

FDI、经济增长与工业污染

——基于安徽省 1993—2012 年数据的 EKC 检验

蔡栩锋

(安徽财经大学 经济学院, 安徽 蚌埠 233000)

摘要:基于协整理论、格兰杰因果检验和 EKC 假说,考察了安徽省利用 FDI 发展经济背后的环境风险。研究结果显示: FDI 和工业废气、工业固体废物均存在协整和因果关系,但无论在长期还是短期,FDI 对工业废水排放的影响都不明显,这很大程度上取决于 FDI 在安徽省的行业分布状况。此外,样本期间安徽省不存在严格的“倒 U”型 EKC,工业废气和工业固体废物仍随着经济增长而不断增加,工业废水减排的管制效果明显,其与经济增长的关系呈“U+倒 U”型,而外资的流入则进一步加大了安徽省跨越 EKC 顶点的难度。

关键词:FDI;工业“三废”;环境库兹涅茨曲线;协整检验;格兰杰因果检验

中图分类号:F061.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2014)07-0164-07

1 引言及文献综述

经济增长和环境保护的权衡取舍是当今世界各国面临的共同难题。近年来,随着外商直接投资(Foreign Direct Investment,简称 FDI)愈来愈成为助推东道国经济增长的一个重要因素,外资的流入会对当地环境造成何种影响也颇受学术界的关注。众多关于 FDI 与环境污染之间关系的讨论是基于环境库兹涅茨曲线(Environmental Kuznets Curve,简称 EKC)展开的,EKC 最早由 Grossman & Krueger 在研究北美自由贸易协定的环境效应时提出,严格意义上的 EKC 是一条完整的“倒 U”型曲线,其反映了环境质量一开始随着人均收入增加而恶化,当越过曲线的顶点后,随人均收入增加而改善^[1]。进一步地,Grossman & Krueger 将贸易自由化对环境污染的影响机制分解为规模效应、结构效应和技术效应,而对三种效应侧重点的差异使得学术界关于 FDI 对东道国环境的影响出现了两种截然相反的观点。一种观点认为 FDI 会对东道国的环境造成负面影响:首先,FDI 会导致生产扩张,从而使得资源开采增加、工业污染加剧^[2];此外,污染密集型产业不断转入环境监管较为宽松的欠发达地区,使之成为“污染避难所”^[3]。另一种观点则认为,跨国公司在生产过程中具有更高效的能源利用率并采用了更清洁的技术,其造成的污染往往较同类的东道国企业更少^[4],因此

FDI 有助于当地环境状况的改善。

国内学者对 FDI 环境效应的考察在我国加入 WTO 后渐多,同时实证分析结果的分歧也较大。如杨海生等^[5]、应瑞瑶和周力^[6]均发现 FDI 加剧了我国的环境污染,而许士春和何正霞^[7]、邓柏盛和宋德勇^[8]的研究结果则支持 FDI 有益论。由于 FDI 对环境的最终影响存在着一个复杂的传导机制,一些学者对 FDI 的环境效应作了更全面的分析,较为典型的有张学刚和钟茂初的研究,其通过构建联立方程发现 FDI 对我国环境产生了负的规模效应,正的结构效应和技术效应,管制效应尚不明显,总效应为负^[9]。另外,近年来我国某一区域和省市的 FDI 环境效应也受到越来越多的关注。王谦和高军通过将 FDI 变量纳入 EKC 方程,发现外资的流入使得我国东部地区环境状况有所好转,但在中西部尚未看到此迹象^[10]。陈晓峰采用四类污染排放指标证实了长三角地区 FDI 增长与环境污染之间存在协整和因果关系,FDI 对废气、二氧化硫的影响最为显著^[11]。张金艳和卢泽回^[12]、郑芳等^[13]则利用时序数据分别集中考察了 FDI 在广东、浙江的环境效应。

本文选择安徽省作为研究对象,主要是基于以下两点:一方面,目前国内学者对 FDI 环境效应的考察主要还是以全国或东部地区为主,针对某一中部省份的研究较少,而受劳动力成本和环境成本上升等因素

