

经济增长、FDI来源与中国环境污染

——基于省级面板数据的实证研究

郭郡郡,刘成玉

(西南财经大学 中国西部经济研究中心,成都 611130)

摘要:以经济增长和环境污染的关系为基础,考察对外开放对环境污染以及二者关系的影响,分解不同FDI (Foreign Direct Investment)来源对环境污染的边际影响。利用1998—2003年中国30个省(市、自治区)的面板数据,以四种工业污染物排放量两类环境质量衡量指标为因变量,对影响环境污染的各因素进行实证检验,结果发现:所考察的各工业污染物的排放均符合环境库兹涅茨曲线假说,环境库兹涅茨曲线的形状以及污染拐点的位置与污染物的选择和环境质量衡量指标的选择有关,根据污染排放量指标计算的污染拐点远大于根据污染排放强度指标计算的污染拐点;对大部分污染排放物不同的环境质量衡量指标而言,对外开放对环境污染虽然很小,但统计上还是有显著的影响,这在一定程度上支持了污染避难所假说在中国的成立;不同的FDI来源对中国环境污染具有不同的影响,对大多数污染物而言,来自港澳台的FDI对环境质量具有显著的负面影响,而来自其他国家的FDI则对中国的环境污染没有明显的影响。

关键词:经济增长;FDI;环境库兹涅茨曲线假说;污染避难所假说;环境污染

中图分类号:F062.2

文献标志码:A

文章编号:1672-8580(2012)02-0040-06

随着经济增长和环境污染问题的日益严峻,对二者之间关系的探讨近来成为社会各界的热门议题。由Grossman和Krueger发现并最先提出的环境库兹涅茨曲线假说认为,在经济发展的初期,环境污染随人均收入水平的提高而加重,一旦人均收入水平超过某一特定值,人均收入水平的继续提高将伴随着环境质量的改善^[1]。与环境库兹涅茨曲线假说不同,污染避难所假说的倡导者认为,由于发达国家与发展中国家具有不同的环境监管标准,随着贸易自由化的发展,基于成本考虑,污染密集型产业会从环境监管严格的发达国家向环境监管宽松的发展中国家转移,致使发展中国家成为所谓的“污染避难所”^[2]。在经济全球化的背景下,一个更加可能的情况是,污染避难所假说和环境库兹涅茨曲线假说同时作用于一国的环境污染。为此本

文研究开放经济条件下中国经济增长和环境污染的关系^[2]。

中国是世界上最大的发展中国家,也是吸引外资最多的发展中国家,改革开放以来,中国经济持续高速增长^[3]。在利用税收等杠杆吸引外资^[2]和通过对外贸易推动经济增长^[3]的过程中,中国的环境污染问题日益突出,极大的影响了人们的身体健康和社会福利水平的全面提高^[4]。

与以往的研究类似,重点考察经济增长与环境污染的关系,试图在两方面有所推进:一是考虑对外开放对二者关系的影响;二是进一步分解不同来源的外商直接投资对中国环境污染的边际影响。

一、模型的设定与变量描述

收稿日期:2011-11-26

基金项目:国家社科基金重大招标项目(09&ZD049)

作者简介:郭郡郡(1982-),男,湖北随州人,博士研究生,研究方向:区域可持续发展,资源与环境经济学;

刘成玉(1964-),男,四川荣县人,教授,博士生导师,研究方向:环境经济理论与管理,农业经济学。

根据经济增长和环境污染相关文献以及环境库兹涅茨曲线假说,我们设定封闭经济条件下决定污染物排放的简化模型为:

$$E_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 T_{it}^2 + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 E_{it} 是指 i 地区第 t 年的污染物的排放, Y_{it} 是指 i 地区第 t 年人均国内生产总值, γ_i 为省份固定效应, λ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项, $\beta_i (i=1, 2, \dots)$ 为待估计参数。除区域经济发展不平衡以外,中国各地区还具有不同的要素禀赋。Copeland 和 Taylor 认为^[4],不同的经济增长来源具有不同的环境影响,如果人力资本的增加推动了人均国民收入的提高,污染可能随着人均国民收入的提高而下降,但是,对同一经济体而言,如果是资本积累的增加推动了经济增长,那么环境污染随人均国民收入的提高而加重。要考虑不同要素禀赋对污染排放的影响,通常有两种处理方法:一种方法是直接加入资本劳动比作为代表要素禀赋差异的解释变量,另一种方法是利用产业结构和要素禀赋之间的强相关性,在解释变量中加入产业结构因素作为代表要素禀赋差异的工具变量,本文采用后一种方法,得到开放经济条件下考虑要素禀赋差异对环境污染的影响时的污染物排放模型为:

$$E_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 T_{it}^2 + \beta_3 T_{it} + \beta_4 (GIP/GDP)_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

