East China Economic Management

●经济观察

[**DOI**]10.3969/j.issn.1007-5097.2017.01.011

环境污染与经济增长、能源消费、FDI和城镇化的 双向耦合关系

傅 强、张小漫、张亚军

(重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400030)

摘 要:文章根据三大环境污染物排放分别建立环境污染物排放—经济增长—能源消费—外商直接投资—城镇化的PVAR模型,通过脉冲响应、方差分析和Granger因果检验分析比较五个变量的双向动态关系。结果表明:五变量的动态关系在碳排放中最为显著,且经济增长、能源消费和城镇化与污染物排放存在着显著的双向耦合关系;根据方差分析可知,除自身因素外,外商直接投资对碳排放和固体废物排放预测方差贡献度最大,城镇化对废水排放贡献最大。

关键词:环境污染;PVAR模型;经济增长;能源消费;外商直接投资;城镇化

中图分类号: F124

文献标志码: A

文章编号:1007-5097(2017)01-0083-09

一、引言

自改革开放以来,中国年均GDP增长高达9.8%, 伴随着经济增长,外商直接投资开始大量流入,能源 消耗也逐年递增,根据国际能源总署(IEA)公布的数 据可知,我国能源消耗总量已排名世界第二,同时我 国城镇化进程也在经济发展和外商加大投资的步伐 下快速发展。可我国经济社会的快速发展与生态环 境之间一直存在着客观矛盾。正如大多数发展中国 家及新型工业化国家的发展实践所示,粗放型经济 增长方式对生态环境产生的危害持续加大,随着经 济社会资源环境约束不断增强,发展所带来的环境 污染将反过来制约经济社会的可持续发展。基于 此,能否有效地控制环境污染,实现经济增长和生态 环境的双赢不仅对于中国自身的可持续发展至关重 要,而且对于整个人类社会的延续也有重要的意义。

本文基于动态面板数据模型,考虑到除经济增长外的能源消费、FDI以及城镇化变量,实证分析了这些变量与环境污染的动态双向耦合关系并提出合理化建议,相关研究将有助于政府出台有效的环保政策,而且对于协调国民经济重大比例关系、提倡新能源消费、引进外商投资政策、控制城镇化水平均有

借鉴意义。

本文可能的贡献与启示在于:①国内外学者对于环境与经济社会关系的探索较少这么全面地涉及能源消费、FDI以及城镇化变量;②在研究方法上,由于生态环境地改变是渐进的,在时间上是相互关联的,所以实证模型要包含因变量的滞后阶,那么传统的面板数据的固定效应以及随机效应分析不能够准确地描述动态效应。本文采取的是GMM动态面板数据模型,能很好地解决由于滞后导致变量之间出现的内生性、异方差以及自相关等问题。另一方面,本文考虑到生态环境与经济社会均是一个开放的体系,它们之间是相互影响相互制约的,故本文采取面板向量自回归模型(PVAR)来分析生态环境与经济社会之间的双向动态耦合关系。

二、文献回顾

目前国内外基于环境视角将环境污染、经济增长、能源消费、FDI和城镇化结合起来并研究其双向动态耦合关系的文献较少,但是不乏将环境污染与其中一个或几个联系起来进行研究的。

首先,许多学者关注经济增长和环境污染的关系并普遍认为经济增长一方面带来资源的消耗,工

收稿日期: 2016-08-14

基金项目: 国家自然科学基金重点项目(71133007); 国家自然科学基金面上项目(71373297); 国家社会科学基金重点项目(15AZD014)

作者简介:傅 强(1963-),男,重庆人,教授,研究方向:全球经济一体化,金融管制,公共政策分析;

张小漫(1992-),女,湖北荆州人,硕士研究生,研究方向:企业战略管理;

张亚军(1992-),男,重庆人,硕士研究生,研究方向:天然气市场交易与定价机制设计。

业重污染等问题将加剧环境污染,另一方面经济增 长又能通过技术进步和结构优化改善环境污染问 题。具有代表性的是Grossman and Krueger(1992)利 用42个国家的城市数据构建简化型回归模型,发现 三大空气污染在较低的国民收入下随人均GDP的增 加而增加, 当国民收入达到一个较高的水平(4000-5000美元)时,经济增长趋向于减轻环境污染[1]。之 后 Grossman and Krueger(1995)使用比 1992年研究范 围更广的环境指标(包括空气污染和水污染),发现 经济增长与环境污染指标呈现倒U型的关系[2]。段 显明等(2012)以单位 GDP 工业废气排放量、废水排 放量和固体废物产生量与经济增长的动态关系为研 究点,建立PVAR模型进行实证分析,结果发现经济 增长是三大环境污染的重要原因,但环境污染对经 济增长也有不显著的反向作用,目三大环境污染对 经济增长的影响不同[3]。

其次,有研究表明除了经济增长对于环境污染有影响外,能源消费、对外贸易、外商投资以及城镇化等因素对于环境的影响也不可忽视。能源消费会直接导致环境污染,这点是显而易见的。Ang(2009)通过理论分析去探索中国碳排放的影响因素,研究结果表明更多的能源消费以及更高的收入将导致更多的二氧化碳排放^[4]。Wang et al(2011)基于中国28个省市的面板数据运用面板协整和面板修正误差模型实证分析了碳排放、能源消费和经济增长三者之间的关系^[5]。崔和瑞和王娣(2010)以我国1995-2006年的能源消耗量、GDP和二氧化硫排放量的时间序列数据为研究点,构建3E(能源-经济-环境)的VAR模型,实证分析出能源消费总量和GDP对于二氧化硫排放量的影响显著为正,而且能源消费总量的波动对二氧化硫排放量的冲击大于GDP^[6]。