收稿日期:2014-04-14

作者简介:蔡栩锋(1993—),男,浙江诸暨人,安徽财经大学经济学院在读本科生,研究方向:国民经济管理。

的制约,目前我国承接国外传统(劳动密集型)产业转移的重心正逐渐由东部沿海向中西部地区转移。20世纪90年代以来,安徽省着力推进皖江地区开发开放,加上“中部崛起”战略的稳步推行以及2010年《皖江城市带承接产业转移示范区规划》的正式批复,安徽省承接国内外产业转移的战略地位日益凸显——如何避免安徽省成为外资新的“污染避难所”,如何利用好FDI以实现安徽省“经济—环境”的双赢,无疑是值得探究的重要课题。另一方面,透过一些直观的数据和图表,也可以初步推测FDI与安徽省环境污染之间可能存在着某种因果联系。从图1可以看出,工业废气排放量与实际利用FDI的变动趋势大体吻合,并且2005年以来工业废气排放量和工业固体废物产生量较往年明显增加,而此阶段恰好是外资流入的高峰期。此外,2013年安徽全省平均雾霾日数达60天,而吸引外资较多的合肥、蚌埠则分别达到了190、227天^[14],雾霾天气的常态化给当地居民的生产生活造成了诸多不便。

本文将首先检验安徽省实际利用FDI与工业污染之间的协整和因果关系,然后考察FDI对该省EKC形态和转折点的影响,最后结合上述几种效应机制对实证检验结果进行客观分析,以期弥补这方面研究的欠缺并为安徽省制定环境友好型的引资政策和产业政策提供佐证。

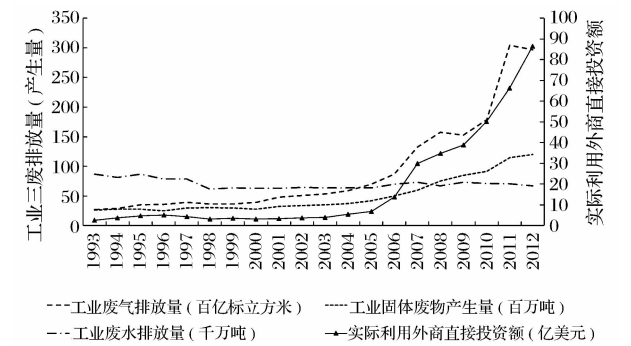


图1 安徽省实际利用FDI与工业“三废”趋势图

2 实证分析

2.1 指标选取与数据说明

考虑到数据的代表性与可获得性,本文选取安徽省工业废气排放量(EG)、工业固体废物产生量(ES)和工业废水排放量(EW)来表征工业污染程度。FDI采用实际利用外商直接投资额(FDI)来度量,并对其通过历年人民币对美元的平均汇价进行调整。经济增长以按1993年不变价格进行平减后的人均实际GDP(Y)来度量,以兼顾人口因素并消除价格波动的影响。各指标的时序长度为1993—2012年,数据来

源于1994—2013年《安徽统计年鉴》和《中国统计年鉴》。最后在实际检验时对上述数据取对数(文中用“ln”表示),一方面容易得到平稳序列并减少变量之间的异方差,另一方面可以直观地测度因变量对自变量的弹性。

2.2 FDI与工业“三废”协整和因果关系检验

2.2.1 单位根检验

为防止非平稳时间序列之间可能发生“伪回归”现象从而使各项统计检验失效,故建立模型前采用ADF单位根检验判别各变量的平稳性,检验结果见表1。

表1 序列平稳性的ADF检验结果

变量	检验形式(C,T,K)	ADF检验值	5%临界值	结论
lnEG	(C,T,0)	-1.203 9	-3.673 6	不平稳
lnES	(C,T,0)	-1.049 7	-3.673 6	不平稳
lnEW	(C,N,0)	-2.307 8	-3.030 0	不平稳
lnFDI	(C,T,0)	-0.879 3	-3.673 6	不平稳
ΔlnEG	(C,T,1)	-4.517 7	-3.710 5	平稳**
ΔlnES	(C,T,0)	-4.634 0	-3.690 8	平稳***
ΔlnEW	(N,N,0)	-5.550 8	-1.961 4	平稳***
ΔlnFDI	(N,N,0)	-2.843 9	-1.961 4	平稳***

注:①Δ表示变量的一阶差分。②检验形式(C,T,K)中,C表示存在截距项,T表示存在时间趋势项,N表示不存在截距项或不存在趋势项;K表示自回归滞后项的阶数,最优滞后阶数根据SC准则确定。③“*”、“**”、“***”分别表示10%、5%和1%显著性水平下检验值是显著的(下同)。