与模型(1)相比,模型(2)多了两个解释变量: T_{it} 和 $(GIP/GDP)_{it}$ 。其中 T_{it} 是地区 i 第 t 年的贸易依存度,用该地区对外贸易进出口总额占国内生产总值的比重表示; $(GIP/GDP)_{it}$ 是 i 地区第 t 年的产业结构,为代表要素禀赋差异的工具变量,用工业总产值占国内生产总值的比重表示^⑤。

要研究不同来源的国际贸易对污染排放的边际影响,最直接的处理方法是利用各地分国别的国际贸易或 FDI 数据,考察其对污染排放的影响,但这一方法在中国却面临数据来源的问题:在公开的统计资料中,中国只有部分省(市、自治区)有较为全面的分国别国际贸易或 FDI 数据,大部分省(市、自治区)分国别的国际贸易或 FDI 数据不可得或不全面, Cole 等的研究方法部分的解决了这个问题。在研究不同来源的 FDI 对中国主要城市环境污染的影响时, Cole 等将各城市的工业总产值分为三个部分:国内所有企业的工业总产值,港澳台投资企业的工业总产值以及除港澳台以外其他国家投资企业的工业总产值^[5]。根据 Cole 等的方法,为考虑不同来源国际贸易对污染排放的边际影响,在模型(2)的基础上分解工业总产值,设定模型为:

$$E_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 T_{it}^2 + \beta_3 T_{it} + \beta_4 (GIPd/GDP)_{it} + \beta_5 (GIPf/GDP)_{it} + \beta_6 (GIPh/GDP)_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型(3)中, $(GIPd/GDP)_{it}$ 、 $(GIPf/GDP)_{it}$ 和 $(GIPh/GDP)_{it}$ 分别表示 i 地区 t 年国内所有的企业工业总产值占国内生产总值的比重,港澳台投资企业的工业总产值占国内生产总值的比重以及除港澳台以外其他国家投资的企业工业总产值占国内生产总值的比重。

对模型(1)、(2)、(3)而言,若环境库兹涅茨曲线假说成立,则待估计参数 $\beta_1 > 0$ 且 $\beta_2 < 0$, 此时污染拐点 $Y^* = -\beta_1 / 2\beta_2$; β_3 可能为正也可能为负,若 $\beta_3 > 0$, 表明对外开放程度的提高增加了污染物的排放,污染避难所假说成立,反之 $\beta_3 < 0$, 意味着国际贸易会降低中国的环境污染;产业结构中工业总产值比重的增加对应于资本积累对经济增长的贡献增加,因而可能会增加环境污染,但工业生产规模的扩大同时会提高工业生产的效率,这将减少环境污染,因此 β_4 、 β_5 、 β_6 、 β_7 的符号取决于二者的对比关系。根据以往的研究^[6],一般来说,发展中国家拥有的企业污染排放强度要高于发达国家所拥有的企业,这表明 β_5 的值可能大于 β_6 与 β_7 的值,但在本研究中,如果在中国的 FDI 将投资集中于污染密集型产业,他们的相对大小也就会发生变化。

我们使用 1998—2003 年中国 30 个省级行政区(不包括西藏)的面板数据对模型(1)、(2)、(3)进行估计,并同时使用污染排放量指标(E_{it} =污染排放量/人口数量)和污染排放强度指标(E_{it} =污染排放量/工业总产值)衡量环境污染。由于经济增长与污染排放的关系可能因污染物选择的不同而有所不同,为便于比较,在对各模型进行估算时,我们分别选择四类工业污染物排放量的两类指标作为因变量,包括污染排放量指标:人均工业废水排放量 (pgfs)、人均工业二氧化硫排放量 (pgso2)、人均工业烟尘排放量 (pgy)、人均工业粉尘排放量 (pgf) 和污染排放强度指标:万元工业总产值废水排放量 (igfs)、万元工业总产值二氧化硫排放量 (igso2)、万元工业总产值烟尘排放量 (igy)、万元工业总产值粉尘排放量 (igf)。模型中各变量数据的原始值主要来源于《中国统计年鉴》1999—2004,中经网统计数据库以及中国各省的统计年鉴 1999—2004,其中人均 GDP 和工业总产值均根据价格指数进行了调整,以 1978 年不变价格表示,各变量的统计描述如表 1 所示。

