

表2 2008—2017年长江经济带指标测度结果

年份	<i>P</i> /亿 t	<i>N</i>	<i>R</i>
2008	244.8	0.373	2.280
2009	252.7	0.382	2.291
2010	262.0	0.383	2.292
2011	287.3	0.375	2.295
2012	295.0	0.386	2.300
2013	301.1	0.393	2.307
2014	307.8	0.401	2.314
2015	318.9	0.399	2.324
2016	314.0	0.400	2.334
2017	310.3	0.403	2.342

表3 2008—2017年长江经济带的脱钩态势

年份	脱钩状态			
	<i>e</i> (<i>P</i> , <i>N</i>)	<i>P</i> 对 <i>N</i>	<i>e</i> (<i>P</i> , <i>R</i>)	<i>P</i> 对 <i>R</i>
2008—2009	1.34	扩张负脱钩	6.75	扩张负脱钩
2009—2010	14.06	扩张负脱钩	85.09	扩张负脱钩
2010—2011	-4.62	强负脱钩	74.45	扩张负脱钩
2011—2012	0.91	增长连结	12.41	扩张负脱钩
2012—2013	1.14	增长连结	6.86	扩张负脱钩
2013—2014	1.09	强负脱钩	7.40	扩张负脱钩
2014—2015	-7.23	强负脱钩	8.42	扩张负脱钩
2015—2016	-6.13	强脱钩	-3.28	强脱钩
2016—2017	-1.57	强脱钩	-3.47	强脱钩

对照表3整体来看,废污水排放量与新型城镇化的关系呈现扩张负脱钩—增长连结—强负脱钩—强脱钩的发展趋势。前半场的城镇化往往伴随着工业化发展,这个过程被称为“灰色城镇化”,通常表现为先污染后治理,因此呈现出扩张负脱钩与增长连结的脱钩态势。地区加强环境规制后,废污水排放量增速在逐渐降低的同时,新型城镇化水平也出现了一定的波动,呈现出非理想的强负脱钩状态,但最终在2015年后成功实现了废污水排放量的强脱钩,说明推进城镇化的同时大幅减轻了水环境的负担。同样,废污水排放量在2008—2015年与产业结构升级呈扩张负脱钩的态势,之后也转变为强脱钩的理想状态,表明经济增长逐渐降低了对于水污染密集型工业的依赖性,产业结构的优化升级通过水资源利用效率和治污处理工艺的提高等途径降低了水污染。

从综合指标与脱钩态势的演变趋势可以看出,2008—2017年长江经济带经历了粗放扩张型—集约环保型的发展过程,成功遏制了水污染的恶化。同时,产业结构也经历了高投入、高消耗、高污染、低效

率-低投入、低消耗、清洁化、高效率的演变过程。

3.2 影响机制

3.2.1 平稳性检验

为了研究长江经济带新型城镇化、产业结构升级和水污染三者相互影响的作用机制,进一步运用 PVAR 模型分析三者间的动态关系。首先对原始数据进行平稳性检验,检验方法分为 LLC 检验和 ADF 检验。由于废污水排放量的数量级较大,为了消除异方差的影响,对其进行自然对数处理。之后对选用的 3 个变量进行平稳性检验,检验的结果如表 4 所示。根据单位根检验结果可知, P 、 N 和 R 都是一阶差分后平稳。因此对 P 、 N 和 R 进行一阶差分处理。

表 4 平稳性检验结果

变量	检验类型	LLC 检验		ADF 检验		结论
		统计量	Prob.	统计量	Prob.	
$\ln P$	($c, 0$)	-2.99881	0.0014	21.6013	0.4839	非平稳
$\Delta \ln P$	($c, 0$)	-6.53154	0.0000	40.1852	0.0103	平稳
N	($c, 0$)	-0.78833	0.2153	15.1393	0.8562	非平稳
ΔN	($c, 0$)	-4.43988	0.0000	44.3803	0.0032	平稳
R	(c, t)	-3.11512	0.0009	15.9673	0.8175	非平稳
ΔR	($c, 0$)	-6.45688	0.0000	42.7065	0.0051	平稳

3.2.2 协整检验

通过 E-G 两步法对上述一阶差分后平稳的原始变量进行协整检验,检验结果如表 5 所示。对于同质面板协整关系与异质面板协整关系的检验,PP 统计量和 ADF 统计量均显示存在协整关系。因此可以认为各变量之间存在着协整关系。