再次,对外贸易以及外商直接投资也是环境污染的一大影响因素。正如 Grossman and Krueger (1992)所论证的,对外贸易通过规模经济、污染避难所假说以及技术溢出效应途径作用于环境污染,对于发展中国家,规模经济以及污染避难所将加剧环境的污染,技术溢出效应会改善环境[1]。也有研究表明对外贸易有利于改善环境污染,如林伯强(2015)通过非径向方向距离函数测算了中国工业的能源环境效率并统计整理了各行业的进出口数据,实证分析出对外贸易与能源环境效率之间存在正向的反馈作用[7]。也有研究得出完全相反的结论 [4,8-9]。FDI环境效应的研究同对外贸易一样对于环境污染的影响

没有确定的结论,主要分为两个假说——污染避难 所和污染光环,张瑜等(2010)结合理论模型和动态 面板模型分析外商直接投资对中国经济增长的贡献,结果发现由于地区经济发展状况不同,外商直接 投资的溢出效应并不明显[10]。

同样的,城镇化对于环境污染影响的关系并不 明确。Cole and Neumayer (2004)采用86个国家24年 的数据,以二氧化碳和二氧化硫为环境污染指标构 建STIRPAT模型实证检验得到碳排放与城镇化之间 正相关,二氧化硫排放与城镇化无明显关系[11]。张 腾飞(2016)通过构建动态面板数据模型也得出了碳 排放与城镇化正相关的结论[12]。与此相反的是Panavotou(1997)论证了更高的城镇化会聚集大量工业 产业以及出现一些拥堵情况,这些均会加剧环境污 染从而影响经济增长[13]。两者关系除了线性关系还 存在着非线性关系,如刘婕(2014)以全国30个省市 1995-2010年期间的碳排放为样本,构建Tobit面板模 型证明了城镇化与碳排放之间呈现 U 型关系[14]。与 此同时, Qu and Zhang(2011)运用36个国家20年的 面板数据证实了城镇化与环境污染之间无明显关 系[15]。

上述文献均很好解释了环境一经济一能源一FDI一城镇化五者之间的局部关系,但缺乏在一个整体上全面对比分析。当前中国经济正处于低碳转型和结构调整的阶段,环境保护与经济增长和能源消费等因素深度交织,本文基于前人的研究,将经济增长、能源消费、FDI和城镇化作为影响环境污染的几大因素纳入模型中进行全面分析,并且在环境污染物方面同时关注了碳排放、工业废水排放以及工业固体废物排放,在实证方法上本文采取GMM动态面板模型和PVAR模型研究五个变量之间的双向动态关系。

三、变量描述和数据处理

在本文的实证分析中,采取了2005-2014年10年期间中国30个省市(西藏地区数据缺失)的面板数据,数据均来源于wind资讯。本文的主要变量描述和数据处理如下:

三大环境污染指标——二氧化碳、工业废水以及工业固体废物。工业废水及工业固体废物各省市的年度排放量可直接在 wind 资讯上查阅到,但是各统计年鉴及相应网站没有直接公布各省市的碳排放量,相关文献的计算方法大同小异,本文采取 Ren et al.(2014)和T. Li et al.(2016)的基于八种化石燃料消

费的碳排放量计算方法[16],公式如下:

$$coe_CO_{2j} = Qnet_j \times 10^{-9} \times C_per_j \times ratio_C_j \times 10^3 \times 3.6667$$

其中, coe_CO_{2j} 表示二氧化碳系数; $Qnet_j$ 表示平均低位发热量; C_per_j 表示单位热值含碳量; $ratio_C_i$ 表示碳氧化率。

$$CO_{2i,t} = \sum_{i=1}^{8} coe_CO_{2j} \times Q_{i,j,t}$$
 (2)

其中, $CO_{2,\iota}$ 表示某年某省的二氧化碳排放量; $O_{...}$ 表示某年某省的能源消耗量。

CARBON 表示人均二氧化碳排放量(碳排放总 量/real GDP), WATER 表示人均工业废水排放量(工 业废水排放总量/real GDP), SOLID表示人均工业固 体废物排放量(工业固体废物排放总量/real GDP)。 变量 Y 表示人均 GDP 指数(1978=100), 用来描述经 济发展情况。变量ENERGY表示人均能源消耗量 (能源消费总量/real GDP),能源消耗是污染排放的直 接影响因素之一,本文预测能源消耗对于三大污染 排放的影响均为正。变量FDI表示人均外商直接投 资(外商直接投资额/real GDP),用来描述对外贸易对 于国内环境的影响,虽然对外贸易对中国的经济发 展产生了巨大的拉动力,但是随着资源消耗,环境污 染等方面因素也制约了经济的发展,而且环境污染 会造成生产成本的变化,所以FDI与污染排放物的关 系有待本文的探究。变量 URBAN 表示城镇化率(城 镇人口比重),随着城镇化进程的加速,大量工程将 会加剧污染物的排放,也不乏采取更高效的新型城镇 化方式,采取新技术和新设备等也会达到抑制污染排 放的效果,污染排放与城镇化的关系也有待考证。