二、实证分析

在实证分析之前先对各变量进行对数处理^⑥。面板数据同时具有截面和时序特征,模型的设定会在很大程度上影响参数估计的有效性。面板数据模型通常可分为齐性参数模型、变系数模型和变截距模型三类,但在通常使用中很少采用变系数模型。变截距模型可分

表 1 变量的统计描述

| 变量 | 单位 | 样本观测值 | 均值 | 标准误 | 最小值 | 最大值 |
|----------|----|-------|---------|---------|---------|---------|
| pgfs | 吨 | 180 | 16.19 | 9.16 | 4.34 | 61.49 |
| pgso2 | 吨 | 180 | 0.013 | 0.0079 | 0.0024 | 0.048 |
| pgy | 吨 | 180 | 0.0079 | 0.0055 | 0.0011 | 0.041 |
| pgf | 吨 | 180 | 0.0079 | 0.0047 | 0.00093 | 0.031 |
| igfs | 吨 | 180 | 354.96 | 222.49 | 51.83 | 1251.35 |
| igso2 | 吨 | 180 | 0.35 | 0.30 | 0.045 | 1.57 |
| igy | 吨 | 180 | 0.22 | 0.19 | 0.0072 | 1.11 |
| igf | 吨 | 180 | 0.22 | 0.18 | 0.0025 | 0.89 |
| Y | 元 | 180 | 1523.44 | 1039.99 | 471.48 | 5337.34 |
| T | | 180 | 0.26 | 0.34 | 0.032 | 1.48 |
| GIP/GDP | | 180 | 0.77 | 0.28 | 0.39 | 1.57 |
| GIPd/GDP | | 180 | 0.60 | 0.17 | 0.25 | 1.07 |
| GIPf/GDP | | 180 | 0.11 | 0.15 | 0.0014 | 0.75 |
| GIPh/GDP | | 180 | 0.064 | 0.098 | 0.0040 | 0.49 |

为固定效应模型和随机效应模型, Hausman 检验显示, 在 10% 的显著性水平下, 各方程均支持固定效应模型。

由于本文采用的是中国内地各省 1998—2003 年的时序数据, 各省之间的特征差异和内在联系, 使得面板数据可能同时存在异方差和截面相关等问题。对残差同时存在空间和时序相关的面板数据, 我们采用 Driscoll 和 Kraay 的估计方法, 利用 STATA11.0 软件中的“xtsc”命令, 得到以不同污染物排放指标为因变量的各模型的估计结果, 如表 2 至表 5 所示, 其中各表的奇数列列为污染排放量指标的回归结果, 偶数列列为污染排放强度指标的回归结果。

表 2 至表 5 的估计结果显示, 对各工业污染物而言, 无论是以人均污染排放量作为被解释变量, 还是以万元工业总产值污染排放量作为被解释变量, 各模型的 β_1 和 β_2 的估计值均在 1% 的显著性水平上显著, 且符号符合环境库兹涅茨曲线假设, 这表明对文中所考察的工业污染物而言, 随着人均收入的提高, 其排放先增加, 达到一定程度后再减少。以不同污染物为因变量, β_1 和 β_2 估计值的大小具有较大的变化, 由于 β_1 和 β_2 的大小决定了环境库兹涅茨曲线的形状, β_1 和 β_2 的较大变化也说明了环境库兹涅茨曲线的形状与衡量环境质量的污染物的选择有关。而对同一污染物而言, 以人均污染排放量和以万元工业总产值污染排放量作为被解释变量估算的 β_1 和 β_2 的值不同, 表明对经济增长和环境污染关系的描述与衡量环境质量的污染指标的类型选择有关。同时我们也注意到, 以同一污染物不同污染指标类型为被解释变量估算的 β_1 和 β_2 的变化, 小于以同一指标类型不同污染物为被解释变量估算的 β_1 和 β_2 的变化, 即环境库兹涅茨曲线的形状对污染物的选择比对污染指标类型的选择敏感。当考虑国际贸易和要素禀赋等因素后,

