

基于 EKC 的城市化和污水排放实证研究

——以中国东部省际面板数据为例

陈玉山

(南京晓庄学院商学院,江苏南京 211171)

摘 要:基于环境库兹涅茨(EKC)模型,以中国东部 11 个省(市、区)2006—2015 年的污水排放为研究对象,用面板工具分析污水总排放、生活污水排放、工业污水排放分别与经济发展和城市化率之间关系。研究发现:首先,中国东部各省的污水排放与经济发展 GDP、城市化率 UR 形成二元二次回归曲线;不同的排放与经济发展呈现不同的关系,但都与城市化率成线性回归。其次,经济发展和城市化率是生活和工业污水排放的单向的格兰杰原因,城市化和经济发展存在双向格兰杰原因,其变化直接导致污水排放的变化。再次,城市化率和经济发展对生活 and 工业污水排放的影响大小和方向不完全相同;城市化率对生活污水排放起到正向影响,对工业污水排放呈反向影响。最后,由于城市化率与经济发展的变化不完全相同,一定时期内污水排放模型呈现出的图形将会与污水排放和变化较快变量形成回归方程的趋势相近,这也解释污水排放与经济发展中还有其他形状图形的争议。

关键词:环境库兹涅茨曲线;城市化率;经济增长;污水排放

中图分类号:F042;X52 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-4970(2018)04-0067-08

中国经济在近 30 年的发展中取得了较大进展,与此同时,城市化水平也取得较大提高。但是,在中国经济发展过程中,各地区的生态环境存在较大压力;环境污染、水污染日趋严重,污水排放尤为突出。巨量的污水排放将在很大程度上抑制经济活跃地区,特别是东部地区经济的可持续发展。2017 年 10 月,习近平同志在十九大报告中提出:树立和践行绿水青山就是金山银山的发展理念;树立坚持人与自然和谐共生,坚持节约资源和保护环境的基本国策。由此可知,中国在走自身特色的经济发展道路中,不再重复西方先污染后治理的老路,特别是在东部地区经济快速发展的背景下,城市化与污水排放的相关问题将愈发受到人们的关注。

一、文献回顾

关于经济增长与环境污染之间关系的研究,国内外学者主要集中在环境库兹涅茨曲线

(Environmental Kuznets Curve,EKC)假说,相关文献的观点主要包括以下 5 个方面。

第一,传统 EKC 假说认为,经济增长与环境污染的关系研究呈现倒 U 型曲线。EKC 曲线最早由美国学者 Grossman 等提出,其利用 42 个国家的横断数据研究空气质量与经济增长之间的关系,提出环境库兹涅茨曲线(EKC)假说,证实空气质量与 GDP 之间存在倒 U 形曲线关系^[1]。之后,出现了大量关于环境污染与经济增长的研究^[2],如 Galeotti 等使用二氧化硫、氮氧化物等排放数据验证经济增长与环境质量之间的相关性的行为存在一个倒 U 形的 EKC 关系^[3]。其中,Ansuategi 认为存在环境库兹涅茨曲线中的污染物,需要纳什均衡策略处理环境影响^[4]。He 等使用半参数和非线性参数化建模方法,验证经济增长与环境污染的关系在研究中呈现倒 U 型关系^[5]。

第二,研究经济增长和环境污染之间的双向关

收稿日期:2018-01-09
基金项目:国家自然科学基金青年项目资助(41401630);江苏高校哲学社会科学研究项目(2017SJB0426);南京市重点学科(培育建设)应用经济学资助
作者简介:陈玉山(1973—),男,江苏仪征人,讲师,从事产业经济及计量经济研究。

系。Coondoo 等认为在不同国家和地区间,CO₂排放量与经济增长的关系存在显著差异^[6]。闫新华等基于 VAR 模型,分析山西 1985—2006 年经济增长与环境污染各指标间的动态关系,结果表明,山西经济增长与环境污染存在动态意义上的倒 U 型关系^[7]。范优等将辽宁生活污水、工业废水排放量作为环境污染指标,研究发现辽宁的水污染和经济增长之间存在双向动态关系^[8]。

第三,除了环境外,其他指标与经济发展存在 EKC 曲线。林伯强等解释产业结构和能源消费结构都对二氧化碳排放有显著影响的差异原因^[9]。运用 FDI 与污染排放数据,陈晓峰认为,长三角地区的 FDI 对环境污染的倒 U 型 EKC 只是一种理想状态^[10]。利用 1981—2010 年北京经济增长和碳排放的数据,张丽峰验证了北京经济增长与碳排放之间存在倒 U 型关系^[11]。赵爱文等得出,中国能源消费总量、人均能源消费与人均 GDP 之间存在 EKC 曲线^[12]。邹庆等运用 FGLS 法发现,人力资本积累效率大于时间贴现率时,经济与资源环境间的可持续发展即可实现 EKC 假说在中国的成立^[13]。

第四,经济增长与环境污染的关系并非是倒 U 型曲线。David 研究得出,在发展中国家中,经济增长与环境污染之间并不经常存在 EKC 曲线关系,而是检测到的 N 形曲线^[14]。Martin 认为,人均二氧化碳排放与人均收入呈单调递增的关系,并且不存在拐点^[15]。尹希果等发现我国工业废水排放与经济增长之间的关系呈倒 N 型曲线关系,而且生活污水中的化学需氧量排放量与经济增长之间的关系呈典型的倒 U 型曲线^[16]。朱悦发现,辽宁省水环境污染与经济社会发展之间存在着显著的相关关系,但其 EKC 曲线不完全符合典型的库兹涅茨曲线特征,工业 COD 曲线为倒 N 型^[17]。吴永花等以 EKC 模型相关理论及研究范式为基础,分析并得出经济增长与水环境污染并不总是呈现 EKC 的倒 U 型关系,而是线性关系与多次方关系^[18]。