综上所述,本文以2005-2014年为研究区间,以三大污染排放量(CARBON/SOLID/WATER)、人均GDP取对数后的一次项 Y_1 ,人均能源消耗量ENER-GY,人均FDI,城镇化率URBAN为内生变量建立回归方程。本文对于各变量的描述性统计见表1所列。

表1 变量的描述统计

变量	CARBON	SOLID	WATER	Y_1	ENERGY	FDI	URBAN
Mean	2.17	3.88	29.86	7.79	5.18	0.11	51.22
Median	1.71	2.49	23.87	7.78	4.29	0.09	48.41
Maximum	8.44	44.85	165.56	8.99	17.34	0.31	89.60
Minimum	0.43	0.23	2.54	6.68	1.34	0.002	26.87
Std.Dev.	1.56	4.98	24.52	0.46	3.08	0.07	14.19
单位	万吨/ 亿元	万吨/ 亿元	万吨/ 亿元	%	万吨标准 煤/亿元	%	%

四、模型设定及估计方法

正如李锴(2011)指出,各环境经济变量不仅存在着滞后效应会导致内生性问题,而且回归模型中可能遗漏一些不随时间变化的变量和个体非观测效应,所以在实证分析中需要引入变量的滞后阶去构造动态模型[17]。本文中环境质量在不断变化,将导致污染度量指标呈现动态化而且不仅经济变量能影响环境质量,反过来环境质量也会影响经济社会的发展。本文采用面板向量自回归分析方法,借鉴Love and Zicchino(2006)、连玉君(2009)、骆永民(2011)和苏梽芳(2011)研究和运用的PVAR模型[18-21],将环境污染指标、国民收入、能源消费、FDI和城镇化均作为系统内生变量,构建以下包括固定效应和时期效应的动态面板VAR模型:

$$Z_{i,t} = \beta Z_{i,t-1} + \delta_i + \eta_i + \varepsilon_{i,t}$$
 (3)

其中, $Z_{i,t}$ 是包含五个变量的向量: Pollutant、 Y_1 、ENERGY、FDI、URBAN{Pollutant 代表人均污染指标,其中有 carbon(碳排放强度), water(人均工业废水排放), solid(人均工业固体废物排放)}; δ_i 表示时间非观察效应,反映除经济增长外,随着时间变化的因素所产生的影响,例如国家政策、科学技术的变化以及能源价格变化等; η_i 表示地区非观察效应,反映省际间存在的差异,例如产业结构、文化以及气候等; $\varepsilon_{i,t}$ 是与时间和地区都无关的随机误差项;i表示省区截面单位,i=1,2,…,30;t表示时间。

对动态面板模型,无论是最初的 Anderson 和 Hsiao (1981)提出的 IV 估计^[22],还是 Arellano 和 Bond (1991)提出的 difference GMM estimator^[23]以及 Arellano和 Bover (1995)、Blundell和 Bond (1998)提出的 system GMM estimator^[24-25],都通过差分、正交分解等方法把个体效果除去了。而且本文所采取的 PVAR模型最初是建立在时间序列基础上的,而且主要用于系统的预测以及扰动项对变量的冲击,其在进行GMM 估计之前,首先通过组内均值差分法将时间效应消除,然后用向前均值差分法去除了个体效应。这一点能很好地避免本文非观察效应与解释变量的相关性导致的异质性。

Holtz-Eakin等(1988)最早将VAR模型应用到面板数据中^[26],随后PVAR模型在经济问题的实证分析中得到广泛应用。Love and Zicchino (2006)运用PVAR分析了36个国家公司层面的现金流与动态投资行为的关系^[18],段显明等(2012)通过构建PVAR模型分析三种环境污染与经济增长的动态关系^[3],陶长

琪等(2015)建立了经济增长、产业结构和碳排放间的PVAR模型^[27]。本文采用2005-2014年的中国30个省市的相关数据构建PVAR模型,先用GMM估计出三大环境污染与经济增长、能源消费、FDI以及城镇化变量的回归结果,然后利用脉冲响应函数研究扰动项是如何影响各变量的,最后利用方差分析衡量各变量的贡献值。

五、实证分析

(一)多重共线性检验

由于本文所涉及的解释变量较多,为防止出现多重共线性,特进行多重共线性检验。首先通过计算解释变量之间两两的相关系数,初步判断模型中是否存在多重共线性,计算结果见表2所列。表中CARBON与ENERGY之间的相关系数大于0.5但小于0.9,其他解释变量之间的相关系数均小于0.5,这说明本文各解释变量间的多重共线性现象较轻。