表 2 以工业废水排放量为因变量的估计结果

| 解释变量 | 模型(1) | | 模型(2) | | 模型(3) | |
|-----------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | pgfs | igfs | pgfs | igfs | pgfs | igfs |
| Y | 6.44*** (5.60) | 5.01*** (7.00) | 6.00*** (7.20) | 5.29*** (6.93) | 4.33*** (4.87) | 6.29*** (7.53) |
| Y2 | -0.45*** (-5.50) | -0.42*** (-7.77) | -0.42*** (-6.46) | -0.44*** (-7.49) | -0.30*** (-4.97) | -0.51*** (-8.11) |
| T | | | 0.066** (2.32) | 0.072** (2.37) | 0.087*** (5.45) | 0.059*** (3.55) |
| GIP/GDP | | | 0.90*** (6.00) | -0.13 (-0.87) | | |
| GIPd/GDP | | | | | 0.62*** (5.21) | -0.20 (-1.55) |
| GIPf/GDP | | | | | 0.038 (0.69) | -0.028 (-0.50) |
| GIPh/GDP | | | | | 0.11*** (4.37) | 0.083*** (2.81) |
| 常数 | -20.05*** (-4.95) | -8.42*** (-3.41) | -17.99*** (-6.74) | -9.38*** (-3.67) | -11.60*** (-3.46) | -12.89*** (-4.40) |
| Within R-square | 0.077 | 0.30 | 0.18 | 0.30 | 0.17 | 0.32 |
| Hausman test | 16.25 (p=0.00) | 13.19 (p=0.00) | 23.13 (p=0.00) | 12.19 (p=0.016) | 31.40 (p=0.00) | 27.98 (p=0.00) |
| 污染拐点 | 1281 | 389 | 1265 | 408 | 1362 | 477 |
| 观测值 | 180 | 180 | 180 | 180 | 180 | 180 |

上标“*”、“**”和“***”分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 由于回归分析前对各变量进行了对数处理, 因此污染拐点为 $e^{-(\beta_1/2\beta_2)}$, 以 1978 年不变价格表示。

表 3 以工业二氧化硫排放量为因变量的估计结果

| 解释变量 | 模型(1) | | 模型(2) | | 模型(3) | |
|-----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | pgso2 | igso2 | pgso2 | igso2 | pgso2 | igso2 |
| Y | 11.54*** (6.22) | 10.11*** (5.32) | 11.89*** (6.20) | 11.18*** (5.62) | 11.43*** (7.74) | 13.39*** (9.03) |
| Y2 | -0.80*** (-7.67) | -0.76*** (-7.35) | -0.82*** (-7.63) | -0.84*** (-7.46) | -0.79*** (-8.79) | -0.99*** (-10.35) |
| T | | | 0.086*** (2.78) | 0.092*** (2.92) | 0.021 (1.26) | -0.075 (-0.041) |
| GIP/GDP | | | -0.18** (-2.61) | -1.21*** (-22.46) | | |
| GIPd/GDP | | | | | -0.13** (-2.57) | -0.95*** (-15.10) |
| GIPf/GDP | | | | | 0.15*** (4.46) | 0.083*** (3.12) |
| GIPh/GDP | | | | | 0.0029 (0.09) | -0.028 (-0.82) |
| 常数 | -46.04*** (-5.71) | -34.41*** (-4.12) | -47.24*** (-5.68) | -38.63*** (-4.51) | -45.20*** (-7.33) | -46.49*** (-7.63) |
| Within R-square | 0.28 | 0.18 | 0.29 | 0.33 | 0.31 | 0.30 |
| Hausman test | 12.65 (p=0.00) | 12.11 (p=0.00) | 15.22 (p=0.00) | 77.33 (p=0.00) | 12.25 (p=0.057) | 20.90 (p=0.00) |
| 污染拐点 | 1356 | 774 | 1408 | 776 | 1386 | 865 |
| 观测值 | 180 | 180 | 180 | 180 | 180 | 180 |