由ADF检验可知,所有变量在10%的显著性水平下都不能拒绝存在单位根的原假设,因此各变量是非平稳的。而所有变量在一阶差分后至少在5%的显著性水平下能够拒绝原假设,因此各变量的一阶差分是平稳的,即lnEG、lnES、lnEW和lnFDI均为一阶单整序列I(1),满足协整关系检验的基本条件。

2.2.2 协整检验

所谓协整,是指多个非平稳序列的某种线性组合是平稳的,其反映了变量之间存在着长期稳定的均衡关系。本文采用E-G两步法对FDI与“三废”共三组变量之间的协整关系进行检验:首先运用OLS对协整回归方程 $\ln E_{it}(EG_i, ES_i, EW_i) = \alpha_k + \beta_k \ln FDI_i + \mu$ 进行估计;其次检验协整回归残差序列的平稳性,若平稳则变量间存在协整关系。

表2给出了工业“三废”与FDI拟合方程的估计结果。首先,以工业废水为被解释变量的方程拟合效果很差,且lnFDI系数接近于0,在10%的显著性水

平上也未能通过 t 检验。这说明 FDI 对工业废水排放的影响很小,因此 FDI 与工业废水排放并不存在长期稳定关系。其次,以工业废气与工业固体废物分别为被解释变量的方程拟合效果很好,lnFDI 系数均为正,且都在 1% 的显著性水平上通过 t 检验。进一步观察协整回归残差序列的平稳性检验结果(见表 3)可知,残差序列均为平稳序列,即 lnFDI 分别与 lnEG、lnES 之间存在协整关系。因此长期内 FDI 与该省工业废气排放量、工业固体废物产生量呈显著的正相关关系,且工业废气对 FDI 的弹性(0.66)较工业固体废物更高。

表 2 工业“三废”与 FDI 长期关系的估计结果

被解释变量	截距项	lnFDI	R ²
lnEG	-0.10	0.66***	0.938
lnES	2.34***	0.45***	0.933
lnEW	11.21***	-0.004	0.002

表 3 协整回归残差序列的 ADF 检验结果

变量	检验形式 (C,T,K)	ADF 检验值	5% 临界值	结论
e ₁	(N,N,3)	-3.120 9	-1.964 4	平稳***
e ₂	(N,N,0)	-2.653 4	-1.960 2	平稳**

注: e₁、e₂ 分别为 FDI 与工业废气排放量、工业固体废物产生量协整回归得到的残差序列。

2.2.3 格兰杰因果检验^[15]

Granger 指出,如果非平稳变量之间存在协整关系,则一定存在着或单向或双向的格兰杰因果关系。上文已证实工业废气、工业固体废物与 FDI 分别存在着协整关系,但此时传统的格兰杰检验存在设定偏误,应采用如下误差修正模型(ECM)形式的检验模型:

表 4 基于 ECM 的格兰杰检验结果

ECM	df	χ ²	P 值
ΔlnEG _t = 0.11 - 0.36ΔlnEG _{t-1} + 0.38ΔlnFDI _{t-1} - 0.10ecm _{t-1}	2	7.016 322	0.030 0
ΔlnFDI _t = 0.08 + 0.63ΔlnFDI _{t-1} - 0.29ΔlnEG _{t-1} - 0.43ecm _{t-1}	2	4.350 233	0.113 6
ΔlnES _t = 0.07 - 0.34ΔlnES _{t-1} + 0.17ΔlnFDI _{t-1} + 0.21ΔlnFDI _{t-2} - 0.03ecm _{t-1}	3	17.150 59	0.000 7
ΔlnFDI _t = 0.06 + 0.55ΔlnFDI _{t-1} + 0.14ΔlnES _{t-1} - 0.46ecm _{t-1}	2	5.770 771	0.055 8

注意到上文的检验结果,lnEW 是非平稳序列,且工业废水排放和 FDI 不存在协整关系。而由于 ΔlnEW 序列是平稳的,因此在对工业废水排放和 FDI 进行格兰杰因果检验时,应建立如下不包括误差修正项的差分形式的 VAR 模型:

$$\Delta \ln EW_t = c_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \ln EW_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta \ln FDI_{t-j}$$

$$\Delta \ln E_t = c_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \ln E_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta \ln FDI_{t-j} + \lambda_1 ecm_{t-1} + \epsilon_{1t}$$

(1)

$$\Delta \ln FDI_t = c_2 + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta \ln FDI_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta \ln E_{t-j} + \lambda_2 ecm_{t-1} + \epsilon_{2t}$$

(2)