第五,城市化与大气污染存在正向或负向影响。赵红等基于城市化视角进行实证研究后发行,经济增长、能源消耗对二氧化碳排放均存在正向影响,而城市化短时期内对二氧化碳排放存在较强的负向作用^[19]。江笑云等认为,人口城镇化没有使得消费与污染排放之间形成这种非线性趋势^[20]。杜雯翠等对我国工业化与城市化进程中环境问题的国际、国内经验定性分析认为,现阶段以工业化发展为主的地区,环境问题主要是大气污染;以城市化发展为主的地区,显性环境问题主要为大气污染^[21]。冷艳丽等考察了产业结构与城市化对雾霾污染的影响,认

为城市化进程的推进对雾霾污染具有正向影响,而金融危机虚拟变量和贸易开放度与雾霾污染显著正相关^[22]。

综合上述国内外研究,EKC 假说主要集中于传统 EKC 假说,即经济发展与环境污染中的 CO₂、SO₂ 等废气呈现倒 U 曲线或者部分呈现倒 N 型;而对于环境污染中研究污水排放问题时主要集中在污水总排放上,国内仅有个别省份把污水分成工业和生活污水分开研究,但研究也仅仅基于污水排放和经济发展的角度,因此,这样的研究个案本身要么拟合预测不够精准,要么具有代表性不强的特征。虽然已有研究文献加入能源、FID、人力资本、城市化等因素的影响,但是很少考虑城市化对污水排放的定量影响,也鲜有把城市化、经济发展和污水排放集合起来做分析,并符合当前中国经济发展起来的研究。基于 2006—2015 年中国经济发展较好的东部 11 个省(直辖市、自治区)的面板数据,基于传统 EKC 假说,笔者把污水排放区分为总排放、工业排放、生活排放,并把其与经济发展、城市化率变量共同研究,运用空间计量定量分析和解释经济发展、城市化率对污水排放的影响。通过此次研究,能进一步探讨在近十年经济快速发展的背景下,环境与经济发展和城市化率是否存在独特特征,并根据相关定量模型找出生活和工业污水排放的具体因素,为治理不同污水找出具有针对性的政策提供理论依据和策略参考。

二、数据来源和模型设定

1. 数据说明

考虑样本数据的可获得性,此次研究对象是中国东部 11 个省(市、区)2006—2015 年的数据。其中,PF 表示各省市污水总排放、生活排放、工业排放,单位亿吨,数据来源国家环境保护部;GDP 表示 2006—2015 年各省市的人均 GDP,为减少数量级差距,单位取万元/人,并用各省市 2006—2015 年的居民消费价格指数进行平减;GDP² 表示人均 GDP 数值的平方,用来表示曲线;UR 表示各省市的城市化率,由东部各省市的城镇人口数占年末常住人口(万人)的比重计算获得,数据来源国家统计局网站。全部数据使用 EVIEWS7.0 软件处理。

图 1 为东部地区 2006—2015 年 11 个省面板数据污水总排放、生活污水排放、工业污水排放、城市化率、经济发展均值的趋势。从图 1 可知:平均生活污水排放呈上升趋势,平均工业污水排放呈下降趋势;平均生活污水 LIPF 排放从 2006 年开始就超过平均工业污水排放 INPF 的半数以上,并且占平均总污水排放 TPF 的比例逐年上升,成为排放的重要因素;城

市化率 UR 和平均 GDP 也是每年逐步上升。

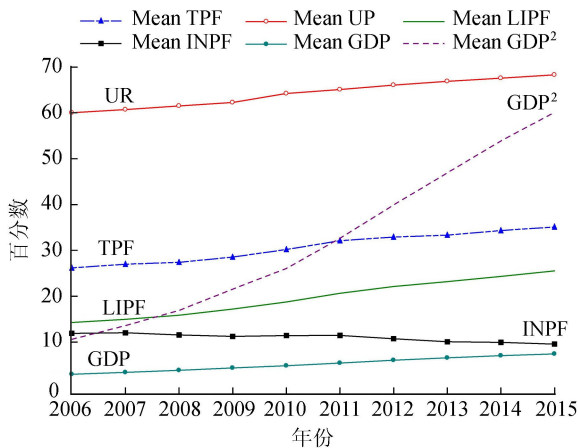


图1 东部地区2006—2015年11个省平均统计数据趋势

2. 研究方法

(1) 单位根检验和协整检验

面板数据模型在回归前需检验数据的平稳性,这样可以避免伪回归,确保估计结果的有效性,而检验数据平稳性最常用的办法就是单位根检验。面板数据单位根检验分为:同根检验的 LLC、Breitung 检验;不同根检验有 PP-fisher、ADF-Fisher 检验等。在恩格尔和格兰杰(EG)对一元回归的残差进行平稳性检验的基础上,本文主要运用面板数据,利用 rho-Statistic、Breitung、Panel PP-Statistic、Panel ADF-Statistic 4 种方法综合判断面板数据的多个变量之间是否存在协整关系。如果存在协整关系,则表明相关变量存在长期相关关系,可以建立长期回归模型。