上标“*”、“**”和“***”分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 由于回归分析前对各变量进行了对数处理, 因此污染拐点为 $e^{-(\beta_1/2\beta_2)}$, 以 1978 年不变价格表示。

表 4 以工业烟尘排放量为因变量的估计结果

| 解释变量 | 模型(1) | | 模型(2) | | 模型(3) | |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | pgy | igy | pgy | igy | pgy | igy |
| Y | 14.75*** (13.68) | 13.33*** (18.25) | 14.86*** (13.97) | 14.16*** (13.90) | 14.94*** (11.40) | 16.89*** (12.07) |
| Y2 | -0.98*** (-12.40) | -0.95*** (-17.98) | -0.98*** (-12.68) | - 1.0016*** (-13.85) | -0.99*** (-10.13) | -1.19*** (-10.92) |
| T | | | 0.051 (1.32) | 0.057 (1.32) | 0.019 (0.41) | -0.0095 (-0.22) |
| GIP/GDP | | | 0.042 (0.91) | -0.99*** (-16.94) | | |
| GIPd/GDP | | | | | 0.0044 (1.10) | -0.82*** (-24.13) |
| GIPf/GDP | | | | | 0.027 (1.47) | -0.038 (-1.37) |
| GIPh/GDP | | | | | 0.11** (2.51) | 0.078* (1.79) |
| 常数 | -60.04*** (-15.19) | -48.41*** (-16.23) | -60.33*** (-15.35) | -51.72*** (-13.45) | -60.29*** (-12.91) | -61.58*** (-12.92) |
| Within R-square | 0.51 | 0.60 | 0.51 | 0.63 | 0.52 | 0.63 |
| Hausman test | 20.42 (p=0.00) | 16.37 (p=0.00) | 29.09 (p=0.00) | 19.39 (p=0.00) | 52.66 (p=0.00) | 46.17 (p=0.00) |
| 污染拐点 | 1855 | 1114 | 1962 | 1175 | 1892 | 1208 |
| 观测值 | 180 | 180 | 180 | 180 | 180 | 180 |

上标“*”、“**”和“***”分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著, 由于回归分析前对各变量进行了对数处理, 因此污染拐点为 $e^{-(\beta_1/2\beta_2)}$, 以 1978 年不变价格表示。

表 5 以工业粉尘排放量为因变量的估计结果

| 解释变量 | 模型(1) | | 模型(2) | | 模型(3) | |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | pgf | igf | pgf | igf | pgf | igf |
| Y | 29.79*** (25.22) | 28.36*** (20.93) | 30.65*** (25.20) | 29.95*** (23.06) | 30.74*** (19.28) | 32.69*** (21.62) |
| Y2 | -1.93*** (-30.06) | -1.90*** (-25.10) | -1.99*** (-30.64) | -20062*** (-28.12) | -1.99*** (-21.94) | -2.20*** (-26.26) |
| T | | | 0.27*** (5.46) | 0.27*** (5.85) | 0.22*** (4.16) | 0.19*** (3.74) |
| GIP/GDP | | | -0.22** (-2.19) | -1.25*** (-13.06) | | |
| GIPd/GDP | | | | | -0.011 (-0.06) | -0.83*** (-4.69) |
| GIPf/GDP | | | | | -0.0046 (-0.09) | -0.070 (-1.29) |
| GIPh/GDP | | | | | 0.12* (2.04) | 0.087 (1.42) |
| 常数 | -11841*** (-22.91) | -10678*** (-22.91) | -12117*** (-22.50) | -11256*** (-20.04) | -12117*** (-4.95) | -12246*** (-18.99) |
| Within R-square | 0.62 | 0.65 | 0.63 | 0.69 | 0.63 | 0.67 |
| Hausman test | 16.74 (p=0.00) | 13.85 (p=0.00) | 21.01 (p=0.00) | 16.45 (p=0.00) | 19.42 (p=0.00) | 16.74 (p=0.01) |
| 污染拐点 | 2248 | 1743 | 2211 | 1745 | 2261 | 1685 |
| 观测值 | 180 | 180 | 180 | 180 | 180 | 180 |