表2 相关系数检验

变量	CARBON	ENERGY	Y_1	FDI	URBAN
CARBON	1.00	0.89	-0.33	-0.45	-0.39
ENERGY	0.89	1.00	-0.46	-0.47	-0.47
Y_1	-0.33	-0.46	1.00	0.20	0.36
FDI	-0.45	-0.47	0.20	1.00	0.55
URBAN	-0.39	-0.47	0.36	0.55	1.00
变量	WATER	ENERGY	Y_1	FDI	URBAN
WATER	1.00	0.39	-0.37	-0.16	-0.41
ENERGY	0.39	1.00	-0.46	-0.47	-0.47
Y_1	-0.37	-0.46	1.00	0.20	0.36
FDI	-0.16	-0.47	0.20	1.00	0.55
URBAN	-0.41	-0.47	0.36	0.55	1.00
变量	SOLID	ENERGY	Y_1	FDI	URBAN
SOLID	1.00	0.58	-0.19	-0.32	-0.30
ENERGY	0.58	1.00	-0.46	-0.47	-0.47
Y_1	-0.19	-0.46	1.00	0.20	0.36
FDI	-0.32	-0.47	0.20	1.00	0.55
URBAN	-0.30	-0.47	0.36	0.55	1.00

下面,通过建立每个解释变量与其他几个解释变量的辅助回归方程得到的拟合系数计算方差膨胀因子,根据方差膨胀因子的大小判断是否存在多重共线性,计算结果见表3所列。表中的方差膨胀因子均远远小于10,再次说明本文各解释变量间的多重共线性现象不会影响到最终的结论,可以忽略。

表3 方差膨胀因子检验

辅助方程中的因变量	R^2	VIF	Tol
CARBON	0.79	2.66	0.38
ENERGY	0.79	2.66	0.38
Y_1	0.10	1.01	0.99
FDI	0.37	1.16	0.86
URBAN	0.39	1.18	0.85
WATER	0.21	1.05	0.96
ENERGY	0.27	1.08	0.93
Y_1	0.10	1.01	0.99
FDI	0.38	1.17	0.86
URBAN	0.43	1.23	0.82
SOLID	0.35	1.14	0.88
ENERGY	0.38	1.17	0.86
Y_1	0.10	1.01	0.99
FDI	0.36	1.45	0.87
URBAN	0.39	1.18	0.85

(二)单位根检验

构建PVAR模型前,需对各变量进行平稳性检验,本文对各变量进行LLC、Fisher ADF和Fisher PP单位根检验。这些检验方法的原假设均为变量存在单位根。表4统计了本文涉及的7个变量的三种单位根检验结果,结果表明7个变量均属于平稳时间序列。

表 4 面板单位根检验结果

	Т	Г	I
- 变量	LLC	ADF	PP
CARBON	-10.49***	190.75***	406.82***
SOLID	-7.91***	120.38***	161.53***
WATER	-15.44***	253.67***	464.29***
Y ₁	-13.76***	97.32***	290.59***
ENERGY	-12.07***	210.40***	500.59***
FDI	-2.66***	76.76***	93.67***
URBAN	-6.40***	62.005	86.95**

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著,下同。

(三)滞后阶数选择

面板模型中包含多个截面个体,其截面异质性将导致序列的不平稳。本文采用 Arellano and Bover (1990)提出的向前均值差分法去除面板模型中的个体固定效应和时期效应^[24]。建立变量间的 PVAR模型需要选择合适的滞后期,过长会丢失部分样本数据,过短会使检验结果不可靠。本文将(3)式滞后四期,根据 AIC、BIC、HQIC 准则判断最佳滞后阶数,一般是依据信息量取值最小的准则确定。结果见表5 所列,三组模型均为滞后一阶。

表 5 滞后阶数检验结果

变量	滞后阶数	AIC	BIC	HQIC
CARBON	1	-7.30*	-3.55*	-5.79*
SOLID	1	-6.63*	-2.87*	-5.11*
WATER	1	-8.35*	-4.59*	-6.84*

注:*表示根据AIC、BIC、HOIC准则选择最优滞后阶数。

(四)在面板数据上估计VAR

本文使用 stata 11.0 统计分析软件对上述 PVAR 模型进行系统 GMM 分析,经过 500 次 Monte-Carlo 模拟,得到了三组模型的 GMM 估计系数见表 6 所列(L. 表示滞后一期)。

表6 PVAR模型GMM估计系数

反应变量	冲击变量					
及应文里	L.CARBON	$L.Y_1$	L.ENERGY	L.FDI	L.URBAN	
CARBON	0.66***	0.03*	0.02	0.03	-0.01*	
Y_1	-0.03*	0.65***	-0.05***	-0.59***	0.005*	
ENERGY	-0.002	0.28*	0.89***	1.36*	-0.009	
FDI	0.006	-0.002	-0.002	0.85***	0.000 2	
URBAN	0.40	-1.91***	-0.78***	-9.86***	0.86***	
反应变量	冲击变量					
及应文里	L.SOLID	$L.Y_1$	L.ENERGY	L.FDI	L.URBAN	
SOLID	0.86***	-2.20*	-0.90	-14.90***	0.02	
Y_1	-0.01***	0.75***	0.02	-0.13	0.01**	
ENERGY	-0.01	0.10	0.79***	0.55	-0.01	
FDI	-0.000 01	-0.01	-0.002	0.84***	0.000 1	
URBAN	-0.13***	-0.64	0.07	-3.72	0.87***	
反应变量	冲击变量					
及应文里	L.WATER	$L.Y_1$	L.ENERGY	L.FDI	L.URBAN	
WATER	0.83***	4.27	-0.19	5.89	-0.21	
Y_1	-0.001***	0.64***	-0.04***	-0.63***	0.002	
ENERGY	0.003	0.26	0.87***	1.29	-0.003	
FDI	0.000 07	-0.007	-0.002	0.84***	0.000 3	
URBAN	-0.02***	-2.11***	-0.64***	-10.38***	0.82***	

