

FDI、经济增长与环境污染关系的实证研究 ——来自长三角地区 1985-2009 年的数据¹

陈晓峰 1, 2

(1. 苏州大学 商学院, 江苏 苏州 215006; 2. 南通大学 商学院, 江苏 南通 226019)

[摘要]文章采用长三角地区 1985-2009 年间的样本数据, 借助 OLS 模型及 Granger 因果检验法对 FDI 与环境污染之间的关系进行了实证分析。估计结果表明: FDI 增长与环境污染变化之间存在协整和因果关系; FDI 与废气、二氧化硫之间存在正相关关系, 与烟尘、粉尘之间存在负相关关系, 而且 FDI 对废气、二氧化硫的影响最为显著。反映了目前长三角地区 FDI 存在一定的环境负效应。文章基于 EKC 假说, 进一步测度了引入 FDI 因素后的经济增长与环境污染的关系及演进趋势, 认为 FDI 对环境质量的影响是规模效应、结构效应和技术效应综合作用的结果, 长三角地区倒“U”型 EKC 只是一种理想状态, 可能会出现“N”或“~”型波动特征, 因此, 必须灵活地、有针对性地制定相关外资政策。

[关键词]FDI; 环境污染; 经济增长; 环境库兹涅茨曲线

[中图分类号]F061.5 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1007-5097(2011)03-0045-06

一、引言

经济与环境协调发展是实现可持续发展的重要体现, 也是各国和地方政府面临的重大挑战之一。中国改革开放 30 多年来, 所取得的经济成就中也伴随着愈演愈烈的环境污染问题。尤其是进入 21 世纪后, 在经济全球化和国际产业大转移的背景下, 中国正极力扮演着“世界工厂”的角色, 这意味着中国的环境退化不仅来自于自身经济发展过程中所造成的环境代价, 还需承受来自于跨国界污染转移带来的影响。中国自改革开放以来, FDI 的流入快速增长(见图 1), 自 2003 年起已连续多年成为 FDI 流入最多的发展中国家。FDI 有力地促进了中国经济的增长, 而且也显著促进了出口贸易发展及国内企业技术进步(Cheung and Lin, 2004)[1]。现阶段, 在 FDI 逐年攀高的同时, 外商投资企业对中国污染排放、环境质量的影响被广为关注。虽然 FDI 对中国经济发展起了很大的促进作用, 带来了先进的环境污染防治技术、环境管理思想和方法, 并在中国环境保护方面起了模范带头作用。如在已通过 ISO14001 认证的企业中, 2/3 以上是外商投资企业, 在获得中国环境标志认证的企业和产品中, 一半以上是外商投资企业。但不可否认, 在中国接受经济全球化影响的过程中, 由于部分地区急于吸引外资, 加之环境管理体系的不完善, FDI 在某些方面对中国环境造成了一定的负面影响。例如, 在国家环保总局公布的存在环境违法行为的外资企业名单中, 不乏像日立、百事可乐、雀巢、通用电气等知名跨国公司。因此, FDI 对中国环境质量的影响引发了广泛争议。