其中 E_t 表示安徽省在第 t 年的工业废水和工业固体废物污染指标; c₁、c₂ 为常数项; ecm_{t-1} 为协整回归模型中残差项的一阶滞后,即误差修正项; ε_{1t}、ε_{2t} 为白噪声。对模型(1)滞后项的回归系数进行 Wald 联合显著性检验,原假设 H₀: β₁ = β₂ = ⋯ = β_j = λ₁ = 0。若接受原假设,说明 FDI 不是工业废气排放(或工业固体废物产生)的格兰杰原因;若拒绝原假设,说明 FDI 是工业废气排放(或工业固体废物产生)的格兰杰原因。同理,再对模型(2)进行类似的检验。

由于格兰杰检验的结果对滞后阶数的变化较为敏感,此处根据 AIC 与 SC 信息准则来确定模型的最优滞后阶数,若 AIC 与 SC 准则得出的结论不一致,则进一步参照 HQ 信息准则来选择。根据模型及检验结果显示(见表 4),在 5% 的显著性水平下,FDI 是工业废气排放和工业固体废物产生的格兰杰原因,而工业废气排放和工业固体废物产生并不是 FDI 的格兰杰原因。进一步观察发现,在以工业废气和工业固体废物分别为被解释变量的模型中,ΔlnFDI_{t-i} 的系数均为正,即短期内 FDI 也会导致工业废气排放量、工业固体废物产生量的增加。另外,ecm_{t-1} 估计系数 -0.10、-0.03 体现了对变量间偏离均衡状态的修正,但修正力度并不大,这些修正可能来自于环境管制对 FDI 流量的影响以及现有外资存量三种效应机制的总和。

$$+ \epsilon_{1t}$$

(3)

$$\Delta \ln FDI_t = c_2 + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta \ln FDI_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta \ln EW_{t-j} + \epsilon_{2t}$$

(4)

由表 5 给出的工业废水和 FDI 的格兰杰检验结果可知,在包含变量 ΔlnEW 和 ΔlnFDI 的 VAR 模型中,分别选取滞后阶数 1~3 时的检验结果一致,即

FDI 和工业废水排放互不为格兰杰原因。

表 5 工业废水和 FDI 的格兰杰检验结果

原假设	滞后阶数	F 统计量	P 值
$\Delta \ln FDI$ 不是 $\Delta \ln EW$ 的格兰杰原因	1	2.180 70	0.160 4
	2	0.525 14	0.604 5
	3	0.233 23	0.871 0
$\Delta \ln EW$ 不是 $\Delta \ln FDI$ 的格兰杰原因	1	0.004 30	0.948 6
	2	0.334 95	0.721 9
	3	0.119 11	0.946 6

2.3 加入 FDI 变量前后的 EKC 检验

2.3.1 模型构建

本文采用 Grossman & Krueger 的简化型三次函数形式进行回归：

$$\ln E_{kt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 (\ln Y_t)^2 + \beta_3 (\ln Y_t)^3 + \mu_t$$

(5)

其次,为进一步研究 FDI 对环境 和收入关系的影响,本文在模型(5)基础上引入 FDI 因素,具体模型如下：

$$\ln E_{kt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 (\ln Y_t)^2 + \beta_3 (\ln Y_t)^3 + \lambda \ln FDI_t + \mu_t$$

(6)

其中 E_{kt} 表示安徽省第 t 年的第 k 种工业污染指标; β_0 表示特定的截面效应; μ_t 为随机扰动项。根据模型(5)和(6)的回归结果,以人均 GDP 为横坐标,工业污染程度为纵坐标,可以根据系数的不同取值来判断两者间可能存在的几种曲线关系:若 $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0$, 曲线呈“N”型;若 $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0$, 曲线呈“U+倒 U”型。若 $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 = 0$, 曲线为“倒 U”型 EKC;若 $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 = 0$, 曲线呈“U”型;若 $\beta_1 \neq 0, \beta_2 = 0, \beta_3 = 0$, 工业污染与人均收入呈线性关系。

2.3.2 检验过程及结果

首先利用原始数据对 1993—2012 年安徽省工业“三废”与人均实际 GDP 的散点进行曲线拟合(见图 2),可以初步推断在样本期间三类污染物与人均实际 GDP 的拟合曲线都不符合严格的“倒 U”型 EKC,其中工业废水排放量与人均实际 GDP 的曲线关系更近似于本文所采用的三次型方程,或者说是“U+倒 U”型曲线。进一步利用 Eviews6.0 软件对引入 FDI 变量前后的工业“三废”与人均实际 GDP 进行 OLS 回归,在比较各函数形式的拟合效果后最终得到表 6 的结果。