表 5 Pedroni 检验协整检验结果

统计量名称	T 统计量	p 值
Panel v-Statistic	-0.659076	0.7451
Panel PP-Statistic	-3.036469	0.0012
Panel ADF-Statistic	-3.837729	0.0001
Group PP-Statistic	-3.843130	0.0001
Group ADF-Statistic	-3.016379	0.0013

3.2.3 最优滞后阶判断

最优滞后阶可通过 LR、FPE 以及 AIC 等指标进行判断,同时选择的滞后阶数应仍然使得模型稳定,即特征根的倒数都在单位圆内,否则无法进行脉冲响应和方差分解的分析。通过 EVIEWS 操作可知,在滞后阶为 5 及其以上时,模型都是非稳定的,因此模型最多为 4 阶。选择最大滞后阶数为 4 来进行最

表 6 最优滞后阶判断

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	438.1968	NA	2.69×10^{-11}	-15.82534	-15.71585*	-15.78300*
1	448.5561	19.211900	2.56×10^{-11}	-15.87477	-15.43680	-15.70540
2	454.1389	9.744421	2.91×10^{-11}	-15.75050	-14.98407	-15.45412
3	468.1255	22.887210*	2.45×10^{-11} *	-15.93184*	-14.83693	-15.50843
4	471.9544	5.847812	3.00×10^{-11}	-15.74380	-14.32042	-15.19336

优滞后阶的判断,结果如表 6 所示。LR、FPE 以及 AIC 都选择 3 作为最优滞后阶数,依据少数服从多数的原则,最优滞后阶数确定为 3。

3.2.4 脉冲响应分析

对于 PVAR 模型,主要关注其脉冲响应以及方差分解结果。通过脉冲响应分析可以预测新型城镇化、产业结构升级和废污水排放量 3 个变量受到冲击变化后对包括自身的变量在未来各期中产生的影响,能够较好地呈现出三者之间的动态冲击反应。因此,在模型估计中分别给予 3 个变量一个标准差的正向冲击,得到脉冲响应示意图如图 3 所示。

3.2.4.1 P 与 N 之间的关系

图 3(a)展示了当外部冲击造成废污水排放量在当期增加时,会在滞后 1 期时对新型城镇化产生负向冲击,随后该冲击在滞后 2 期后转化为正向冲击,并逐渐减小至零。图 3(b)展示了当外部冲击造成新型城镇化水平在当期提高时,会在滞后 2 期对废污水排放量产生一个正向冲击,随后该冲击有所调整,回落至负值,但在滞后 4 期时又转为较强的正向冲击,之后不断衰落回归均衡状态。

根据图 3(a)(b)分析可知,新型城镇化与废污水排放量之间的相互关系较为复杂。废污水排放量在滞后 1 期对新型城镇化产生负面影响,滞后 2 期后反而加速了新型城镇化的发展,而新型城镇化推进增速的提升会在滞后 2 年左右明显提高废污水排放量增速。可以看出,以牺牲一时环境为代价的确有助于短期城镇化的发展,新型城镇化也对水污染具有一定的推进效应,这与 2008—2015 年废污水排放量与新型城镇化水平都呈上升趋势的现实相符。但随着地区水污染问题的日益加剧,废污水排放量的增速逐渐开始下降,并且在 2015 年后由升转降,这可能是因为政府及相关部门采取了相应的环境规制和治理措施抑制了废污水排放量的增长,因此废污水排放量在外界干预的这段时间得到了控制。

3.2.4.2 P 与 R 之间的关系

图 3(c)展示了当外部冲击造成废污水排放量在当期增加时,会在滞后 1 期开始对产业结构升级系数产生明显的负向冲击,并且该冲击会持续较长时间。图 3(d)展示了当外部冲击造成产业结构升级系数在当期提高时,会在滞后 2 期时对废污水排