¹ [收稿日期]2010(09)15

[作者简介]陈晓峰(1978),男,江苏南通人,南通大学商学院讲师,苏州大学商学院博士研究生,研究方向:区域经济,跨国公司经营与管理,产业集群。

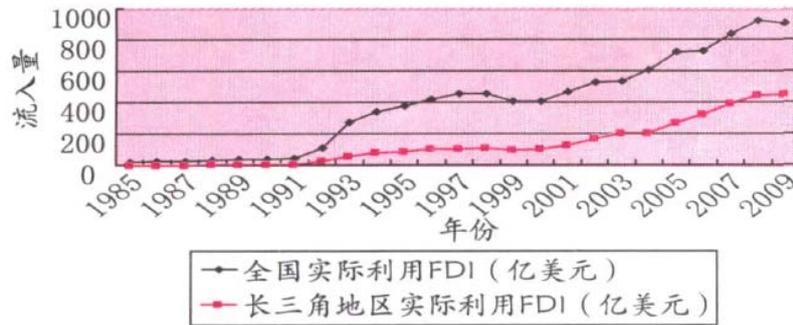


图 1 1985—2009年实际 FDI流入量

长三角地区①是中国经济发展最快的地区之一, 改革开放以来, 凭借其独特的地理优势和较成熟的工商业基础成为 FDI 的聚集地(见图 1)。目前, 该地区已成为中国跨国公司最集中的地区(世界 500 强企业中已有 400 多家在此落户)。但在政府主导的经济增长模式下, 地方政府追求经济增长的偏好使得区域内政府之间展开了激烈竞争, 特别是在引资方面, 地方政府纷纷降低外资进入门槛, 为最大化自身效用而扭曲执行国家的环境政策, 使得国际上一些污染较为严重的产业在这里找到了“污染避难所”。因此伴随着经济的快速增长以及显著的开放过程, 长三角地区的环境污染问题也在进一步加剧(工业污染排放量所占比例高于全国水平, 尤其是江浙两省, 工业是该地区的主要污染源)(见图 2、图 3), 从三省市加总的数据来看, 目前长三角地区 FDI 投资额 70% 以上都分布在第二产业, 而在第二产业中, 外资又大量投向制造业中的污染密集型行业(主要集中在纺织、服装、化学、造纸、皮革、塑料、机械、矿物、金属制品等高污染行业)^②。由此可见, FDI 对该地区环境质量造成了一定的负面影响, 使长三角地区有可能成为中国新的生态环境脆弱地带, 当然这只是一直直观笼统的判断, 毕竟影响一个地区环境质量的因素是多方面的, FDI 的产业分布、投资战略也在处于不断演进和优化之中。那么 FDI 与各环境污染指标之间的关系如何? 在引入 FDI 因素后, 长三角地区经济增长与环境污染之间的演进轨迹是否发生变化? 这些问题迫切需要得到准确分析和解答。

二、理论与文献回顾

对于 FDI 与东道国的环境关系至今还是一个争论性的话题。其原因主要是由于学者们所采用的分析技术、数据来源、表征方法等的不同(Letch-manan and Kodama, 2000) [2]。近年来随着环境保护意识的不断增强, 发展中国家 FDI 与环境污染的相关问题越来越受到社会共同关注, 目前已有许多的相关研究(如 Wheeler, 1993; Zarsky, 1999 等) [3 -4]。关于 FDI 对东道国环境的影响, 关注的焦点始终围绕 FDI 与污染行业转移问题而展开。国外理论界比较盛行的一个观点是“污染天堂假说”(PollutionHavenHypothesis, PHH)和“竞争到底假说”。PHH 是基于发展中国家实施相对较弱的环境监管政策, 强调发展中国家在生产污染密集型产品方面具有比较优势。相反, 发达国家的生产企业由于面临较为昂贵的污染成本与苛刻的环境管制, 从而不得不在污染治理方面投入更多的资源和精力。(Dean Judy, 1992) [5]认为由于环境资源禀赋的比较优势, 使环境标准制定相对宽松的国家, 更容易吸引污染产业的跨境转移。Wagner 和 Timmins [6]对 OECD 和部分非 OECD 成员国 1995)2002 年六个污染密集型行业的面板数据进行分析, 结果说明“污染天堂”假说在大多数污染密集型行业被证实成立。(Taylor, 2004) [7]研究发现发展中国家松散的环保政策成为了吸引外资的重要因素。“竞争到底假说”是在 PHH 上发展起来的, 它认为国家间为了争取外资会主动降低环境标准。低收入国家为了吸引外资和发展经济, 常常以牺牲环境为代价而不对造成污染的厂商进行处置。

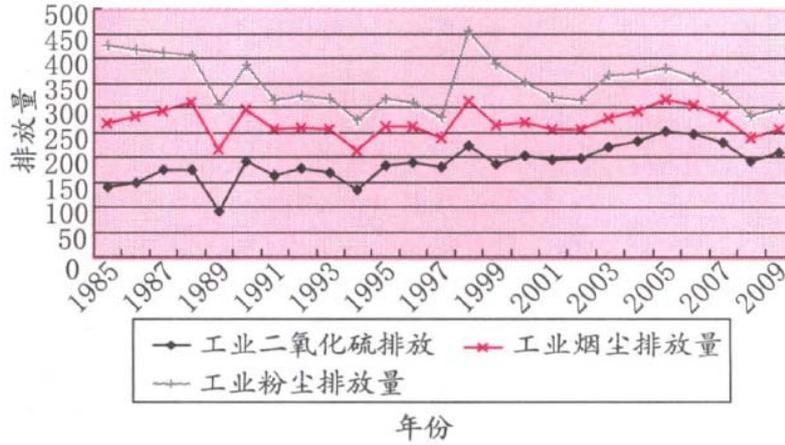


图 2 1985—2009年长三角地区主要工业污染排放 (万吨)

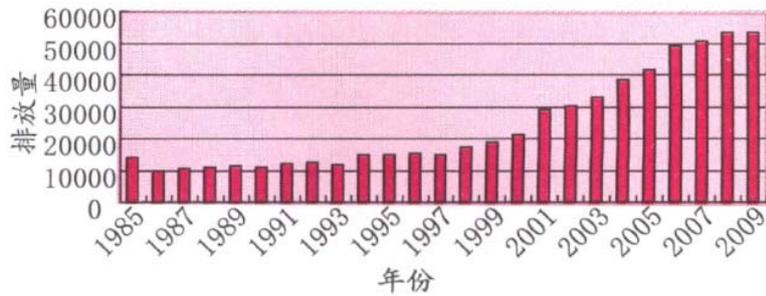


图 3 1985—2009年长三角地区工业废气排放 (亿标立方米)