(2) 协方差分析(F)检验和豪斯曼检验

面板数据模型分为 3 种类型:不变参数模型,变截距模型和变系数模型,其中经常使用的检验方法是协方差分析检验,然在显著性水平为 5% 下,计算统计量 F_2 、 F_1 ,根据 F_2 、 F_1 与 F_α 的伴随概率的大小判断是建立变截距变系数、变系数模型还是混合系数模型。豪斯曼检验主要区分固定效应影响和随机效应影响,其一般过程先是建立随机效应模型,然后检验原假设和备择假设,并根据模型的统计量 P 值是否小于显著性 α (默认值=0.05) 来判断是否需要建立固定效应模型。

3. 模型假设

为研究中国城市化进程中污水排放、与经济发展、城市化的定量关系,在 EKC 假说基础上,建立污水排放中的总排放 TPF 、生活污水排放 $LIPF$ 、工业污水排放 $INPF$ 的 3 个计量经济模型:

污水总排放模型 1:

$$\ln TPF_{it} = \alpha_i + \beta \ln GDP_{it} + \beta \ln^2 GDP_{it} + UR_{it} + \omega_{it} \quad (1)$$

生活污水排放模型 2:

$$\ln LIPF_{it} = \alpha_i + \beta \ln GDP_{it} + \beta \ln^2 GDP_{it} + UR_{it} + \omega_{it} \quad (2)$$

工业污水排放模型 3:

$$\ln INPF_{it} = \alpha_i + \beta \ln GDP_{it} + \beta \ln^2 GDP_{it} + UR_{it} + \omega_{it} \quad (3)$$

3 个计量模型中, i 表示第 i 个省市, t 表示年份, PF 表示污水排放, TPF 表示总排放, $LIPF$ 表示生活排放, $INPF$ 表示工业排放, GDP 表示东部各省市人均 GDP , GDP^2 表示为人均 GDP 的平方, UR 表示东部各省市的城市化率, α_i 、 β_i 表示各个模型待测参数, ω_{it} 表示模型的随机误差。在下文中,除 UR 表示百分比外,其余变量均采用对数表示。

在建模过程中,使用 F 检验与豪斯曼检验来确定模型的形式。首先依据 F 检验来判断是否是变截距模型,然后根据豪斯曼检验判断是建立固定效应模型和随机效应模型。由于选用的样本数据为我国东部省份的截面个数 11 大于截面的时期数 10,所建立模型中可能存在截面异方差,为此,对建立的混合或者固定效应模型采用截面加权估计以消除截面异方差。

三、实证研究

1. 单位根检验

为防止伪回归的出现,分析面板回归模型前,先检验各个时间序列变量的平稳性。具体采用 2006—2015 年中国东部地区 11 个省的样本面板数据,对变量 TPF 、 $INPF$ 、 $LIPF$ 、 UR 、 GDP 、 GDP^2 进行单位根检验,结果如表 1 所示。

本文面板数据用 LLC、ADF-fisher 和 PP-fisher 4 种方法综合判断变量数据是否平稳。经检验,变量 TPF 、 $LIPF$ 、 $INPF$ 、 $Breitung$ UR 、 GDP 、 GDP^2 是水平非平稳, $INPF$ 存在 Breitung 方法水平非平稳,综合判断为水平非平稳;且这些变量都存在一阶差分平稳。在总排放模型 1、生活排放模型 2 中和工业排放模型 3 中,各个变量都是非平稳并且存在一阶单整,所以需要进一步对这些变量进行协整检验,由此判断变量间是否存在长期关系。

2. 协整检验

使用 Pedroni Residual Cointegration 对污水总排放模型 1、生活排放模型 2、工业污水排放模型 3 进行协整检验,使用 LLC、ADF-fisher 和 PP-fisher 3 种方法得出的检验数据如表 2 所示。

总排放模型 1 中, TPF 与变量 GDP 、 GDP^2 、 UR ,生活排放模型 2 中 $LIPF$ 与变量 GDP 、 GDP^2 、 UR ,工业污水排放模型 3 中 $INPF$ 与变量 GDP 、 GDP^2 、 UR 都通过面板 ADF-fisher 和 PP-fisher 方法检验,说明这 3 个模型的变量间存在长期关系,可以建立协整模型。

表 1 中国东部地区 11 省面板单位根检验

方法	阶次	Tpf	$Inpf$	$lipf$	GDP	GDP^2	UR
LLC	水平	-0.867 (0.192)	-4.043 2 (0.000) **	1.381 0 (0.916)	1.769 8 (0.779)	3.027 6 (0.998 8)	1.719 2 (0.957)
	一阶	-9.700 2 (0.000) **	-8.735 68 (0.000) **	-9.305 4 (0.000) **	-4.058 7 (0.000) **	-3.217 5 (0.000 6)	-4.240 6 (0.000) **
Breitung	水平	-2.426 99 (0.007) **	-1.204 3 (0.114)	-0.590 04 (0.277)	2.582 88 (0.995)	4.757 85 (1.000 0)	— —
	一阶	-3.726 01 (0.000) **	-3.738 97 (0.000) **	-2.656 66 (0.004) **	49.570 8 (0.001) **	43.230 4 (0.004 4)	— —
ADF-Fisher	水平	13.803 7 (0.908)	34.447 2 (0.044) *	9.634 31 (0.989)	15.231 3 (0.852)	17.078 3 (0.759 0)	7.433 11 (0.998)
	一阶	70.584 8 (0.000) **	-4.939 49 (0.000) **	66.165 3 (0.000) **	38.810 0 (0.015) *	23.072 3 (0.397 7)	30.803 2 (0.100)
PP-Fisher	水平	13.852 5 (0.906)	51.033 2 (0.004) **	11.528 6 (0.966)	2.942 41 (1.000)	0.404 6 (1.000 0)	7.138 88 (0.998)
	一阶	78.817 2 (0.000) **	82.910 2 (0.000) **	74.003 6 (0.000) **	37.575 4 (0.020) *	39.815 2 (0.011 4)	7.089 0 (0.023) *