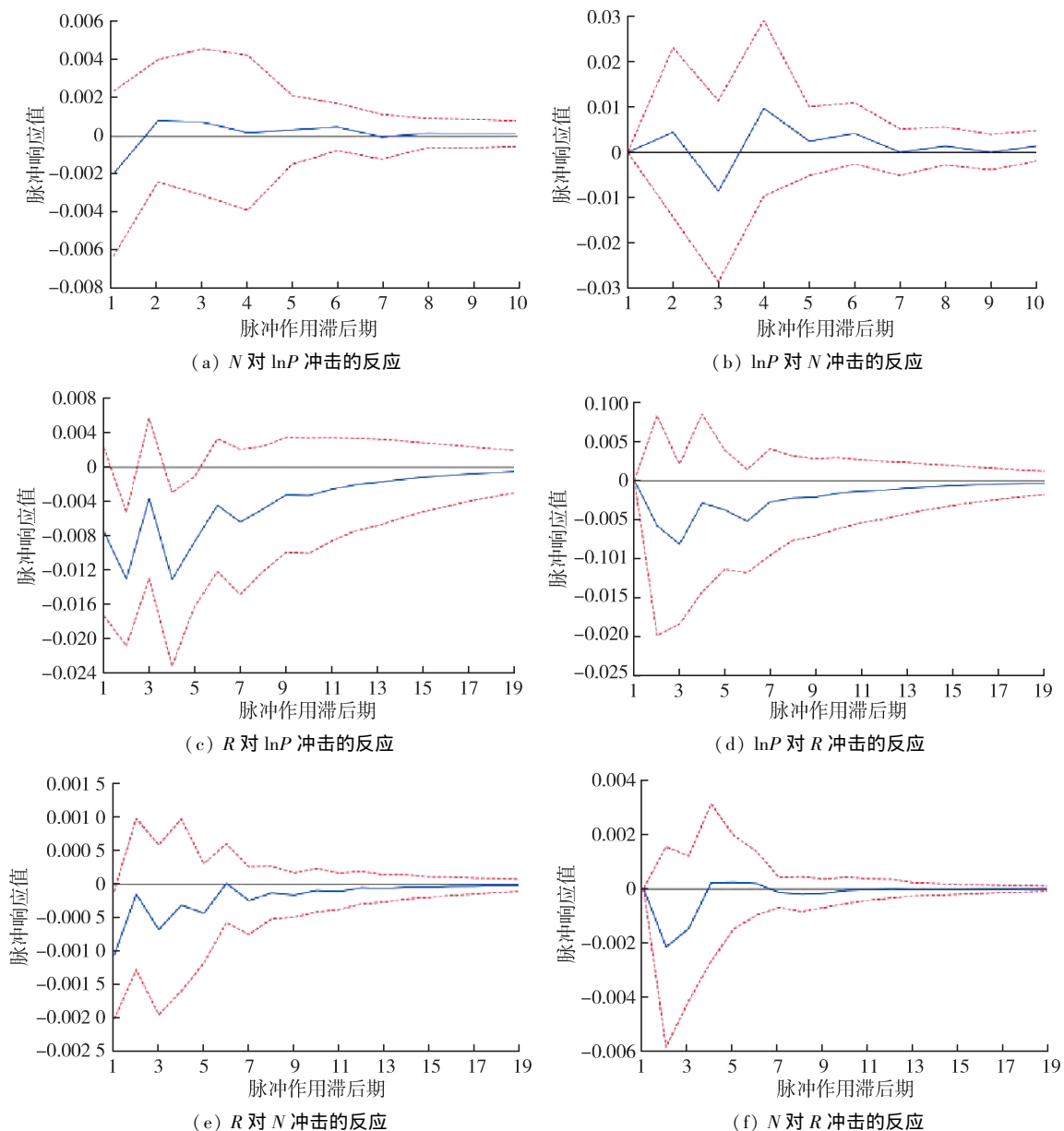


图3 脉冲响应示意图

放量产生一个负向冲击,随后该冲击不断减弱并回归均衡状态。

对图3(c)(d)分析可知,产业结构升级系数与废污水排放量之间存在着明显的负向关系。产业结构升级系数增速的提高,意味着地区第三产业的占比在快速提升,工业占比相对减小,整个经济对于水污染密集型行业的依赖关系相对降低,因而该地区的废污水排放量有所下降;而废污水排放量增速的提高意味着地区可能仍处于第一产业向第二产业主导的过渡时期或是正处于第二产业高速发展时期,地区在城镇化过程中需要重工业的支持以带动经济发展,这与R均值处于(2,2.6)区间,即各地区产业结构特征仍以工业为主的现实相符。同时,也可能在城镇化发展过程中,部分缺少环境规制的行业一