上标“*”、“**”和“***”分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著, 由于回归分析前对各变量进行了对数处理, 因此污染拐点为 $e^{-(\beta_1/2\beta_2)}$, 以 1978 年不变价格表示。

环境库兹涅茨曲线的形状也发生了变化, 但是变化程度甚至比以同一污染物不同污染指标类型为被解释变量估算的环境库兹涅茨曲线形状的变化还要小。

对同一污染物不同污染指标类型, β_3 的估计值大小相近, 在 10%的显著性水平下显著性一致, 说明国际贸易对环境的影响与衡量环境质量的污染物的选择有关, 但对污染指标类型的选择相对不敏感。除工业废水排放量以外, β_3 的估计值要么统计上不显著, 要么虽然统计上显著, 但数值非常小, 说明对大多数工业污染物而言, 即使国际贸易对其排放有影响, 影响也非常的小。统计上显著的 β_3 的估计值符号均为正, 这与污染避难所假说相一致, 可以看成某些工业污染物的排放支持污染避难所假说的微弱证据。

β_4 的估值与污染物的选择及污染指标类型的选择均有关, 且不同的污染物或不同的污染指标类型, β_4 的估值均有较大的变化。统计上显著的 β_4 的估计值, 符号均为负, 说明对中国而言, 工业总产值占国内生产总值的比重越大, 以不同指标衡量的工业污染物的排放越少, 这显示了中国工业生产的极强的技术效应。随着工业生产规模的扩大, 规模效应和结构效应使工业污染物的排放增加, 但由于技术效应抵消了规模效应和结构效应对环境的负面影响之后还有剩余, 最终使得环境污染随工业规模的扩大而减少。这一点也可从另一方面得到验证, β_4 的估计值统计上显著的两类污染物 (工业二氧化硫和工业粉尘), 以万元工业总产值污染排放量为因变量估算的 β_4 的值的绝对值均大于以人均污染排放量为因变量估算的 β_4 的值的绝对值, 这是因为相对而言, 技术效应在以污染排放强度指标为因变量的方程中表现更为明显。

β_5 、 β_6 、 β_7 表示分解后不同投资来源的企业的工业总产值占 GDP 的比重与环境污染的关系, 由于在自由竞争的市场上, 外商投资企业的总产值与 FDI 的投资额密切相关, β_6 和 β_7 也可看成是不同来源的 FDI 对环境污染的边际影响。在对模型(3)的估算中, 除以人均工业粉尘排放量 (pgy) 为因变量的方程外, 其他各方程中 β_5 估计值的符号与显著性均与模型(2)相同因变量方程中 β_4 的估计值一致, 并且相对大小也具有较高的一致性, 这是因为对中国而言, 尽管开放程度越来越高, 外商投资企业的工业总产值越来越大, 但国内投资企业的工业总产值仍然占有工业总产值的大部分份额, 因此工业总产值比重对污染排放的影响主要体现为国内投资企业的工业总产值比重对污染排放的影响, 使得 β_4 和 β_5 具有较强的相关性。除工业二氧化硫外, 以其他污染物排放为因变量的方程 β_6 的估计值统计上均不显著, 因而对大多数工业污染物排放而言, (除港澳台以外的) 其他

国家的FDI对中国的环境污染没有显著影响。与 β_6 不同,对大部分污染排放方程而言, β_7 的估计值均为正,且统计上显著,因此可认为,对以工业污染排放衡量的环境质量来说,来自港澳台地区的FDI对环境污染具有显著的影响。 β_6 和 β_7 的不同估值说明,对中国而言,不同来源的FDI对环境污染具有不同的边际影响。从投资目的看,港澳台企业生产的产品主要用于出口,投资中国内地主要基于成本考虑,而环境治理需要消耗企业的资源。港澳台企业的投资目的会从两个方面对其投资行为产生影响:一方面,对相同的环境管制差异,污染密集型产业显然会有更大的成本差异,因此,港澳台企业更倾向于在中国内地投资污染密集型产业;另一方面,对于在中国投资的企业,基于成本考虑,他们也不会进行严格的环境控制。与港澳台FDI相对应,其他国家在中国的FDI生产的产品,主要是为了满足中国本地市场的需要,这种需求导向性的投资不会引起对污染密集型产业的投资偏好,而且在消费者越来越关注环境污染的今天,为满足消费者对产品的情感诉求,企业也会自觉加强对环境的管制。