关于 FDI 与东道国环境质量的另一个盛行观点是/污染光环假说⁰。该假说认为在大多数情形下, FDI 可以把更好和更清洁的技术传播到发展中家,因而有利于东道国环境的改善。Wheeler(1993) [3]认为跨国公司在向外进行直接投资的同时,也带去了先进的治污技术; Eskeland and Harrison(2003) [8]研究发现在污染密集型产业中, 外资企业比内资企业更重视环境保护。Wang and Jin (2002) [9]在对中国 1000 多个企业的污染排放物进行的研究中得出了相似的结论, 他们发现外资企业和社区企业比国有企业和私有企业有更好的环境行为。Lyuba Zarsky (1999) [4]更进一步表明 FDI 也将提高世界范围内的专业化分工程度, 使得生产活动和污染治理活动都具有规模效益递增的特征。

Grossman 和 Krueger (1991) [10]开创性地将库兹涅茨曲线引入环境污染和经济增长关系的研究, 发现污染水平与经济增长之间的散点曲线呈倒/U 型, 后续的很多实证研究都证实了环境库兹涅茨曲线(EKC)的存在。此外, 许多发达国家和新兴发展中国家环境质量和经济增长之间的实证研究也证实了 EKC 假说, 只是不同国家、不同污染物“倒 U”顶点出现的时机不同。目前大部分关于 EKC 的研究都是基于 Grossman 和 Krueger 的分析框架。经济增长对环境影响有三个因素, 这三个因素此消彼长产生了倒 U 型的 EKC。第一个因素是规模效应, 即随着产出的增加, 产生的副产品也越多, 造成的污染也就越多, 它仅仅与产出有关; 第二个因素是结构效应, 即产业结构从污染较重的能源密集型产业(重工业)转移到服务业和技术密集型产业; 第三个因素是技术效应, 即生产技术从造成污染较重的技术转向更为清洁的技术。

大量外资流入中国是否与目前日益严峻的环境污染压力有关系, 越来越受到学者们的关注。国内不少学者针对这一问题进行了实证研究, 相关成果自 2000 年以后渐进增多。王洛林、江小涓(2000) [11]指出, 跨国公司决定在华投资项目时, 首先考虑的是

我国现有的需求档次和技术水平,而不是环境标准。赵细康(2003)[12]研究表明,在中国 FDI 并未呈现大规模的污染产业转移现象,但在部分污染密集型产业,外资的相对规模超过了外资企业的平均水平。杨海生等(2005)[13]根据 1990)2005 年中国 30 个省(市、区)的面板数据分析了贸易、外商投资对中国 EKC 的影响,发现贸易对中国的 EKC 没有直接影响,而 FDI 与污染物排放之间呈现出显著的正相关关系。潘志彪、余妙志(2005)[14]利用 1986)2003 年江浙沪三省市实际利用外资额和废气排放量的数据进行了因果关系检验,发现在汇总的三省市数据和上海、江苏两省市的单独检验中,FDI 增长与环境污染加剧之间的因果关系较为明显。应瑞瑶、周力(2006)[15]对 FDI 与环境问题关系的实证分析表明:在中国 FDI 是工业污染的格兰杰原因,各地区 FDI 的相对水平与工业污染程度正相关,东部地区工业污染的弹性低于中西部地区,在时间序列上,FDI 与中国工业污染呈 U 型的 EKC。沙文兵、石涛(2006)[16]利用省级面板数据对 FDI 的环境效应进行测度。计量结果显示,FDI 对中国生态环境具有显著的负面效应,这种负面效应也呈现出明显的东高西低的梯度特征,而且就东部地区而言,外资企业所造成的负面效应超过内资企业。管陵(2007)[17]对江苏省近年来的 FDI 与环境污染之间的关系进行了检验,发现江苏省 FDI 与环境污染呈正相关关系。陈刚(2009)[18]研究发现,中国的环境规制实际上对 FDI 的流入产生了显著的抑制效应。地方政府有动机以放松环境管制为手段来吸引更多的 FDI 流入,这导致中国成为跨国污染企业的/污染天堂 0。包群、陈媛媛等(2010)[19]认为 FDI 对东道国环境质量的影响取决于规模效应与收入效应的综合作用,并论证了在环境质量满足正常商品假设的一般情形下,FDI 对东道国当地环境的影响具有倒 U 型曲线关系,其中 FDI 的部门流向具有重要作用。