面板 CARBON 的估计结果显示,碳排放、经济增长、能源消费、外商直接投资以及城镇化这五个变量之间存在着显著的动态影响关系。在"碳排放"方程中,滞后一期的碳排放在1%水平下显著为正,说明碳排放具有自身累积效应和传导惯性。滞后一期的经济增长和城镇化均在10%水平下显著,表明经济增长将会加大碳排放,反之随着城镇化水平的提高,碳排放将会呈现递减的趋势。在"经济增长"方程中,所

有因素均显著,其中碳排放、能源消费和外商直接投资显著为负,表明继续走粗放式消耗、盲目招商引资的经济发展道路是行不通的;滞后一期的经济增长和城镇化显著为正,说明经济增长本身具有累积效应,而且加大城镇化有利于经济增长。在"能源消耗"的方程中,经济增长和外商直接投资在10%水平下显著为正,说明这两者的发展需要在能源消耗加大的代价下完成。在"外商直接投资"的方程中,只有自身滞后一期是显著为正的。在"城镇化"方程中,除碳排放因素外,其他因素均在1%水平下显著,而且经济增长、能源消耗和外商直接投资均会减缓城镇化进程。

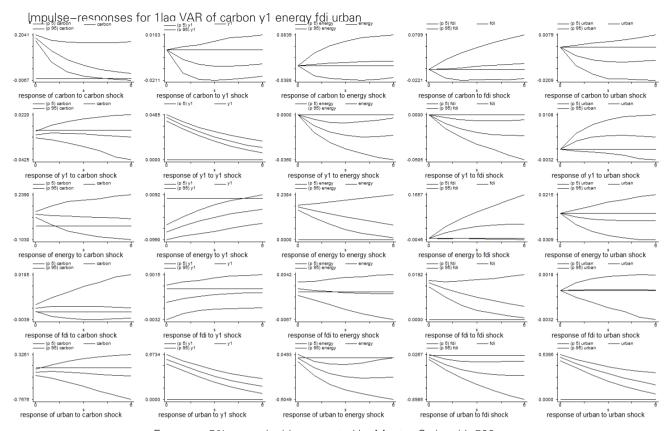
面板 SOLID 的"固体废物排放"方程中,经济增长和外商直接投资均显著为负,说明两者均加剧了工业固体废物的排放量。在"经济增长"方程中,固体废物排放将减缓经济增长,城镇化将有利于经济增长。在"能源消费"和"外商直接投资"方程中,只有自身滞后一期是显著为正的。在"城镇化"方程中,固体废物排放不利于城镇化进程,城镇化自身具有累积效应。相比之下,面板 SOLID 五个变量的动态关系较面板 CARBON 和面板 WATER 最弱。

面板 WATER 的"废水排放"方程中,只有自身滞后一期显著为正。在"经济增长"方程中,同碳排放一样,废水排放、能源消耗和外商直接投资均在1%水平下显著为负。在"能源消费"和"外商直接投资"方程中,只有自身滞后一期是显著为正的。在"城镇化"方程中,所有变量均在1%水平下显著,且废水排放、经济增长、能源消耗和外商直接投资均会减缓城镇化进程。

综上,不同污染物排放受到五个变量滞后一期的反馈是不一样的,碳排放受到经济增长和城镇化的影响较显著,固体废物排放受到经济增长和外商直接投资影响较显著,而且三大污染物均受到自身滞后一期的影响,说明三大污染均具有累积性和传导性。

(五)脉冲响应函数

为进一步检验各变量间的动态关系,本文使用脉冲响应函数研究扰动项对反应变量的当前期和未来的影响。由于篇幅有限,本文只展示面板 CARBON 的脉冲响应图,如有需要,可向作者索取其他两面板的响应图。如图 1 所示,置信区间为 95% (中间为 IRF 点估计值,两外侧分别为 95% 置信区间的上下边界),横轴代表滞后期数。



Errors are 5% on each side generated by Monte-Carlo with 500 reps

图1 面板 CARBON 的脉冲响应

基于以上PVAR的估计结果,采用Monte-Carlo 模拟500次得到相应的脉冲响应图。根据三大污染 在面对各个变量的冲击时的动态反应可知:①三大 污染排放在短期内自身对自身的促进效应最大,碳 排放在第1期面对一单位标准差的冲击迅速提高了 0.1个单位,同样地,固体废物排放提高了1个单位, 废水排放提高了2.5个单位,但随后的2-6期,影响程 度逐渐下降并趋向于零;②三大污染面对另外四个 变量的冲击时,各动态反应有差别。面对经济增长 的一个单位标准差的冲击,碳排放在第1期迅速减低 0.01个单位,之后保持下降的幅度,固体废物排放和 废水排放在1-6期的增长都较小。碳排放和废水排 放面对能源消费和外商直接投资的一个单位标准差 的冲击产生较小的正向波动,面对城镇化的冲击产 生负向波动,但固体废物排放面对能源消费和外商 直接投资产生负向波动,面对城镇化的冲击产生正 向波动。