注:括号内的数据为变量的 P 值;—表示不存在;*、**、分别表示在 5% 和 1% 水平上显著

表 2 Pedroni Residual Cointegration 检验

Model		Model1 Series; $TPF?$ $GDP?$ $GDP^2?$ $UR?$		Model2 Series; $LIPF?$ $GDP?$ $GDP^2?$ $UR?$		Model3 Series; $INPF?$ $dGDP?$ $dGDP^2?$ $dUR?$	
		Statistic	Prob.	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.
within-dimension	Panel rho-Statistic	3.024 3	0.998	2.772 8	0.997 2	1.323 167	0.907
	Panel PP-Statistic	-16.530 3	0.000 0 **	-14.554	0.000 0 **	-8.350 3	0.000 0 **
	Panel ADF-Statistic	-1.883 5	0.029 8 **	-3.379 0	0.000 4 **	-2.484 2	0.006 5 **
between-dimension	Group rho-Statistic	3.835 3	0.999	3.714 1	0.999 9	2.802 1	0.997
	Group PP-Statistic	-27.694 7	0.000 0 **	-28.309 1	0.000 0 **	-15.900 8	0.000 0 **
	Group ADF-Statistic	-3.268 4	0.000 5 **	-5.393 4	0.000 0 **	-4.962 2	0.000 0 **

注:*、**、分别表示在 5% 和 1% 水平上显著

3. 模型估计

基于单位根和协整检验,建立 3 个污水排放的面板数据模型时需要利用 F 检验并根据 F 检验结果决定选用不变系数模型还是变截距模型,然后根据豪斯曼检验结果选择固定效应模型和随机效应模型。由于我国东部样本数据的截面个数 11 大于时期数 10,可能存在截面异方差,因此本文采用固定效应模型和 GLS 广义最小二乘法,并用截面加权估计(Cross-section Weights),以消除截面异方差。

(1)经济发展中污水总排放与城市化模型的检验结果

①协方差分析检验和豪斯曼检验

经过计算不变系数模型可知, $R^2=0.230$, $S_3=37505.41$;固定变截距模型 $R^2=0.992$,残差平方和 $S_2=1001.867$;变系数模型 $R^2=0.977$,残差平方和 $S_1=103.18$ 。由于 $N=11$, $T=10$, $K=3$, $F_2=4.349$, $F_1=0.511$;因此, F_2 、 F_1 统计量的具体计算结果见表 3。其中 $F_2>F_a$, $F_1<F_a$,所以,建立变截距模型。

表 3 污水总排放模型 F 检验结果

F_1	自由度	临界值 $F_a(5\%)$	F_2	自由度	临界值 $F_a(5\%)$
1.454	(30,66)	1.463	201.892	(40,66)	1.424

根据总污水排放面板数据,首先建立不变系数模型,其次建立随机效应模型,然后经过豪斯曼检验,相关数据见表 4。

表 4 污水总排放模型豪斯曼检验数据

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Prob.	结果
Cross-section random	13.576	0.003 5 **	建立固定效应模型

注:*、**、分别表示在 5% 和 1% 水平上显著

经过经验的卡方值为 13.58,对应的 P 值为 0.003 5 且小于显著性 α ,由此拒绝固定效应与随机效应不存在系统差异的原假设。因此,污水总排放首先建立固定效应变截距模型。

②模型结果及分析

依据上述模型的协方差检验和豪斯曼检验结果,结合截面加权估计,在考虑模型饱和性的基础上,引入城市化和经济发展之间的交叉项 $GDP\times UR$,并排除随之产生的共线性。依据 F 值的大小,选择最优模型后,污水总排放可以建立固定效应变截距模型,模型如下:

$$Tpf_{it} = (-9.608 + \alpha_i) + 2.272GDP_{it} - 0.119GDP_{it}^2 + 0.503UR_{it} - 1.656 - 2.792 - 2.406 - 3.936$$

(0.101) (0.101) (0.018) (0.000)

$$\bar{R}^2 = 0.992 \quad F = 1046.8 \quad F\text{-statistic} = 0.000 \quad (4)$$

依据公式(4)中的 P 值判断,污水总排放 TPF 与经济发展 GDP 、 GDP^2 、城市化 UR 构成二元二次回归曲线,与经济发展构成倒 U 型曲线,与城市化率构成线性相关;其相关估计系数分别为 2.272, -0.119, 0.503,并在较高水平上通过了显著检验,存在长期相关方程;系数方程的拟合优度高达 0.992,在统计意义上方程显著有效。