综合上述,目前总的研究方法主要体现在两个方面:一种是对某一个省市的研究,主要适用 OLS 方法进行模型估计;第二种是利用分省面板模型回归分析,主要是使用 Hausman 检验判断使用固定效应模型还是随机效用模型。总体来看,国内研究还处于起步和探索阶段,观点分歧也较大:第一,研究过于笼统和宽泛,未考虑区域间经济结构和技术水平的空间差异(不适合利用整个全国性的综合数据研究)。而且数据采集也不够规范、统一,指标的选取不够系统,不能反映出一个地区的整体污染水平。而且在检验分析过程中,大都没有对数据进行单位根和协整检验,这在一定程度上降低了检验结果的说服力。第二,许多研究倾向于分析跨省的截面数据,但是,由于不同省份的经济发展阶段、产业结构以及经济增长方式各不相同,经济增长对环境的正负效应可能部分或完全抵消,因此可能会削弱从统计分析中得到的结论的显著性。不仅如此,由截面数据分析得到的 EKC 可能是一种伪回归。此外,以特定区域经济带为背景来考察 FDI、环境污染及经济增长问题的研究还不多,基于 FDI 视角来检验区域 EKC 的尚不多见。本文正试图以长三角地区为背景,对 FDI 与各环境污染指标之间进行计量验证和实证分析,以期为该地区环境政策、引资战略的调整优化提供佐证。

三、数据分析与基本模型构建

(一) 指标选取与数据来源

本文利用 1985 年到 2009 年的 25 年间长三角地区实际流入 FDI 与各污染排放进行计量分析。考虑到长三角区域经济发展的实际进程以及该地区环境污染阶段性特点,本文选取四个比较有代表性的环境污染指标作为因变量»,即以工业废气排放量(Pgas,单位:亿标立方米)、工业二氧化硫排放量(Pso2,单位:万吨)、工业烟尘排放量(Pyc,单位:万吨)、工业粉尘排放量(Pfc,单位:万吨)来表征工业对环境的污染,以外商直接投资额(FDI)作为自变量,时间跨度为:1985)2009 年。采用 Eviews511 软件包,通过格兰杰因果检验、相关性检验、时间序列的趋势检验对上述变量之间计量关系进行全面分析。本文的数据均根据中国统计年鉴和长三角各省份统计年鉴进行整理及计算而得。

(二) 数据处理与模型构建

由于计量单位不同,并且 FDI 与污染指标之间的数据绝对值都比较大,为了使序列平稳化,并考虑到消除异方差的影响和对时序数据取对数后不会改变时序的性质和关系,在实际的检验中笔者对各序列都采用了取对数的处理。考虑到因变量 gas、so2、yc、fc 和自变量 FDI 可能出现的高度自相关(各变量之间也可能存在较高的相关性),本文采用差分法来处理模型的多重共线性。

由于本文所取得的数据是历年的各项宏观数据, FDI 的走势是一直递增的, 对其进行对数以及差分处理后, 利用 ADF 检验数据是否趋于平稳。运用同样的方法, 消除序列 $\ln P_{gas}$ 、 $\ln P_{so2}$ 、 $\ln P_{yc}$ 和 $\ln P_{fc}$ 的非平稳性。我们知道, 影响环境的因素很多, 在本研究中主要考虑 FDI 对工业环境污染的影响, 所以在建立模型时将舍弃不相关或相关性较小的变量, 重点分析 FDI 对上述四个污染物排放量的影响。此外, 笔者认为环境问题始终与经济发展紧密联系, 如果不考虑经济发展而直接运用 FDI 数据对反映环境质量的变量做回归分析, 极有可能会因为遗漏重要变量而导致模型设定错误并得出可疑结论。因此, 笔者在计量模型中加入了反映经济发展水平的变量人均 GDP, 本文的模型初步设定如下:

$$\ln P(gas_t, so2_t, yc_t, fc_t) = \alpha_1 + \alpha_2 \ln FDI_t + \mu \quad (1)$$

$$D \ln P(gas_t, so2_t, yc_t, fc_t) = \alpha_1' + \alpha_2' D \ln FDI_t + \mu' \quad (2)$$

式中, \ln 表示对变量取对数; D 表示取一阶差分; t 表示从 1985)2008 的年份; α 表示各变量系数; μ 表示随机扰动项。

传统 EKC 研究所使用的数据有三种: 一是时间序列数据; 二是截面数据; 三是平行数据。本文使用引入 FDI 因素的时间序列数据拟合 EKC。通过计算转折点对长三角地区的 EKC 曲线进行修正, 以便清晰展现 FDI 的环境规模效应。拟采用简约式回归方程来进行二次曲线模拟, 对长三角地区 EKC 曲线存在性进行检验:

$$\ln P_t = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t + \beta_2 \ln y_t^2 + \beta_3 FDI_t / Y_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中, P 为人均污染物排放量; y 为人均 GDP (单位: 美元); FDI_t / Y_t 为 FDI 占 GDP 的比重; β_0 为常量; β_1 、 β_2 、 β_3 为解释变量系数; ε_t 为随机误差项。