根据各变量面对三大污染冲击时的动态反应, 可知:①经济增长对三大污染物排放的冲击均表现 出下降的趋势;②能源消费在碳排放和固体废物排 放的冲击下表现出下降的趋势,但面对废水排放的冲击呈现增长的趋势;③外商直接投资在碳排放和废水排放的冲击下呈现增长趋势,在固体废物排放的冲击下表现为下降的趋势;④是城镇化在碳排放和废水排放的冲击下呈现下降趋势,在固体废物排放的冲击下表现为增长的趋势。

(六)方差分解

接下来本文采用方差分解来分析不同扰动项对系统内生变量波动的贡献度,从而来评判不同扰动项对于变量的相对重要性。由于篇幅限制,本文仅展示出面板 CARBON 的个内生变量在第10、20和30个预测期的方差分解值,见表7所列。

分析发现,第20和30个预测期的方差分解值基本一致,说明在第20个预测期之后,各变量之间的动态关系基本稳定。根据第30个预测期可知,在面板CARBON中,五个变量(CARBON/Y1/ENERGY/FDI/URBAN)贡献比例为0.9324:0.0125:0.0188:0.0276:0.0086;在面板SOLID中,五个变量贡献比例为0.77:0.005:0.0726:0.1562:0.00004;在面板WATER在,五个变量贡献比例为:0.99:0.0015:0.0012:0.0027:

0.004 4。这说明三大污染排放的方差贡献值主要受自身影响,而且不同污染受相同变量的方差贡献值比例也不同,如经济增长对三大污染排放的方差贡献值存在差别,碳排放中贡献值为1.25%,固体废物排放中为0.05%,废水排放中为0.15%,这也验证了前文所述的三大污染受系统内生变量的影响各不一样,所以政府在制定相应的污染减排政策时要考虑不同污染指标的影响因素不同,有针对性地采取相应方案。

表7 内生变量预测误差的方差分解

变量	S	CARBON	Y_1	ENER GY	FDI	URBAN
CARBON	10	0.956 12	0.011 25	0.013 15	0.011 82	0.007 64
Y_1	10	0.054 00	0.481 10	0.158 64	0.296 75	0.009 48
ENERGY	10	0.215 38	0.095 52	0.590 82	0.095 69	0.002 57
FDI	10	0.053 16	0.005 37	0.002 26	0.939 11	8.11E-05
URBAN	10	0.069 20	0.288 69	0.140 50	0.285 09	0.216 49
CARBON	20	0.934 79	0.012 47	0.018 57	0.025 60	0.008 54
Y_1	20	0.081 83	0.398 90	0.155 72	0.354 26	0.009 26
ENERGY	20	0.222 93	0.088 53	0.555 64	0.129 83	0.003 04
FDI	20	0.055 11	0.005 40	0.002 93	0.936 46	0.000 08
URBAN	20	0.096 37	0.240 90	0.139 94	0.342 03	0.180 73
CARBON	30	0.932 49	0.012 50	0.018 82	0.027 62	0.008 56
Y_1	30	0.084 23	0.392 90	0.154 15	0.359 49	0.009 22
ENERGY	30	0.223 27	0.087 99	0.551 99	0.133 66	0.003 07
FDI	30	0.055 15	0.005 415	0.002 971	0.936 378	8.22E-05
URBAN	30	0.098 70	0.237 209	0.138 595	0.347 592	0.177 904

(七)Granger 因果检验

将五个变量滞后一期进行 Granger 因果检验,表8展示了在面板 CARBON 中的检验结果。

结果显示:①经济增长是碳排放的Granger原因, 同时碳排放是经济增长的 Granger 原因, 两者存在双 向因果关系。能源消费是碳排放的Granger原因,但 碳排放不是能源消费的 Granger 原因, 而且经济增长 与能源消费也存在着双向因果关系,这表明随着经 济的增长,能源消费强度会加大,碳排放也就相应地 增加,碳排放的增加反过来会抑制经济的增长,间接 地影响能源消费强度。②外商直接投资不是碳排放 的 Granger 原因, 而且碳排放也不是外商直接投资的 Granger 原因,但外商直接投资是经济增长和能源消 费的Granger原因,这说明外商直接投资是通过能源 消费和经济增长间接影响碳排放的。③城镇化不是 其他四个变量的 Granger 原因, 但经济增长、能源消 费和外商直接投资是城镇化的Granger原因,这说明 经济增长、能源消费和外商直接投资可以带动城镇 化进程。

表8 Granger 因果检验

<u> </u>						
方程	因果关系	卡方	自由度	P值		
	Y_1 不是原因	10.233 6	1	0.000		
	ENERGY不是原因	19.235 1	1	0.000		
CARBON	FDI不是原因	0.002 1	1	0.964		
	URBAN不是原因	1.737 5	1	0.187		
	ALL不是原因	39.621 3	4	0.000		
	CARBON不是原因	3.766 4	1	0.052		
	ENERGY不是原因	8.985 0	1	0.003		
Y_1	FDI不是原因	5.676 8	1	0.017		
	URBAN不是原因	2.225 7	1	0.136		
	ALL不是原因	24.425 0	4	0.000		
	CARBON不是原因	0.004 1	1	0.995		
	Yı不是原因	2.964 5	1	0.098		
ENERGY	FDI不是原因	4.233 1	1	0.041		
	URBAN不是原因	0.723 7	1	0.395		
	ALL不是原因	10.252 1	4	0.001		
	CARBON不是原因	0.179 3	1	0.672		
	Yı不是原因	0.030 6	1	0.861		
FDI	ENERGY不是原因	0.101 6	1	0.750		
	URBAN不是原因	0.035 1	1	0.851		
	ALL不是原因	0.640 6	4	0.958		
	CARBON不是原因	0.601 5	1	0.438		
	Yı不是原因	9.295 8	1	0.002		
URBAN	ENERGY不是原因	8.042 8	1	0.005		
	FDI不是原因	6.213 9	1	0.013		
	ALL不是原因	19.934 0	4	0.001		