图 2 为 TPF 污水总排放各个变量均值的拟合结果,由此可知,总排放 TPF 将会随着 UR 、 GDP 的增加而增加,随着 GDP^2 增加而减少;其拐点约为人均 GDP 等于 23.32 万元,随后,总排放随着变化开始下降。由于模型中变量城市化 UR 的影响,总排放倒 U 型模型的排放拐点将会比没有考虑城市化的因素的拐点要推迟,因此,污水总排放不仅与经济发展有关,也与我国东部省市的城市化的发展息息相关。

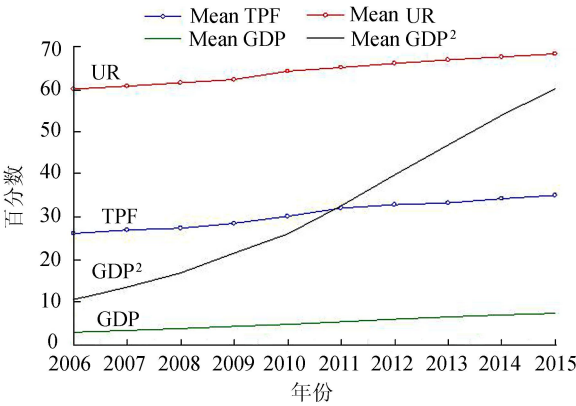


图 2 TPF 污水总排放的各个变量均值拟合

(2) 经济发展中生活污水排放与城市化模型的检验结果

① 协方差分析检验和豪斯曼检验

经过计算,生活污水排放模型通过协方差分析检验可以建立变截距模型,通过豪斯曼检验可以建立固定效应。

② 生活污水排放模型的结果说明

根据协方差分析检验和豪斯曼检验,采用截面加权估计,同时考虑模型饱和性,引入交叉项 $GDP \times UR$,并排除随之产生的共线性;依据 F 值的大小,选择最优模型后可知,生活污水排放最终可以建立如下面板固定效应变截距模型:

$$Lipf_{it} = (-32.072 + \alpha_i) + 5.222GDP_{it} - 0.054UR_{it} \times GDP_{it} + 0.686UR_{it} - 6.325 \quad 4.337 \quad -4.069 \quad 6.752$$

$$(0.000) \quad (0.006) \quad (0.001) \quad (0.000)$$

$$\bar{R}^2 = 0.972 \quad F = 298.3 \quad F\text{-statistic} = 0.000$$

$$(5)$$

依据公式(5)中的 P 值判断,生活污水排放 $Lipf$ 与城市化 UR 、 GDP 、 $GDP \times UR$ 构成二元二次回归曲线;其与经济发展、城市化率构成正向线性相关,与城市化和经济发展交叉项构成反向线性相关,其相关估计系数在显著性较高水平上通过了检验,存在长期线性回归,相关回归系数分别为 5.222、0.686、-0.054;整个生活污水排放方程的拟合优度也较高,在统计意义上也是显著有效的。

图 3 为 $LIPF$ 生活污水排放模型各个变量的均值拟合情况,由此可知,生活污水排放 $Lipf$ 将会随着 UR 、 GDP 的增加而增加,随着 $GDP \times UR$ 的增加而减少;当经济发展到人均 GDP 等于 12.703 万元以上时,生活污水排放随着城市化增加开始下降,随 GDP 增加而上升。由于生活污水排放模型中受到变量城市化 UR 、经济发展的影响系数较大,而经济发展到一定程度后,它们的共同作用 $GDP \times UR$ 才能使城市化发展对生活污水排放产生逆向影响。因此,生活污水排放不仅与我国东部省市的城市化、经济发展有关,也与城市化和经济发展的共同作用紧密相关。

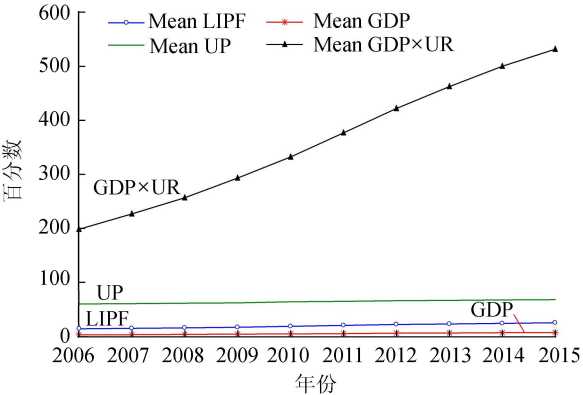


图 3 $LIPF$ 生活污水排放模型各个变量均值拟合

(3) 经济发展中工业污水排放与城市化模型的检验结果

① 协方差分析检验和豪斯曼检验

由于工业污水排放、与经济发展 GDP 和城市化 UR 是一阶平稳,因此,在建模型时要同时满足 3 个变量系数的有效性,由此只能建立不变参数模型。若想进行协方差检验和豪斯曼检验,会导致产生工业污水模型的两种模型方程,即工业排放 $INpf$ 与经济发展 GDP 、 GDP^2 ,以及 $INpf$ 与城市化 UR 、 dUR 分别形成的两种模型。按照从简原则,选择建立工业污水排放面板不变参数回归模型。

② 工业污水排放模型的结果说明

工业污水排放可以建立为不变参数回归模型,采用截面加权估计,同时考虑模型饱和性和共线性之后,最终模型回归方程表示如下:

$$INpf_{it} = (25.760 + \alpha_i) + 4.547GDP_{it} -$$

0.301GDP²_{it} - 0.442UR_{it}

11.769 5.607 - 4.908 - 13.081
(0.000) (0.000) (0.000) (0.000)
 $\bar{R}^2 = 0.747$ $F = 108.13$ $F\text{-statistic} = 0.000$
(6)