旦尝到了用环境污染换取经济效益的甜头之后,会加速赚取这部分污染物排放价值量,从而产生了负的外部效应,阻碍了产业结构的升级。

3.2.4.3 N与R之间的关系

图3(e)展示了当外部冲击造成新型城镇化水平在当期提高时,会在滞后1期开始对产业结构升级系数产生负向冲击,冲击逐渐减弱并回归至零。图3(f)展示了当外部冲击造成产业结构升级系数在当期提高时,会在滞后2期时对城镇化产生一个明显的负向冲击,在滞后4期时该冲击转化为轻微的正向冲击,并随后减弱回归均衡。

对图3(e)(f)分析可知,长江经济带新型城镇化推进速度的提升伴随着产业结构升级系数增速的相对下降。由于样本内各省市的产业结构升级系数

均大于 2,即产业结构都处于由工业主导向服务业主导转型的过程,因此可以认为这些地区城镇化推进速度的提升会使其向第三产业主导经济体推进的速度放缓,同时第三产业主导经济体发展速度的提高对于新型城镇化的边际贡献也在降低。城镇化不是一劳永逸的过程,在城镇化初期,劳动力由农村涌入城市,生产要素在产业结构调整中流向高生产率的第二产业,同时还能实现农村与城市之间的资源互换、经济交流。但随着大量的人口进入城市,受限于城市自身的承载力,农业人口涌入带来的边际效用降低,城市问题逐渐突出,过度依赖重工业的发展,反而对其他产业投入产生挤出效应,对产业结构形成了一定程度的限制。产业结构的更新换代也会加强城市对于农村地区的影响力,在城镇化过程中逐渐将城市文化、技术传递到农村地区,在当前农村与城市已经实现相当程度一体化的情况下,尚未实现城镇化的地区可能在地理、气候等条件上受到限制,因而地区产业结构的优化升级对于新型城镇化的边际效用也在降低。

3.2.5 方差分解

为了进一步描述对应变量未来时期的变动,评估其他变量对其影响程度,通过方差分解分析其他变量对其影响的贡献率情况,见表 7。新型城镇化与废污水排放量增长的波动均主要来自于自身,两者对自身波动的贡献率均在 90% 以上。对于产业结构升级系数的变动而言,其增速在滞后 10 期有 68.19% 来自于自身变动的情况,而 23.71% 来自于

表 7 方差分解结果

变量	时期	dlnP	dN	dR
dlnP	1	100	0	0
	5	93.833	3.775	2.392
	10	92.699	4.072	3.229
dN	1	1.270	98.730	0
	5	1.471	96.564	1.966
	10	1.527	96.490	1.982
dR	1	3.496	7.055	89.449
	5	20.880	8.219	70.902
	10	23.705	8.108	68.186

表 8 长江经济带分地区方差分解结果

变量	时期	上游			中游			下游		
		dlnP	dN	dR	dlnP	dN	dR	dlnP	dN	dR
dlnP	1	100	0	0	100	0	0	100	0	0
	5	88.002	8.308	3.690	80.724	1.593	17.684	86.787	4.70605	8.507116
	10	87.188	8.279	4.532	80.447	1.642	17.911	86.774	4.723833	8.502555
dN	1	15.544	84.456	0	0.422	99.578	0	0.209	99.791	0
	5	12.783	81.564	5.654	2.454	95.224	2.322	15.60057	81.429	2.970
	10	14.199	79.799	6.001	2.454	95.222	2.324	15.97976	80.958	3.062
dR	1	3.185	19.881	76.934	0.001	0.264	99.735	0.322	17.838	81.840
	5	28.323	19.844	51.833	0.433	8.232	91.335	8.272	35.796	55.931
	10	28.433	20.408	51.158	0.445	8.263	91.291	9.016	35.689	55.295