四、检验过程及实证结果分析

(一) 单位根与协整检验

为了避免分析时出现/伪回归 0 现象以及确认 FDI 与 gas 、 $so2$ 、 yc 及 fc 排放量之间长期稳定均衡关系的存在, 在建立误差修正模型之前有必要先进行单位根检验与协整检验, 检验方法分别为 ADF 检验法与 Johansen 协整检验法。由 ADF 检验可知(见表 1), 所有变量 ($\ln FDI$ 、 $\ln P_{gas}$ 、 $\ln P_{so2}$ 、 $\ln P_{yc}$ 和 $\ln P_{fc}$) 的水平序列都是非平稳的, 而它们的一阶差分是平稳的, 即都是一阶单整序列, 满足进行协整关系检验的条件。

表 1 单位根检验情况

| 检验类型 | ADF 检验值 | 临界值 | 滞后阶数 | 检验结果 |
|----------------------|---------|--------|------|------|
| lnFDI | -1.72 | -3.01* | 2 | 未通过 |
| D lnFDI | -4.14 | -3.78 | 1 | 通过 |
| lnPgas | -1.82 | -3.64 | 0 | 未通过 |
| D lnPgas | -5.29 | -3.65 | 0 | 通过 |
| lnPso ₂ | -1.45 | -3.02 | 4 | 未通过 |
| D lnPso ₂ | -6.48 | -3.02 | 3 | 通过 |
| lnPyc | -1.02 | -2.99 | 0 | 未通过 |
| D lnPyc | -5.98 | -3.63 | 0 | 通过 |
| lnPfc | -2.52 | -2.99 | 0 | 未通过 |
| D lnPfc | -4.91 | -3.76* | 0 | 通过 |

注：标* 的表示显著性水平为 1% 的临界值，其余未标注的均为 5% 显著性水平下的临界值。

在此基础上，本文采用 Johansen 协整检验法来分别检验上述变量一阶差分之间的协整关系(这里的滞后期是根据无约束 VAR 模型的残差分析所得)，以考察长三角地区 FDI 增长与环境污染增长之间是否存在长期稳定的关系。检验结果见表 2。

从表 2 可以看出，在显著性水平 5% 上，所有序列均是在一阶差分下通过协整检验(而且同时通过迹统计量 TraceStatistic 和最大特征值统计量 Max-Eigen Statistic 双重检验)，其中 lnFDI 与 lnPso₂、lnPfc 均存在一个以上协整(方程)关系。由此可见，lnFDI 与 lnPgas、lnPso₂、lnPyc 和 lnPfc 之间存在长期稳定的关系。

(二) 协整关系和误差修正模型

上面已经证明 lnFDI 与 lnPgas、lnPso₂、lnPyc 及 lnPfc 之间具有协整关系。通过相关性分析，可建立 ECM 方程(估计 FDI 对环境污染的弹性)，在此基础上进一步得出误差修正模型(偏离长期均衡的调整力度大小)，考察长三角地区 FDI 与环境污染指标之间关联性的内部差异(见表 3)。

表 2 Johansen 协整检验结果

| 协整向量 | 最大特征值统计量 | 5%临界值 | 迹统计量 | 5%临界值 | Hypothesized No.of CE(s) | 滞后阶数 |
|--------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------------|------|
| DlnFDI、 DlnPgas | 15.2719 0.0706 | 14.2646 3.8415 | 15.3425 0.0706 | 15.4947 3.8145 | None* At most 1 | 2 |
| DlnFDI、 DlnPso ₂ | 16.6492 6.4822 | 14.2646 3.8415 | 23.1314 6.4822 | 15.4947 3.8415 | None* At most 1 | |
| DlnFDI、 DlnPyc | 20.1503 2.3135 | 14.2646 3.8415 | 22.4639 2.3135 | 15.4947 3.8415 | None* At most 1 | 1 |
| DlnFDI、 DlnPfc | 15.0193 4.0812 | 14.2646 3.8415 | 16.1006 4.0812 | 15.4947 3.8415 | None* At most 1 | 0 |

表 3 协整方程及误差修正模型

| 协整变量 | 分列方程 | |
|------------------------------|---------------|--|
| lnFDI、 lnPgas | ECM 方程 (1) | $vecm = 2.597 \times lngas(-1) - lnFDI(-1) + 15.997$ |
| | 误差修正模型 | $Dlngas = -0.652 vecm + 0.413 \times D(lnFDI(-1)) + 5.369$ |
| lnFDI、 lnPso ₂ | ECM 方程 (2) | $vecm = lnFDI(-1) - 8.654 \times lnSO_2(-1) + 36.467$ |
| | 误差修正模型 | $D(lnSO_2) = 0.118 vecm - 0.151 \times D(lnFDI(-1)) + 0.044$ |
| lnFDI、 lnPyc | ECM 方程 (3) | $vecm = lnFDI(-1) + 6.02 \times lnYC(-1) - 35.13$ |
| | 误差修正模型 | $D(lnyc) = -0.084 vecm + 0.055 \times D(lnFDI(-1)) - 0.06$ |
| lnFDI、 lnPfc | ECM 方程 (4) | $vecm = lnfc(-1) + 0.103 \times lnFDI(-1) - 5.117$ |
| | 误差修正模型 | $D(lnfc) = -0.726 vecm - 0.037 \times D(lnFDI(-1)) - 0.03$ |