依据公式(6)中的 P 值判断可知,工业污水排放 IN_{pf} 与经济发展 GDP 、 GDP^2 、城市化 UR 这 3 个变量构成二元二次曲线,其估计系数在显著性较高水平上通过了检验,存在长期线性相关;相关系数分别为 4.547、-0.301、-0.442。整个工业污水排放方程的拟合优度也高达 0.747,方程在统计意义上是显著有效的。

根据图 4 可知,工业污水排放 IN_{pf} 将会随城市化 UR 的提高而下降, GDP^2 的增加而下降;但是,随着经济发展 GDP 的增加而增加的过程表现的不够明显。整个 IN_{pf} 曲线的拐点是 GDP 大约在 14.664 万元/人,由于受到城市化率的影响,此拐点将会提前。当前,工业污水排放呈现下降,同时城市化率的变化快于经济发展的变化(或者经济发展不变化时),工业污水排放短期呈现出于城市化相似的趋势。

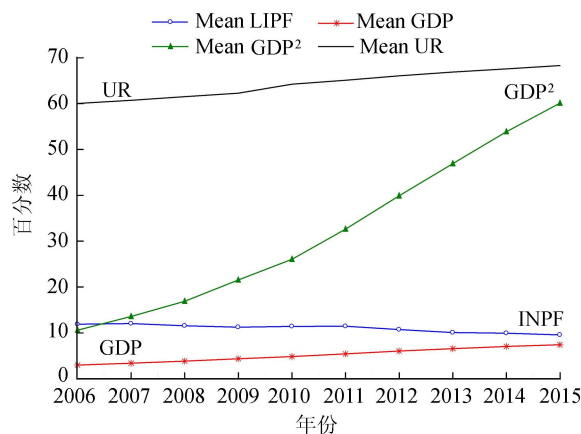


图 4 INPF 工业污水排放模型的各个变量均值的拟合

4. 因果检验分析

(1) 模型的因果检验

把城市化 UR 、经济发展 GDP 与各个污水排放进行因果检验,其中,模型 1、2、3 存在格兰杰因果检

验显著(表 5)。从表 5 可知,在总污水排放模型 1 中,总排放 TPF 不是城市化率 UR 、经济发展 GDP 、 GDP^2 的格兰杰原因,这就表明总污水排放的调整不会影响城市化率和经济发展水平。其次,城市化率 UR 又与经济发展 GDP 和 GDP^2 存在双向的格兰杰原因,表明城市化过程与经济发展之间存在相互影响、相互转化。第三,城市化率 UR 是总排放 TPF 的格兰杰原因,经济发展 GDP 和 GDP^2 不是总排放 TPF 的格兰杰原因,表明城市化的变化是污水总排放的影响原因,城市化发展将会影响总污水排放。

在模型 2 中,生活污水排放 $LIPF$ 不是城市化率 UR 、经济发展 GDP 、 $GDP \times UR$ 的格兰杰原因,但是,城市化率 UR 、经济发展 GDP 、 $GDP \times UR$ 是生活污水排放单向的格兰杰原因。由此可知,生活污水排放会受到城市化率、经济发展以及它们共同作用的影响,但生活污水排放的治理将不会影响城市化率和经济发展。同时,城市化率 UR 与经济发展 GDP 、 GDP^2 、 $GDP \times UR$ 之间存在双向的格兰杰原因,表明城市化过程与经济发展之间存在相互影响。

在模型 3 中,工业污水排放 IN_{pf} 不是城市化率 UR 、经济发展 GDP 、 GDP^2 的单向格兰杰原因,但是城市化率 UR 、经济发展 GDP 和 GDP^2 是工业污水排放 IN_{pf} 单向的格兰杰原因,由此表明工业污水排放会受到城市化率、经济发展水平的同时影响,但生活污水排放的治理将不会影响城市化率和经济发展。与此同时,城市化率 UR 与经济发展 GDP 、 GDP^2 之间存在双向的格兰杰因果原因,表明城市化过程与经济发展之间存在相互影响。

(2) 因果分析

综合上述可以发现:第一,生活和工业污水排放模型中,城市化率和经济发展是的变化污水排放的单向因果原因,经济发展和城市化率的变化导致影响污水排放的变化。但是,污水排放不是经济发展和城市化的单向因果原因,它的变化不会导致经济发展和城市化率的变化。总排放模型中,城市化率

表 5 总污水和生活污水排放模型格兰杰因果检验结果

自变量	因变量						
	TPF	$LIPF$	$INPF$	UR	GDP	GDP^2	$GDP \times UR$
TPF	—	—	—	0.102(0.902)	0.015(0.984)	0.069(0.933)	0.089(0.914)
$LIPF$	—	—	—	0.073(0.929)	0.114(0.891)	0.103(0.901)	0.084(0.919)
$INPF$	—	—	—	0.993(0.374)	0.469(0.627)	0.206(0.813)	0.327(0.721)
UR	2.900(0.050) *	17.680(0.000) **	2.031(0.047) *	—	6.441(0.002) **	7.125(0.001) **	3.274(0.042) *
GDP	0.724(0.487)	3.484(0.035) *	3.643(0.031) *	4.587(0.013) *	—	1.527(0.223)	0.337(0.714)
GDP^2	0.705(0.496)	3.924(0.023) *	3.848(0.025) *	4.250(0.017) *	0.537(0.586)	—	2.329(0.104)
$GDP \times UR$	0.812(0.447)	6.396(0.003) **	0.703(0.498)	4.181(0.018) *	1.466(0.237)	3.783(0.027) *	—