废污水排放量增速的变动,8.11% 来自于新型城镇化的变动。

结合脉冲响应与方差分解的结果发现,产业结构升级与新型城镇化对于废污水排放量的影响程度在当期都不明显,随着时间的变化逐渐升高,存在滞后效应。产业结构升级与新型城镇化之间并未形成良性互动关系,影响程度较低。废污水排放量与产业结构之间存在明显负向关系,但是废污水排放量对于产业结构升级的解释作用更强。究其原因,可能是因为水污染的规模增长意味着地区的经济增长依赖于重工业的发展,高昂的利润驱使部分水污染密集型企业扩大再生产,加速赚取这部分污染物价值量,导致水污染形势严峻。而随着 2015 年水污染防治行动计划的正式发布,长江经济带作为三水共治的试点地区,加强了流域间、城镇间水污染联防联控的环境规制,大力推进了新型城镇化发展与产业结构的优化升级,最终实现了经济发展与污染状况改善的双重目标。可以看出,长江经济带经历了水污染形势严峻—加强水污染防治—倒逼产业升级—舒缓水污染的发展过程。

综上所述,在长江经济带,新型城镇化、产业结构升级与水污染三者之间存在多个双向关系,要促进 3 个系统协调发展需要协调好三者之间的关系。表 8 为上、中、下游地区的方差分解结果。

对于废污水排放量来说,产业结构升级和新型城镇化在不同流域对于废污水排放量的影响都存在滞后效应。但在中下游地区,产业结构升级对于废污水排放量的影响程度明显高于上游地区,在第 10 期的时候达 17.9% 和 8.5%。这可能是因为长江三角洲地区具有完整的工业体系,其工业结构较为合理;中游地区鄂、湘、皖、赣 4 省以重工业为主的工业生产体系在全国都占有重要地位,产业结构升级的水污染治理效应对于降污减排的贡献较大。而对于产业结构较为落后的上游地区,客观规律决定了其产业结构不能跨越工业化阶段直接进入后工业化,产业结构升级的水污染治理效应相对较低。

对于新型城镇化来说,在 1 期的时候,新型城镇化主要受自身的影响,在滞后 10 期时大部分的变动仍来自于自身,对自身波动的贡献比率均在 80% 以上。产业结构升级对于新型城镇化的影响接近于 0,不存在明显的区域异质性。说明产业结构升级并未激发新型城镇化的技术外溢效应,需要促进产业结构升级与新型城镇化的良性互动,才能放大新型城镇化这一新动能对于水污染治理的舒缓效应。

对于产业结构升级来说,和中上游地区不同的是,在下游地区,新型城镇化对于产业结构升级的影响在 10 期会达到 35.7%。究其原因,下游地区已经具有较高的城镇化水平,过度追求城镇化速度反而会阻碍产业结构的合理化与高级化。在上游地区,废污水排放量对于产业结构升级的影响随着时间逐渐加强,10 期的时候影响程度约为 28.4%,相对中下游地区的贡献比率较大,这可能与长江上游地区环境本底脆弱,政府的环境规制相对较强有关。

4 结论与建议

4.1 结论

本文以长江经济带为例,结合 Tapio 脱钩-PVAR 模型研究了新型城镇化、产业结构升级与水污染的演变趋势与影响机制,得出以下结论:①新型城镇化、产业结构发展与废污水排放量在经历了扩张负脱钩—增长连结的演变过程后,在 2015 年后都实现了强脱钩,可以说是 2014 年以来长江经济带发展的一个阶段性写照。②进一步构建 PVAR 模型检验新型城镇化、产业结构升级与水污染之间的关系,发现新型城镇化对于水污染同时存在舒缓效应和推进效应,总效应并不稳定,且未与产业结构升级形成良性互动关系。③脉冲响应和方差分解的结果说明,滞后 2 期的产业结构升级对于水污染有负向影响,滞后 1 期、3 期的废污水排放量对产业结构升级同样也有负向影响,且影响程度更大。④分流域来看,3 个变量之间的影响关系存在明显的区域异质性。不同流域、不同省(市)在制定水污染防治政策时要因地制宜、因时制宜,不可一概而论。