六、研究结论与启示

中国各地区三大污染与经济社会的关系差异较大,本文采用中国30个省市2005-2014年碳排放、工业固体废物排放、工业废水排放、经济增长、能源消费、外商直接投资和城镇化的省级面板数据,应用PVAR模型的GMM估计方法,对这几个变量间的动态影响关系进行了实证分析,得出以下结论:

第一,碳排放相对于固体废物排放和废水排放与其他四个变量的双向动态关系更显著,而且除城镇化能减缓碳排放外,经济增长、能源消费、外商直接投资均加剧碳排放强度。相比之下,固体废物排放和废水排放很大程度上受过去排放物的影响,一定程度上与污染物的形态有关系,碳排放这类废气污染物由于空气循环和自我净化,累积效应稍弱。但固体废物排放和废水排放不易转移,故负效应得以延续。

第二,不同污染物中,环境与经济的双向耦合关系处在不同的发展阶段:经济增长将加剧固体废物排放和废水排放,却能减缓碳排放,同时三大污染物

排放的增加均会抑制经济增长。这说明我国经济增长和固体废物排放、废水排放之间存在不良的反馈机制,部分工业发展以高能耗、浪费水资源的方式进行粗放式增长,但同时国家相关节能减排的政策能有效地控制住碳排放。

第三,能源消费对三大污染物的影响在当前期 并不显著,但从脉冲响应图中可以看出,随着能源消 费的增加,碳排放会稳步增加,固体废物排放会减 少,废水排放仍然不显著,而且碳排放和固体废物排 放的增加会抑制能源消费的增加,这说明能源消费 主要影响碳和固体废物两大污染物的排放。

第四,在外商直接投资方面,碳排放和废水排放 会随着外商直接投资的增加而增加,相反,固体废物 排放会显著减少。同时,三大污染物排放对外商直 接投资的影响均不显著。

第五,城镇化进程的加快会减少碳排放和废水排放,但是会加剧固体废物的排放,同时,碳排放、固体废物排放和废水排放会减缓城镇化速度。这说明在城镇化进程中,大量基础设施建设的开工,水泥、放,同时随着建设技术的提升,相应的节水节能材料功能工具的使用又会减少碳排放和废水排放。

基于以上研究结论,本文对于中国环境与经济社会发展有了一个更为全面的认识。一方面,在三大污染物排放的研究基础上,发现中国已经远离"先污染后治理"的恶性循环发展策略,中国正在经历的经济转型也为减排研究提供了良好的样本,而且中国的自动减排行动也为各发展中国家树立了典范。另一方面,影响污染物排放的其他几大因素——能源消费的增加,外商直接投资的加大,城镇化进程的加快将是减排目标的潜在威胁。

中国正处于一个工业化和城市化的快速进程中,资源使用与生态保护、减排与发展都是亟需解决的矛盾。在中国共产党第十八届中央委员会第三次全体会议上,政府针对资源使用与生态保护提出了实行资源有偿使用制度和生态补偿制度,这项政策有助于促进企业在制定技术创新、能源利用和贸易策略时将环境成本纳入考虑中。可实践中却存在节能减排的私人激励不足以及节能减排技术推广的缓慢性问题。同时随着城镇化成为中国未来发展潜在的主要动力,国务院在2014年印发了《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》,目的在于将常住人口城镇化率提高到60%,户籍人口城镇化率达到45%。可目前在城镇化进程中存在土地城市化的倾向,这将导

致固定资产和基础设施的盲目扩张,从而制约了能源效率的提升。

所以本文的研究旨在从更为细致的角度指出环 境与经济社会的关系,从而相关结论可有助于政府 制定出更为有效的环保政策:政府部门在制定相应 的环境污染治理政策时,应充分考虑不同污染物的 特殊性。经济增长、能源消费、外商直接投资以及城 镇化对于三大污染物排放影响有正有负,有显著也 有不显著,在实现环保、集约式发展时有针对性地制 定政策,提高环境规则强度,优化环境规则形式。经 济转型是我国未来能够保持可持续发展的必经之 路,能源消费结构的调整、改善投资环境、优化利用 外资结构、城镇化进程中加大环境基础设施建设投 入都是在经济增长过程中确保减污的有效手段,而 且要素投入推动转变为效率为主的经济增长将在一 定程度上减缓经济社会发展带来的环境压力。另外 尽管本文已经经过严格的计量统计检验,而且所得 结论符合预期,也具有一定的实际经济价值,但仍有 更为深入的问题待下一步研究,例如三大污染物排 放强度影响因素的地区差异以及行业差异等。