注:单元格内是 F 统计量,括号内为 F 的伴随概率,*、**、分别表示在 5% 和 1% 水平上显著;—表示不存在或者不显著

是的变化污水排放的单向因果关系,经济发展不是污水排放的单向因果关系,但是,由于城市化率与经济发展存在双向的因果关系,可以认为经济发展虽然不能直接影响总污水排放,但依然可以间接影响总污水排放。

第二,不同的污水排放与经济发展、城市化之间的模型结果也呈现出不同的规律。生活污水和工业污水的变动趋势不同,他们与变量经济发展、城市化率所构成的关系也不尽相同。一方面,两个模型中存在不同变量和不同的最终参数设定;除了受到 UR 、 GDP 影响外,生活污水排放还受到交叉项 $GDP \times UR$ 影响,工业污水受到 GDP^2 影响。另一方面,城市化率对生活污水排放和工业污水排放的影响大小和方向不完全相同;城市化率对生活污水排放是正向的影响,相关系数为 0.686,而对工业污水排放是反向影响,相关系数为 -0.442。因此,这个可以用不同的应对措施来调整不同的污水排放。

第三,城市化率 UR 与经济发展 GDP 的变化不完全相同,将会使得污水排放产生不同的形状;并且短时期内污水排放模型呈现出与其中某个变化较快变量形成的回归方程趋势相近的图形。长期来看,当经济发展到人均 GDP 等于 12.703 万元/人时,生活污水排放对城市化形成正负相关的拐点,将会随着城市化率的增加而减少排放,是线性回归图形。工业污水曲线成为拐点 GDP 大约在 14.664 万元/人,是个倒 U 型图形。短期来看,例如当城市化率的变化快于经济发展的变化时,工业污水排放虽然没有到达拐点,但图形呈现下降趋势,与工业污水排放和城市化负相关的回归方程趋势相近。对于生活污水排放模型同样也满足,此时生活污水排放呈现图形应该与 L_{pf} 和城市化率形成的正相关回归方程趋势相近。同样当经济发展变化快于城市化率时,污水模型将会呈现倒 U 型。这也从侧面解释了污水排放与经济发展过程中为什么有 N 型或者其他形状的争议。

第四,生活污水和工业污水排放模型的叠加可以在一定程度上解释总排放模型。另外,生活废水模型中生活污水排放和城市化率正相关,相关系数为 0.686;而在工业废水模型中工业废水排放与城市化率负相关,相关系数为 -0.442。通过叠加可以知道对总排放的影响也是正向的。

四、结论与建议

1. 研究结论

根据污水排放 3 个模型以及结果可知,我国东部 11 省地区面板数据模型中的污水排放指标与经

济发展指标和城市化指标面板数据之间关系的估计呈现出了不同的规律性,与传统的 EKC 曲线不尽相同。研究发现:首先,中国的东部地区的 EKC 曲线是污水排放作为被解释变量与经济发展、城市化率形成二元二次回归曲线,与城市化率呈线性关系,不符合传统的 EKC 理论曲线;其中经济发展和城市化率是污水排放的单向的因果关系,他们可以直接导致污水排放的变化。其次,城市化率对生活污水排放和工业污水排放的影响大小和方向是不完全相同;生活污水排放还受到城市化和经济发展共同作用的影响。第三,生活和工业污水排模型中,由于城市化率 UR 与经济发展 GDP 的变化不完全相同,短时期内污水排放模型呈现出的图形,将会与污水排放与变化较快变量形成的方程趋势相近。同时,对于生活和工业污水排放的叠加也符合的总排放图形,可以解释了为何有污水排放与经济发展过程中有 N 型或者其他形状图形的争议。最后,经济发展和城市化率存在双向的因果关系,这个表明在一定的情况下,它们之间可以通过相互转化;从而可以从城市化和经济发展转化角度控制污水的排放。

2. 对策建议

第一,我国东部地区要加强生活污水处理厂的建设和扩建,并给予政策扶持和税收优惠。在我国城市化进程中生活污水的排放与我国的城市化率正相关,并随着城市化率的提高而增加排放,而城市化率是我国经济发展和人民生活水平提高的表现,改善城乡差距的重要措施。我国城市化率在今后经济发展中还有巨大提升空间,因此污水排放总量上升的趋势不会改变。因此,加强生活污水治理的投资和建设,鼓励设备投资和科技革新,各省市并从政策上给予扶持,税收上给予优惠。

第二,我国东部地区要对生活污水排放实施梯度定价,减少浪费。生活污水虽是居民在日常生活中使用生活用水造成的,但会受到城市化和经济发展共同的影响;一方面居民使用生活用水中保障基本生活的需要,另一方面经济发展和生活水平提高的过程中,会产生大大超过基本需求的用水浪费现象。因此,在保障人们人均用水的标准同时,制定出超出标准用水的梯度定价,并依据各省市的人均生活标准,在生活用水标准之外的用量上实施差别化定价措施,使得生活用水这类资源减少浪费和排放。