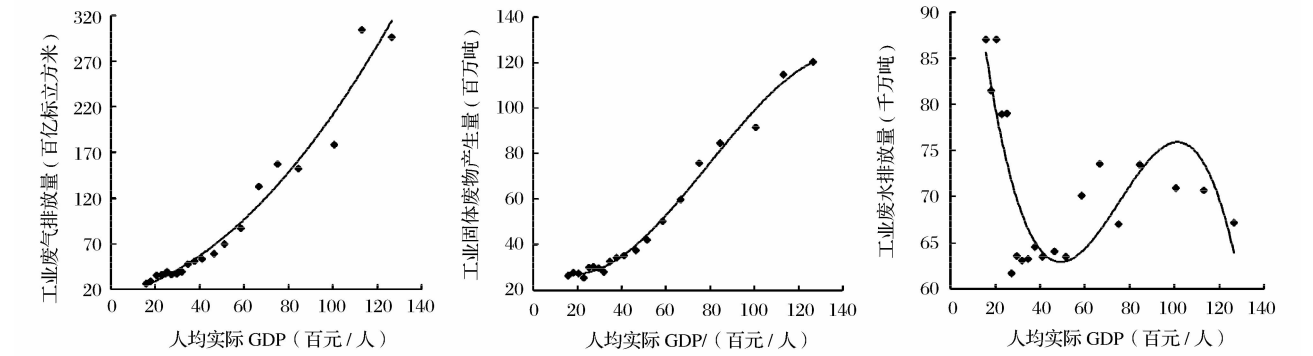


图 2 1993—2012 年安徽省工业“三废”与人均实际 GDP 曲线估计图

通过分析表 6 所得结果,我们发现:①样本期间安徽省不存在严格的“倒 U”型 EKC。结合图 2,可以发现工业废气排放量与人均收入之间呈现出“U”型关系,且处于“U”型曲线的右半段,尤其是近几年来随着人均收入的增加曲线的陡峭程度逐年加重。工业固体废物产生量与人均收入之间呈现出“U+倒 U”型关系,且曲线同样不完整,处于“U+倒 U”型曲线的上升段(中间段),但其形状近似于“倒 U”型 EKC 的左半段,因此随着人均收入增加有减缓的趋势。工业废水排放量与人均收入之间呈现出完整的“U+倒 U”型,工业废水排放量随人均收入的增加波

动较大,且目前位于曲线的下降段。②FDI 与工业“三废”的排放量呈正相关关系。在引入 FDI 变量后各污染物 EKC 方程的拟合优度都有了一定的提高,进一步观察 FDI 变量的系数都为正且均通过了 t 检验。其中 FDI 会增加工业废水排放量这一点与上文相矛盾,且有待进一步考量,但 FDI 会增加工业废水排放量和工业固体废物产生量的结论与上文一致,因此总体上 FDI 在安徽省具有负的环境效应。③FDI 改变了“环境—收入”曲线的局部趋势,但并未改变原先曲线的基本形态。首先,会使“U”型曲线或者其他形态曲线“U”型部分的转折点(谷点)提早,更早地进

入上升阶段。在加入 FDI 变量前后,工业废气与人均 GDP“U”型曲线的转折点分别为 1 010 元/人和 695 元/人,而工业固体废物与人均 GDP“U+倒 U”型曲线的第一个转折点分别为 2 044 元/人和 2 033 元/人。再次,FDI 加大了跨越 EKC 转折点(顶点)的

难度,使得进入曲线下阶段的时间延后。在加入 FDI 变量前,工业固体废物与人均 GDP“U+倒 U”型曲线的第二个转折点为 44 980 元/人,小于加入 FDI 变量后的 46 957 元/人。