注：其中， $D lnFDI = lnFDI_t - lnFDI_{t-1}$ ； $D lngas = lngas_t - lngas_{t-1}$ ，其余变量依此类推。

四个 ECM 方程反映了 FDI 与 gas、so2、yc 及 fc 排放量之间的某种长期均衡关系。方程(1)表明 FDI 变动 1%, gas 排放量将变动 0.386%, 促进作用显著。从误差修正模型中我们可以看出, 误差修正系数为-0.652, 调整力度大, 说明对偏离长期均衡的调整幅度大; 方程(2)表明 FDI 变动 1%, so2 排放量将变动 0.116%, 误差修正系数为 0.118; 方程(3)表明 FDI 变动 1%, yc 排放量将变动 0.1166%, 误差修正系数为-0.084; 方程(4)表明 FDI 变动 1%, fc 排放量将变动 0.103%, 误差修正系数为-0.726, 说明对偏离长期均衡的调整幅度大。FDI 与 gas、so2 的排放之间存在着显著的正相关关系, 与 yc、fc 的排放之间存在着显著的负相关关系。

(三) 格兰杰因果检验

标准的格兰杰因果检验认为, 假定变量 X 的变化是变量 Y 变化发生的原因, 则变量 X 的变化应时间上先于变量 Y, 而且变量 X 在预测变量 Y 时具有显著性, 即在预测 Y 的回归模型中, 引入变量 X 的过去观测值作为独立变量应该在统计上显著地增加模型的解释能力; 并且变量 Y 预测变量 X 在统计上不显著。

从表 4 可看出: FDI 变动与 gas 变动有单向因果关系, 在滞后一阶的情况下 FDI 变动是 gas 变动的 Granger 原因; 在滞后一阶的情况下, FDI 变动与 so2 及 yc 变动之间的双向因果关系较为明显; 在滞后一阶的情况下 fc 变动是 FDI 变动的 Granger 原因, 而 FDI 变动与 fc 变动的因果关系不太明确。

表 4 G ranger 因果关系检验结果

| 零假设 | F 统计量 | 概率值 | Lags: |
|---|---------|--------|-------|
| Dlnfdi does not Granger Cause DLnPgas | 7.1747* | 0.0144 | 1 |
| DLnPgas does not Granger Cause Dlnfdi | 0.2547 | 0.6192 | |
| DLnPgas does not Granger Cause Dlnfdi | 0.6440 | 0.5375 | 2 |
| Dlnfdi does not Granger Cause DLnPso ₂ | 6.6885* | 0.0176 | 1 |
| DLnPso ₂ does not Granger Cause Dlnfdi | 3.2501* | 0.0865 | |
| Dlnfdi does not Granger Cause DLnPyc | 5.5858* | 0.0283 | 1 |
| DLnPyc does not Granger Cause Dlnfdi | 4.4547* | 0.0413 | |
| Dlnfdi does not Granger Cause DLnPfc | 0.8589 | 0.3650 | 1 |
| DLnPfc does not Granger Cause Dlnfdi | 3.1330* | 0.0919 | |
| Dlnfdi does not Granger Cause DLnPfc | 0.6056 | 0.5570 | 2 |

注: 标* 的表示其 F 统计量值高于 5% 显著性水平下的临界值, 即表明拒绝零假设, 其说明两变量之间存在着因果关系。

(四) 基于时间序列的 EKC 检验

根据模型 (2) 中 β_1 和 β_2 取值的不同可反映环境质量状况与经济发展之间不同的关系: (1) $\beta_1 \neq 0$; $\beta_2 = 0$ 则环境污染与经济增长间存在线性关系; (2) $\beta_1 > 0$; $\beta_2 < 0$ 则环境污染与经济增长呈倒 U 型关系; (3) $\beta_1 < 0$; $\beta_2 > 0$ 则环境污染与经济增长呈

正 U 型关系; (4) $\beta_3 < 0$ 表示 FDI 对 EKC 曲线有负效应, $\beta_3 > 0$ 则反之。无论是情况 (2) 或情况 (3), 均在 $Y^* = -\frac{\beta_1}{2\beta_2}$ 处达到拐点。