4.2 建议

a. 坚持新型城镇化的发展道路,统筹城乡环境基础设施建设,放大城镇化对水污染的舒缓效应,减少发展过程中因人口集聚、工业发展产生的推进效应。考虑到流域内水环境安全与跨界水污染的复杂性,健全城镇之间的水污染联防联控和生态补偿机制,探索建立地区排污权交易制度,引入外部机制,遏制上游排污、下游遭殃的现象。

b. 注重产城融合,发挥产城联动的治污优势。

淘汰一批高投入、高污染、低效率的落后产业,从源头减少水污染;因地制宜,发挥主导产业的支撑作用,积极推进低污染战略性新兴产业和服务业的发展,降低产业污染水平,尤其要加强对中上游地区绿色产业的政策扶持,促进水污染防治与产业结构升级的良性互动。

c. 根据各地区城镇化、产业化发展阶段的异质性,有的放矢地制定有针对性的水污染防治政策。对于上海、江苏、浙江等发达地区,应以降低废污水排放量为主线,执行严格的排污标准,严格监管污染源排放,推进产业结构优化升级,防止产业结构形态虚高;对于中上游等相对落后地区,应在控制排放量增长的基础上,集中治理城市污水和工业废水,提高污水处理达标率。

参考文献:

- [1] 吴丹,曹思奇,康雪,等. 我国水治理现状评估与展望[J]. 水利水电科技进展,2019,39(1):7-14.
- [2] 张厚明. 重化工“围江”污染破解路径[J]. 瞭望,2016(37):34-35.
- [3] 杨小林,李义玲. 长江流域跨界水污染事故应急响应联动机制[J]. 水资源保护,2014,30(2):78-81.
- [4] 张晓. 中国水污染趋势与治理制度[J]. 中国软科学,2014(10):11-24.
- [5] 徐敏,张涛,王东,等. 中国水污染防治 40 年回顾与展望[J]. 中国环境管理,2019,11(3):65-71.
- [6] 孟伟,张远,郑丙辉. 水环境质量基准、标准与流域水污染物总量控制策略[J]. 环境科学研究,2006,19(3):1-6.
- [7] 章恒全,黄元龙,秦腾,等. 考虑非期望产出的工业水资源绿色效率研究:基于 SBM-Tobit 面板模型[J]. 水利经济,2019,37(5):35-40.
- [8] 陈侃. 城市化进程与水环境质量关系及突发水污染事件规律的研究[D]. 哈尔滨:哈尔滨工业大学,2013.
- [9] 孟望生,邵芳琴. 黄河流域环境规制和产业结构对绿色经济增长效率的影响[J]. 水资源保护,2020,36(6):24-30.
- [10] 雷蕾,杨恺钧. 经济发展、进出口贸易与水污染的关系研究:基于中国长江流域省级数据的面板计量分析[J]. 生态经济,2018,34(9):166-171.
- [11] 史恒通,赵敏娟. 贸易开放对中国水环境污染影响的实证研究[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2016(22):71.
- [12] 张宇,蒋殿春. FDI、政府监管与中国水污染:基于产业结构与技术进步分解指标的实证检验[J]. 经济学(季刊),2014,13(2):491-514.
- [13] 石敏俊,郑丹,雷平,等. 中国工业水污染排放的空间格局及结构演变研究[J]. 中国人口·资源与环境,2017,27(5):1-7.