表 6 加入 FDI 变量前后的 EKC 拟合结果

	lnEG		lnES		lnEW	
	(5)	(6)	(5)	(6)	(5)	(6)
常数项	26.948 57 (5.281 4)***	14.895 17 (2.834 9)**	126.865 9 (2.920 3)**	102.032 5 (2.479 0)**	138.030 4 (3.022 4)***	98.471 23 (2.895 9)**
lnY	-5.520 027 (-4.537 6)***	-2.971 710 (-2.4898)**	-40.922 76 (-2.622 7)**	-32.728 24 (-2.228 3)**	-43.791 82 (-2.669 8)**	-30.738 09 (-2.533 2)**
(lnY) ²	0.398 988 (5.525 4)***	0.227 082 (3.043 8)***	4.593 999 (2.466 3)**	3.669 600 (2.1008)*	5.022 292 (2.564 8)**	3.549 740 (2.459 7)**
(lnY) ³	—	—	-0.167 023 (-2.259 7)**	-0.133 144 (-1.929 9)*	-0.191 434 (-2.463 8)**	-0.137 466 (-2.411 8)**
lnFDI	—	0.210 306 (3.492 7)***	—	0.086 638 (2.103 4)*	—	0.138 012 (4.055 6)***
Adj-R ²	0.978 177	0.986 844	0.984 606	0.987 320	0.626 264	0.809 852
F-statistic	426.825 7***	476.064 6***	406.086 7***	370.853 5***	11.612 7***	21.230 6***
DW 值	1.610 962	2.406 851	1.661 166	2.032 852	1.509 655	2.316 303
曲线形状	U 型(右半段)		U+倒 U 型(中间段)		U+倒 U 型	
转折点(元/人)	1 010	695	2 044,44 980	2 033,46 957	3 914,10 075	NA,NA

注:以上 6 个回归方程的残差序列经 ADF 检验均是平稳的,因此各变量间存在长期稳定关系,但限于篇幅未列出具体检验结果;括号中的数值表示 *t* 统计量。

3 结论与建议

3.1 结论

通过上文的实证分析,可以得出以下结论:

第一,FDI 是工业废气排放和工业固体废物产生的单向格兰杰原因,且长期短期内安徽省 FDI 与两者之间均存在着正相关关系;FDI 和工业废水排放互不为格兰杰原因,FDI 对工业废水排放的影响不显著;总的来看,FDI 在安徽省具有负的环境效应。首先,长期内 FDI 的环境效应主要取决于现有外资存量在当地的行业分布状况。截至 2012 年底,外国和港澳台地区直接投资总额在行业分布中排在前三位的行业是制造业、房地产业和电力、煤气及水的生产和供应业,它们分别占投资总额的 63.3%、16.5%和 4.7%,可见外商在安徽的投资方向较为单一、投资结构并不合理。由图 3 可知,外商在安徽集中投资的第二产业中,污染密集型的制造业占了大部分,这些产业在发挥安徽省资源禀赋优势、带动经济增长和促进当地就业的同时,对生态环境也造成了直接的破坏。同时,由于“两头在外”的加工贸易型外资企业居多,这些企业生产结构难以具备带动上、下游产业的产业链作用,因此 FDI 技术外溢效果并不明显^[16]。而外

商在安徽本身就较少投资的第三产业中,房地产业占了大部分,对科学研究、技术服务、环境和公共设施管理业等行业的投资却很少。此外,作为传统农业大省,2012 年安徽省农业占 GDP 比重为 12.66%,而当年 FDI 在农林渔牧业比重仅占 3.62%,截至 2012 年底 FDI 在农林渔牧业比重更只有 2.0%,可见 FDI 对低污染高效益的现代农业的发展未起到明显推动作用。以上 FDI 行业分布结构的现状使得外资对环境具有正向作用的结构效应和技术效应在长期也难以显现。其次,即使 FDI 的流入带来了绿色清洁的生产技术,但由于 FDI 技术外溢对环境正向作用具有一定的时滞,因此短期内安徽省利用 FDI 承接污染密集型产业的转移无疑会对当地生态环境造成更多直接的负面影响。最后,外商在皖集中投资的行业,如电气机械和器材制造业、交通运输设备制造业等器械设备制造业在生产过程中基本不产生工业废水^[12],而主要的水体污染源如纺织业、皮革业以及造纸业等行业并不是外商在安徽投资的主要对象,因此 FDI 对工业废水排放量的影响并不显著。