从检验结果 (表 5) 中可以看出, 除了 yc 以外, 其余各指标与经济增长均呈倒 “U” 型关系。而且长三角地区各类指标的 EKC 均已越过拐点, 说明这些方面的环境水平有所提高, 而且长三角地区的各污染指标的拐点值普遍低于国内其他城市, 更远低于 Grossman and Krueger (1991) 中发现的 SO_2 等排放量在人均 4000 - 5000 美元左右出现拐点的结果。这表明近年来所先后采用的先进技术、管制手段等, 有效地缩短了拐点出现的时间, 防止了污染的进一步恶化, 使得该地区在环境保护方面具有某些 “后发优势”。但需要申明的是, 上述 EKC 及其拐点的估计值仅仅是基于对经验数据的描述而非预测, 而且以上时间序列的趋势判断只是简约式二次曲线回归模拟, 对长三角地区 EKC 的存在性进行检验, 未对各污染指标设置权重。现实中经济增长、FDI 对环境质量的影响是复杂的, 因此, Grossman 和 Krueger (1995) [20] 又将模型进一步拓展成三次函数型。总体来说长三角地区 FDI 存量的总体环境效应是消极的。上表中的 $\beta_3 < 0$, 表明 FDI 对 EKC 曲线有规模负效应。这种负效应体现在使得 EKC 更加陡峭, 加大其跨越顶点的难度, 或者局部改变 EKC 的趋势。即对部分污染指标而言, 若按照三次曲线进行回归模拟, 加入 FDI 因素后其倒 U 型 EKC 存在 “N” 型翘尾或 “~” 型波动的可能。

表 5 时间序列数据趋势检验结果

| | Lngas | Lnso ₂ | Lnyc | Lnfc |
|------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|--------------------------|
| $\beta_0(\text{Cons})$ | 9.015823*** (165.8415) | 4.936928*** (53.4503) | 4.901436*** (63.6060) | 4.455519*** (25.5925) |
| $\beta_1(y)$ | 0.001511*** (14.5025) | 0.000616*** (3.4785) | -0.000455*** (-3.0825) | 0.000392 (1.1746) |
| $\beta_2(y^2)$ | -2.94e-007*** (-9.0528) | -1.59e-007*** (-2.8863) | 8.71e-008*** (1.8917) | -1.62e-007* (-1.5538) |
| β_3 (FDI/Y) | -0.034668 (-0.4950) | -0.035740 (-0.3004) | -0.312149*** (-3.1442) | -0.499608** (-2.2275) |
| Obs | 24 | 24 | 24 | 24 |
| AR ² | 0.9719 | 0.4463 | 0.7701 | 0.2588 |
| F-statistic | 242.9858 | 6.6422 | 24.4499 | 3.4439 |
| D-W | 1.4502 | 2.6681 | 1.5849 | 1.6298 |
| EKC 曲线 | 倒 U 型 | 倒 U 型 | U 型 | 倒 U 型 |
| T·P (美元) | 2569.73 | 1937.11 | 2611.94 | 1209.88 |

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著; 括号中数值为对应的 t 统计值。

五、结论及政策启示

本文的检验从 1985-2009 年长三角地区实际统计数据当中系统研究了 FDI 与环境污染之间的内在关系,并基于时间序列数据计量检验了该地区 EKC 的存在性及趋势。计量结果显示:(1)在长期内 FDI 与四种污染物之间有协整关系,而且 FDI 对废气、二氧化硫的促进作用较为显著。(2)在因果关系检验方面,除了粉尘之外,FDI 与其他三类指标变动之间的因果关系较为明显。而且 FDI 与二氧化硫及烟尘之间有双向因果关系。(3)除了烟尘外,其余各指标的 EKC 都达到理想的拟合效果,加入 FDI 因素后,发现 FDI 对 EKC 有规模负效应,使得倒“U”型存在“N”型翘尾或“~”型波动的可能。鉴于此,笔者认为,长三角地区在下一步的保护环境和利用外资过程中,应在外资政策、产业政策和环境政策等各维度进行调整、创新,尽力减少 FDI 的规模负效应,进一步发挥其结构效应和技术效应,从而有效地协调吸引外资、经济增长与环境保护之间存在的冲突。

(1)促进产业结构的调整与升级。目前长三角地区 FDI 的产业结构已有所优化(上海最为明显),但整体来看,FDI 的投资行业主体仍密集在第二产业。长三角地区 FDI 产业结构与其本身的产业结构十分类似,这主要是因为健全的制造业产业链能为外商投资企业提供完善的前向和后向服务,因此长三角地区本身产业结构的合理性会直接影响到外资产业结构的合理性。长三角地区必须按照已有产业发展基础和地区比较优势,培植新的主导产业与高新技术产业,加强传统产业的改造和升级。

(2)适度调整引进 FDI 的方式,把先前偏重于引进资金流量转向以技术创新与制度移植为重点。政府对 FDI 的政策优惠,应当集中到鼓励技术转移和制度示范等方面来,在这方面,政府可大胆尝试和创新,建立一套有效的激励机制,来对外资的技术创新和环境保护进行宣传、优惠奖励。进一步促进外资在长三角地区环境保护中技术效应发挥的力度。此外,考虑到长三角地区进一步发展的环境容量有限,要充分借鉴日本、德国等发达国家的经验,积极制定资源循环再利用以及资源回收的政策,积极推行“资源-产品-再生资源”的循环发展模式,推行清洁生产和绿色技术,积极采用新工艺、新材料、新技术,降低物耗能耗。