- [14] 史芳, 包景岭, 李燃. 基于 STIRPAT 模型的天津市水环境污染影响因素分析[J]. 环境监测管理与技术, 2019, 31(6):64-67.
- [15] 安敏, 何伟军, 袁亮, 等. 中国地区工业及城镇水污染治理效率研究[J]. 统计与决策, 2019, 35(14):133-136.
- [16] 荣浩. 城镇与环境协调发展下的城镇水污染治理探讨[J]. 资源节约与环保, 2019(12):95.
- [17] SUSHINSKY J R, RHODES J R, POSSINGHAM H P, et al. How should we grow cities to minimize their biodiversity impacts? [J]. *Global Change Biology*, 2013, 19(2):401-410.
- [18] SATTERWAITE D. The implication of population growth and urbanization for climate change[J]. *Environment and Urbanization*, 2009(12):545.
- [19] 章恒全, 李阳, 李军, 等. 多维度城镇化对工业废水排放量的影响分析[J]. 工业技术经济, 2019, 38(9):58-66.
- [20] 蒋贵凰. 传统城镇化的弊端与新型城镇化的难题:基于文献综述的思考[J]. 商业时代, 2014(5):26-28.
- [21] 聂高辉, 邱洋冬. 中国城镇化影响环境污染的预测与分析[J]. 调研世界, 2017(10):10-16.
- [22] 马海良, 侯雅如, 李珊珊. 工业废水排放与经济增长脱钩的省际差异研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(11):185-192.
- [23] OOSTERHAVEN J, BROERSMA L. Sector structure and cluster economies: a decomposition of regional labour productivity[J]. *Regional Studies*, 2007, 41(5):639-659.
- [24] MARTIN J, HARALD M, RANNEBERG T, et al. Structural change and environmental impact: empirical evidence on thirty-one countries in east and west[J]. *Environmental Monitoring and Assessment*, 1989, 12(2):99-114.
- [25] 谢秋皓, 杨高升. 新型城镇化背景下中国区域绿色发展效率测算[J]. 统计与决策, 2019, 35(24):132-136.
- [26] 徐德云. 产业结构升级形态决定、测度的一个理论解释及验证[J]. 财政研究, 2008(1):46-49.
- [27] 史珍, 吴凤平, 张陈俊. 基于 PVAR 模型和 VAR 模型的工业用水与工业经济增长关系研究[J]. 水利经济, 2018, 36(4):7-13.
- [28] 庞庆华, 周末沫, 杨田田. 长江经济带碳排放、产业结构和环境规制的影响机制研究[J]. 工业技术经济, 2020, 39(2):141-150.
- [29] 杨丽, 孙之淳. 基于熵值法的西部新型城镇化发展水平测评[J]. 经济问题, 2015(3):115-119.
- [30] 景守武, 张捷. 新安江流域横向生态补偿降低水污染强度了吗? [J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(10):155-162.
- [31] 彭虹, 黄攀攀, 张万顺, 等. 重庆市农业用水量与农业经济发展脱钩程度的时空变化[J]. 水资源保护, 2020, 36(2):13-20.
- [32] TAPIO P. Towards a theory of decoupling: degrees of decoupling in the EU and the case of road traffic in Finland between 1970 and 2001 [J]. *Transport Policy*, 2005, 12(2):150-151.
- [33] 张丽峰. 北京经济增长与空气污染关系的实证研究:基于脱钩理论与 VAR 模型[J]. 资源开发与市场, 2017, 33(3):316-321.

(收稿日期:2020-02-23 编辑:胡新宇)

(上接第5页)

- [7] 阮陆宁, 曾畅, 熊玉莹. 环境规制能否有效促进产业结构升级? 基于长江经济带的 GMM 分析[J]. 江西社会科学, 2017(5):104-111.
- [8] 聂国卿, 郭晓东. 环境规制对中国制造业创新转型发展的影响[J]. 经济地理, 2018(7):110-116.
- [9] 吴敏洁, 徐常萍, 唐磊. 环境规制与制造业产业结构升级:影响机理及实证分析[J]. 经济体制改革, 2019(1):135-139.
- [10] 郭晓蓓. 环境规制对制造业结构升级的影响研究:基于路径分析与面板数据模型检验[J]. 经济问题探索, 2019(8):148-158.
- [11] 原毅军, 陈喆. 环境规制、绿色技术创新与中国制造业转型升级[J]. 科学研究, 2019(10):1902-1911.
- [12] YUAN Baolong, XIANG Qiulian. Environmental regulation, industrial innovation and green development of Chinese manufacturing: based on an extended CDM model [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 176(3):895-908.
- [13] 汪小国, 张婷婷. 环境规制对中国制造业结构优化的影响:技术创新的中介效应[J]. 科技进步与对策, 2019(7):68-77.
- [14] KNELLER R, MANDERSON E. Environmental regulations and innovation activity in UK manufacturing industries [J]. *Resource and Energy Economics*, 2012, 34(2):211-235.
- [15] PORTER M E, LINDE V D. Toward a new conception of the environment competitiveness relationship [J]. *Journal of economic perspectives*, 1995, 9(4):97-118.
- [16] 傅元海, 叶祥松, 王展祥. 制造业结构优化的技术进步路径选择:基于动态面板的经验分析[J]. 中国工业经济, 2014(9):78-90.
- [17] 钟念, 李廉水, 刘军. 环境规制对中国制造业技术创新的影响[J]. 中国科技论坛, 2017(5):57-63.
- [18] 马骏, 王改芹. 环境规制对制造业产业结构升级的影响[J]. 水利经济, 2019, 37(2):26-30.
- [19] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference [J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2):345-368.

(收稿日期:2020-02-08 编辑:胡新宇)