第二,样本期间“倒 U”型 EKC 假说在安徽省并不成立,且 FDI 的流入加大了该省跨越 EKC 顶点的

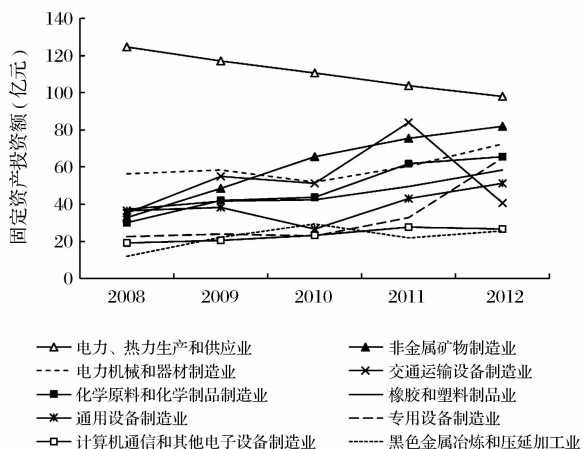


图3 外商及港澳台商在皖投资的主要行业
固定资产投资额变动情况

注:此图所列出的十个行业是外商及港澳台商在皖投资的工业企业中2008—2012年固定资产投资额的平均值排名前十位的行业;原始数据来源于《安徽统计年鉴》(2009—2013)。

难度。首先,工业废水排放量与人均收入之间呈现出完整的“U+倒U”型,且现位于曲线“倒U”部分的下降段。对此可能的解释是,安徽省早年重视废水治理并采取了有效的规制措施,如1996年关停“十五小”、1997和1999年底分别实现淮河流域和巢湖流域工业废水达标排放^[17]。由图4可见,工业废水治理投资一直处于较高水平,尤其是2000年前在工业三废治理投资总额中所占比重最大,此阶段两者的变动趋势大体一致。另外,1997年和2007年为废水治理投资额两个峰值,从趋势图(见图1)可以看出1998年和2008年工业废水排放量确有明显下降。总的来看,20世纪90年代以来安徽省在人均GDP还较低的情况下工业废水防治政策却是富有成效的^[17]。另外,尽管2005年以来外资大量流入安徽,但FDI较少地投资于工业废水高排放行业,加上长期以来对原有内外资企业废水排放的严格监管,减排技术得以改进,这也可能是工业废水排放并未增加甚至减少的原因。其次,工业废气和工业固体废物仍处于“环境—收入”曲线的上升段,何时能够达到转折点未知。这反映出安徽省在引进和利用FDI、加快工业化进程以及追求经济增长的过程中仍是以环境污染为代价,当地经济结构和技术研发上的缺陷无法在短期内改善,对污染排放的治理又较为被动。例如,近年来安徽省大气污染严重、雾霾灾害频发,自2007年起废气治理投资额的绝对量以及其在工业三废治理投资总额中所占比重都有明显提高,2012年废气治理投资额达10.07亿元,约占工业三废治理投资总额的80.8%。

但是从工业废气排放量的趋势图(见图1)可以看出,污染治理收效甚微,且相应的“环境—收入”曲线在近几年反而变得更加陡峭。另外,可能由于工业固体废物本身产生量以及对生产与生活的直接负面影响相对较小,其治理投资额一直处于低位。但从图3可以看出,FDI在器械设备制造业所占比重并不小,而这些行业往往会产生大量的工业固体废物。鉴于对工业废气治理现状和绩效的考量,有关部门应当厉兵秣马,更为主动地对其进行治理。

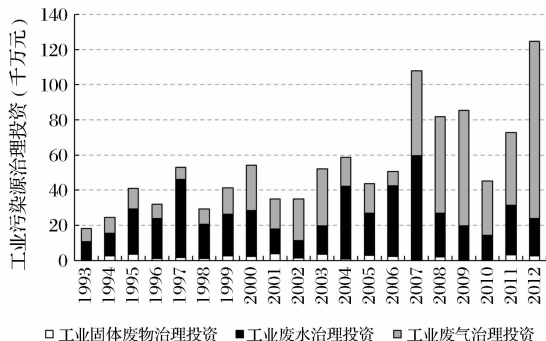


图4 安徽省工业污染源治理投资情况

数据来源:1994—2013年《安徽统计年鉴》,其中2005—2010年若干空缺数据参照了郑志侠等的《安徽省“十一五”环境污染治理投资分析与思考》一文。

3.2 政策建议

针对下一步引进FDI,安徽省应当参照国际环境标准提高当地环境壁垒,有步骤有重点地鼓励和引导外资投向低污染高效益的现代农业、第三产业中的生产性服务业、环保产业和高技术产业,并给予相应的优惠政策支持,同时要避免引资过程中的“寻租”行为,在发挥FDI技术外溢和优化产业结构作用的同时直接或间接地减少污染源。针对已有的污染密集型外资企业,可以推行排污权交易并依据污染排放量对外资企业征收阶梯性的环境税费,激励外资企业增加研究和开发支出,通过技术创新抵消治污成本,发挥出良好的管制效应,将FDI造成的工业污染控制在可接受的范围内。