第三,我国东部地区要考虑环境和生活污水处理设施,合理规划,减缓城市化发展进程。东部地区的城市化率近十年获得较大提高,增速高于经济发展 GDP 的增速;只要依据东部地区的环境和生活基础设施承载,适当减缓城市化率的增速,直观上就可

减少生活污水的增加量;同时根据生活和工业污水的叠加,也会减少总污水排放。为此,东部地区在城市化必须要根据各地的环境特征,对人口扩大、生活污水的收集和处理以及棚户区改造,需要提前设计和规划;特别在生活污水处理设施不足情况下,更要严格执行各地区的城市化进程。

第四,我国东部地区要加强企业污水治理和水资源循环使用。我国东部地区城市化发展过程中,城市化和经济发展存在可以发现虽然城市化率对工业污水是负相关,但是对工业污水排放的影响仅仅是一小部分;因此加强企业自身治理工业污水排放也尤为重要。需要企业对相关生产设备以及废水设备的技术改造,使得企业在生产活动中就降低工业废水的排放;利用循环处理设备进一步减少排放;鼓励再生水的使用,使得企业对污水处理进入良性循环;也使得在治理水污染过程中经济发展中获得稳定持续。

第五,政府要鼓励企业增加科技投入减少工业污水排放,提升工业转型。我国东部地区城市化发展和经济发展存在双向因果关系,企业增加科技投入使得产品升级,从而在经济发展过程中,减少工业污水排放,可以得到稳定持续的城市化进程。因此,东部地区政府要积极鼓励采用高科技的低污染工业的发展,鼓励相关企业的科技加大投入,鼓励对科技和专利的采用;同时减免其发展期的税收,限制同行业的高污染的规模,限制其企业的对社会环境的污水排放污染。

参考文献:

[1] GROSSMAN K, KRUEGER A B. Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement [J]. Social Science Electronic Publishing, 1991, 8(2): 223-250.

[2] SELDEN T M, SONG D. Environmental quality and development: is there a Kuznets curve for air pollution emissions? [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1994, 27(2): 147-162.

[3] GALEOTTI M, LANZA A. Desperately seeking environmental Kuznets [J]. Environmental Modelling & Software, 2005, 20(11): 1379-1388.

[4] ANSUATEGI A. Economic growth and transboundary pollution in Europe: an empirical analysis [J]. Environmental and Resource Economics, 2003, 26(2): 305-328.

[5] HE J, RICHARD P. Environmental Kuznets Curve for CO₂ in Canada [J]. Ecological Economics, 2010, 69

(5): 1083-1093.

[6] COONDOO D, DINDA S. Causality between income and emission: a country group-specific econometric analysis [J]. Ecological Economics, 2002, 40(3): 351-367.

[7] 闫新华, 赵国浩. 经济增长与环境污染的 VAR 模型分析——基于山西的实证研究 [J]. 经济问题, 2009(6): 59-62.

[8] 范优, 罗华. 辽宁省水环境污染与经济增长关系的实证分析 [J]. 环境保护与循环经济, 2017, 37(4): 45-50.

[9] 林伯强, 蒋竺均. 中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析 [J]. 管理世界, 2009(4): 27-36.

[10] 陈晓峰. 长三角地区 FDI 与环境污染关系的实证研究——基于 1985—2009 年数据的 EKC 检验 [J]. 国际贸易问题, 2011(4): 84-93.

[11] 张丽峰. 北京碳排放与经济增长间关系的实证研究——基于 EKC 和 STIRPAT 模型 [J]. 技术经济, 2013, 32(1): 90-95.

[12] 赵爱文, 何颖, 王双英, 等. 中国能源消费的 EKC 检验及影响因素 [J]. 系统管理学报, 2014, 23(3): 416-422.

[13] 邹庆, 陈迅, 吕俊娜. 我国经济增长与环境协调发展研究——基于内生增长模型和 EKC 假说的分析 [J]. 中央财经大学学报, 2014(9): 89-97.

[14] DAVID I S. Progress on the environmental Kuznets Curve? [J]. Environment and Development Economics, 1998, 3(2): 173-196.

[15] MARTIN W. The carbon Kuznets Curve: a cloudy picture emitted by bad econometrics? [J]. Resource and Energy Economics, 2008, 30(3): 388-408.

[16] 尹希果, 桑守田. 中国经济增长中的污水排放特征分析 [J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2010, 10(2): 12-16.

[17] 朱悦. 辽宁省环渤海地区经济增长与水环境污染水平计量模型研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2014, (1): 65-68.

[18] 吴永花, 叶鸿蔚, 贾秀飞. 江苏省经济增长与水环境污染之间的关系研究 [J]. 环境卫生工程, 2016, 24(1): 55-58.

[19] 赵红, 陈雨蒙. 我国城市化进程与减少碳排放的关系研究 [J]. 中国软科学, 2013(3): 184-192.

[20] 江笑云, 汪冲. 经济增长, 城市化与环境污染排放的联立非线性关系 [J]. 经济经纬, 2013(5): 1-6.

[21] 杜雯翠, 朱松, 张平淡. 我国工业化与城市化进程对环境的影响及对策 [J]. 财经问题研究, 2014(5): 22-29.

[22] 冷艳丽, 杜思正. 产业结构, 城市化与雾霾污染 [J]. 中国科技论坛, 2015(9): 49-55.

(责任编辑:高虹)