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, 1992, 8(2):223-250.
- [2] Grossman G M, Krueger A B. Economic growth and the environment [J]. Quarterly Journal of Economics, 1995, 110 (2):353-377.
- [3] 段显明, 许敏. 基于PVAR模型的我国经济增长与环境污染关系实证分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2012(S2): 136-139.
- [4] Ang J B. CO₂, emissions, research and technology transfer in China [J]. Ecological Economics, 2009, 68 (10):2658– 2665.
- [5] Wang S S, Zhou D Q, Zhou P, et al. CO₂, emissions, energy consumption and economic growth in China: A panel data analysis[J]. Energy Policy, 2011, 39(9):4870–4875.
- [6] 崔和瑞, 王娣. 基于 VAR 模型的我国能源-经济-环境 (3E) 系统研究[J]. 北京理工大学学报:社会科学版, 2010, 12(1):23-28.
- [7] 林伯强, 刘泓汛. 对外贸易是否有利于提高能源环境效率——以中国工业行业为例[J]. 经济研究, 2015(9):127-141.
- [8] Nasir M, Rehman F U. Environmental Kuznets Curve for carbon emissions in Pakistan: An empirical investigation [J]. Energy Policy, 2011, 39(3):1857-1864.
- [9] Liu X. Explaining the relationship between CO2, emissions and national income- The role of energy consumption [J]. Economics Letters, 2005, 87(3):325-328.

- [10] 张瑜, 王岳龙. 外商直接投资、溢出效应与内生经济增长——基于动态面板与中国省际面板数据的经验分析[J]. 经济与管理研究, 2010(3):112-117.
- [11] Cole M A, Neumayer E. Examining the Impact of Demographic Factors on Air Pollution[J]. Population & Environment, 2004, 26(1): 5-21.
- [12]张腾飞, 杨俊, 盛鹏飞. 城镇化对中国碳排放的影响及作用渠道[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(2): 47-57.
- [13] Panayotou T. Demystifying the environmental Kuznets curve: turning a black box into a policy tool [J]. Environment & Development Economics, 1997, 2(4): 465-484.
- [14]刘婕, 魏玮. 城镇化率、要素禀赋对全要素碳减排效率的 影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(8): 42-48.
- [15] Qu B, Zhang Y. Effect of Income Distribution on the Environmental Kuznets Curve [J]. Pacific Economic Review, 2011, 16(3):349-370.
- [16] Ren S, Yuan B, Ma X, et al. International Trade, FDI (for-eign Direct Investment) and Embodied CO₂, Emissions:A Case Study Of China's Industrial Sectors [J]. China Economic Review, 2014, 28(1):123-134.
- [17] 李锴, 齐绍周. 贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放 [J]. 经济研究, 2011(11):60-72.
- [18] Love I, Zicchino L. Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR[J]. Quarterly Review of Economics & Finance, 2006, 46(2):190–210.

- [19]连玉君. 中国上市公司投资效率研究[M]. 北京:经济管理出版社, 2009.
- [20] 骆永民, 刘艳华. 金融集聚、人力资本与房价——基于 PanelVAR模型[J]. 财贸研究, 2011, 22(4): 93-101.
- [21] 苏梽芳, 廖迎, 李颖. 是什么导致了"污染天堂":贸易还是FDI?——来自中国省级面板数据的证据[J]. 经济评论, 2011(3): 97-104.
- [22] Anderson T W, cheng Hsiao. Estimation of Dynamic Models with Error Components[J]. Journal of the American Statistical Association, 1980, 76:598-606.
- [23] Arellano M, Bond S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations [J]. Review of Economic Studies, 1991, 58 (2): 277-297.
- [24] Arellano M, Bover O. Another Look at Instrumental Variable Estimation of Error Component Models [J]. Journal of Econometrics, 1990, 68(1): 29-51.
- [25] Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. Journal of Econometrics, 1998, 87(1):115-143.
- [26] Holtz-Eakin D, Rosen H S. Estimating Vector Autoregressions with Panel Data [J]. Econometrica, 1988, 56 (6): 1371-1395.
- [27]陶长琪, 彭永樟, 琚泽霞. 经济增长、产业结构与碳排放 关系的实证分析——基于 PVAR 模型[J]. 经济经纬, 2015(4): 126-131.

The Two-way Coupling Relationship between Environmental Pollution and Economic Growth, Energy Consumption, Foreign Direct Investment and Urbanization

FU Qiang, ZHANG Xiao-man, ZHANG Ya-jun

(School of Economics and Business Administration, Chongqin University, Chongqing 400030, China)

Abstract: The paper builds the PVAR model which comprises environmental pollutants emissions, economic growth, energy consumption, foreign direct investment, urbanization according to three major environmental pollutants emissions respectively. And we analyze and compare the two-way dynamic relationship among five variables by the impulse response, variance analysis and Granger causality test. The results show that: The dynamic relationship among five variables is most significant in the carbon emissions, and the two-way coupling relationship between environmental pollutants emissions and economic growth, energy consumption and urbanization is significant; In addition to their own factors, the variance contribution of foreign direct investment on carbon emissions and solid waste emissions is the largest, and the urbanization contributes most to waste water discharge according to variance analysis.

Keywords: environment pollution; PVAR model; economic growth; energy consumption; FDI; urbanization

[责任编辑:余志虎]