此外,安徽省在引资、用资和发展经济的过程中,切忌迷信“倒U”型EKC走“先污染后治理”的道路。应当始终重视和保持一定的环境治理投资特别是工业污染源治理投资,建立健全多元化的环保投融资机制,并借鉴其他省市的优秀经验逐步推行当地环境质量与干部政绩考核相挂钩的制度,提高治污减排绩效。鉴于安徽省工业废气排放对FDI流入具有较高弹性的检验结果以及近年来雾霾天气常态化的事实,在条件允许的情况下,有必要将PM2.5指标也纳入

检测和统计当中。

参考文献

- [1] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement [R]. NBER Working Paper, 1991.
- [2] WORLD BANK. Is Globalization Causing a "Race to the Bottom" in Environmental standard? [R]. PREM Economic Policy Group and Development Economics Group, 2000.
- [3] WALTER I, UGELOW J. Environmental Policies in Developing Countries[J]. Ambio, 1979(8):102-109.
- [4] ESKELAND G S, HARRISON A E. Moving to Greener Pastures? Multinationals and the Pollution Haven Hypothesis [J]. Journal of Development Economics, 2003, 70(1):1-23.
- [5] 杨海生, 贾佳, 周永章, 等. 贸易、外商直接投资、经济增长与环境污染[J]. 中国人口·资源与环境, 2005, 15(3):99-103.
- [6] 应瑞瑶, 周力. 外商直接投资、工业污染与环境规制——基于中国数据的计量经济学分析[J]. 财贸经济, 2006(1):76-81.
- [7] 许士春, 何正霞. 中国经济增长与环境污染关系的实证分析——来自1990—2005年省级面板数据[J]. 经济体制改革, 2007(4):22-26.
- [8] 邓柏盛, 宋德勇. 我国对外贸易、FDI与环境污染之间关系的研究:1995—2005[J]. 国际贸易问题, 2008(4):101-108.
- [9] 张学刚, 钟茂初. 外商直接投资与环境污染——基于联立方程的实证研究[J]. 财经科学, 2010(7):110-117.
- [10] 王谦, 高军. 我国不同地区“环境库兹涅茨曲线”假说的检验[J]. 科研管理, 2011, 32(7):157-164.
- [11] 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.
- [12] 张金艳, 卢泽回. 外商直接投资与环境污染的实证分析——基于广东省的数据(1987—2008)[J]. 国际经贸探索, 2010, 26(7):56-60.
- [13] 郑芳, 张晨雪, 于凯力. 浙江省外商直接投资环境效应的实证分析[J]. 嘉兴学院学报, 2013, 25(5):35-42.
- [14] 中安在线. 安徽雾霾天数创历史纪录 2013 年合肥 190 天陷雾霾[EB/OL]. (2014-01-08) [2014-03-30]. <http://ah.anhnews.com/system/2014/01/08/006262808.shtml>.
- [15] 陈雄兵, 张宗成. 再议 Granger 因果检验[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(1):154-160.
- [16] 秦超, 朱林波. FDI 与安徽 GDP 增长关系的实证分析[J]. 财贸研究, 2009(4):15-21.
- [17] 谢贤政, 万静, 高毫洲. 经济增长与工业环境污染之间关系计量分析[J]. 安徽大学学报:哲学社会科学版, 2003(5):145-153.

FDI, Economic Growth and Industrial Pollution

——EKC test based on data of Anhui province during 1993—2012

CAI Xu-feng

(School of Economics, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu Anhui 233000, China)

Abstract: Based on co-integration theory, Granger causality test and EKC hypothesis, this paper analyzes the environmental risk behind utilization of FDI for economic development in Anhui Province. The results show that: whether in long-term or short-term, while the impact of FDI on the discharge of industrial wastewater is not obvious, FDI causes a significant increase in industrial emissions and industrial solid waste, which depends largely on the industrial distribution of FDI in Anhui Province. Furthermore, there is no strict "inverted U" EKC in Anhui Province, industrial emissions and industrial solid waste fail to reduce with the economic growth, and relationship between industrial wastewater discharge and economic growth presents a "U+ inverted U" type because of the productive curb. Finally, inflow of foreign capital making Anhui Province more lasting in the rising segment of EKC.

Key words: FDI; industrial "three wastes"; environment Kuznets curve; co-integration test; Granger causality test