(3)政府部门不能对倒“U”型 EKC 盲目套用,环境质量随着经济的发展而自发改善并不是最优的选择,EKC 不能成为“先污染,后治理”的借口。在现实经济运行中 EKC 可能出现反复和波动(如 N、~型特征),此时政府应及时制定严格的环保标准和法律,并运用市场化的手段保障和配合法律实施的结果(对已有的外资应采取各种措施积极引导其以更高的标准要求自己,把最先进的环保技术和环保管理手段引进来,增强其环境管理能力)。此外,长三角地区的环境问题也是一个涉及面广的复杂问题,要有效解决这些问题,就要实施区域可持续发展战略,加大区域内部的合作力度,建立区域监控机制和区域环境管理体系。

[注 释]

①经济地理意义上的长三角地区包括江苏省中南部 8 市(南京、扬州、泰州、南通、镇江、常州、无锡、苏州)、浙江北部 7 市(杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴、舟山、台州)和上海全市。但考虑到省级行政区划的稳定性,以及为了研究方便,本文中的长三角地区泛指江苏省、浙江省和上海市。

②资料来源自江苏、上海、浙江三省市各年份统计年鉴,相关数据经整理而得(包括图 1、2、3 等)。

③考虑到长三角地区 FDI 主要流向于工业部门,环境污染主要表现在工业废气、粉尘和烟尘的排放上。基于近年来长三角地区(尤其是江苏南部、上海和整个浙江)更是酸雨的重污染区,严重影响了生产和生活,所以本文加入了工业二氧化硫排放这一重要指标,上述指标基本能反映出该地区的整体污染水平。

[参考文献]

[1] CheungKiu -yin, Lin Ping. SpilloverEffects ofFDI on in-novation in China [J]. China Economic Review, 2004, 15: 877 -908.

- [2] Letchumanan R, Kodama F. Recording the Conflict between the Pollution Haven Hypothesis and the Emerging Trajectory of International Technology Transfer [J]. Research Policy, 2000, 29: 59 -79.
- [3] Wheeler. Trade Policy and Pollution in Latin America: Where are the Pollution Haven? [J]. Journal of Environment and Development, 1993, (2), 137 - 145.
- [4] Zarsky L. Untangling the Evidence about Foreign Direct Investment and the Environment, OECD Conference on Foreign Direct Investment and the Environment [C]. The Hague, 1999.
- [5] Dean. Trade and Environment: A Survey of the Literature [R] // Patrick Lowed. International Trade and the Environment. World Bank Discussion Paper, 1992.
- [6] Ulrich J Wagner, Christopher Timmins. Agglomeration Effects in FDI and the Pollution Haven Hypothesis [J]. Environmental and Resource Economics, 2004, 2 (2): 231 -256.
- [7] Taylor M. Unbundling the Pollution Haven Hypothesis [J]. Advances in Economic Analysis, 2004, 4 (2): 8.
- [8] Eskeland G S, Harrison A E. Moving to Greener Pasture? Multinationals and the Pollution Haven Hypothesis [R]. NBER Working Paper, 2002.
- [9] Wang H, Jin Y. Industrial Ownership and Environmental Performance, Evidence from China [R]. World Bank Policy Research Working Paper, 2002.
- [10] Grossman G M, Krueger A B. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement [R]. NBER Working Paper, 1991.
- [11] 王洛林, 江小涓. 中国的外资对经济增长、结构升级和竞争力的贡献 [J]. 中国社会科学, 2002, (6): 22-30.
- [12] 赵细康. 环境保护与产业国际竞争力)))理论与实证分析 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2003.
- [13] 杨海生. 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, (3): 99 -103.
- [14] 潘申彪, 余妙志. 江浙沪三省市外商直接投资与环境污染的因果关系检验 [J]. 国际贸易问题, 2005, (12): 74 -79.
- [15] 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.
- [16] 沙文兵, 石涛. 外商直接投资的环境效应)))基于中国省级面板数据的实证分析 [J]. 世界经济研究, 2006, (6): 76 -81.
- [17] 管陵. 外商直接投资与环境污染 [J]. 南京审计大学学报, 2007, (8): 22 -27.
- [18] 陈刚. FDI 竞争、环境规制与污染避难所)))对中国式分权的反思 [J]. 世界经济研究, 2009, (6): 3 -7.

[19]包群,陈媛媛,宋立刚.外商投资与东道国环境污染:存在倒U型曲线关系吗? [J].世界经济,2010,(1):3-15.

[20] Grossman C, Krueger A. Economic growth and the environment [J]. Quarterly Journal of Economics, 1995, (110): 353-430.

www.yangtze.org.cn