表2至表5同时给出了根据不同污染物排放计算的污染拐点,从中可以看出,对不同污染物而言,污染拐点存在较大的差别,对同一污染物不同的环境质量衡量指标,污染拐点也有较大的不同,但是对于同一污染物同一环境质量衡量指标,三个模型计算的污染拐点没有太大的变化,显示了对外开放对污染拐点的影响很有限。我们注意到,对同一污染物不同环境质量衡量指标,根据万元工业总产值污染排放量指标计算的污染拐点均小于根据人均污染排放量指标计算的污染拐点,这也是因为规模效应和结构效应导致污染排放增加推迟了以人均污染排放量指标计算的污染拐点。以1978年不变价格,2009年我国人均收入约为1912元,这说明对大多数工业污染物排放而言,以万元工业总产值污染排放量衡量环境质量,到2009年我国的人均收入已经超过了污染拐点,环境污染处于下降趋势,但以人均污染排放量指标衡量环境质量,到2009年我国人均收入尚未达到污染拐点,环境污染仍处于上升趋势。

三、结论

第一,所考察的各工业污染物的排放均符合环境库兹涅茨曲线假说,且环境库兹涅茨曲线的形状与污染物的选择以及环境质量衡量指标的选择有关。虽然对外开放以及要素禀赋对经济增长和环境污染的关系

有影响,但影响相对较小。从所估算的环境库兹涅茨曲线的形状变化来看,环境库兹涅茨曲线的形状对污染物选择的敏感性要大于对环境质量衡量指标的选择与估算模型的选择的敏感性。

第二,对大部分污染排放物不同的环境质量衡量指标而言,对外开放对环境污染虽然很小,但统计上还是有显著的影响,这在一定程度上支持了污染避难所假说在中国的成立。对不同的污染物排放不同的环境质量衡量指标,工业总产值占GDP比重的增加一般对环境有正面的影响,由此说明中国工业生产规模的扩大具有较强的技术效应。

第三,由于投资目的不同,不同的FDI来源对中国环境污染具有不同的影响。对大多数污染物而言,来自港澳台的FDI对以不同指标衡量的环境质量具有显著的负面影响,而来自其他国家的FDI则对中国的环境污染没有明显的影响。

第四,根据不同污染物以及不同环境质量衡量指标计算的污染拐点均有很大的不同。对同一污染物而言,由于规模效应和结构效应的影响,根据污染排放量指标计算的污染拐点要远大于根据污染排放强度指标计算的污染拐点,但对外开放和要素禀赋对污染拐点的值影响很小。

注释:

①Taylor(2005)分解了污染避难所假说的逻辑结构,并区分了污染避难所假说和污染避难所效应:污染避难所假说是指贸易壁垒的下降将促使污染密集型产业从环境管制严格的国家向环境管制宽松的国家转移,而污染避难所效应是指环境管制水平将影响企业选址和国际贸易流向^①。

②文中所说的中国特指中国大陆地区,以下同。

③特别是最近10年以来,官方公布的中国经济年增长速度均超过8%,2009年中国经济总量超过日本,成为仅次于美国的世界第二大经济体。

④据估计(Wang,2007),中国每年大约有30万未成年人的死亡直接或间接的与环境污染有关^②;如果说清洁的环境是正常品,环境污染显然减少了人们对清洁环境的消费,降低了福利水平。

⑤大多数文献中采用工业增加值占国内生产总值的比重来表示产业结构,工业总产值和工业增加值具有极强的相关性,从边际意义上看,二者对污染排放具有一致的影响,基于研究目的考虑,本文用工业总产值占国内生产总值的比重表示产业结构并不会改变分析的结论。

⑥数据经对数处理后会展具有一些良好的特征,且不会改变原数据的特征,从而使估计结果更优。

参考文献:

- [1] Grossman G M, Krueger A B. "Environment Impact of a North American Free Trade Agreement". in Peter M Carber (eds). *The US-Mexico Free Trade Agreement* [C]. MA: MIT Press, 1993: 13-56.
- [2] 黄文柱, 张宜萍. 税收饶让对我国 FDI 区位选择影响的实证研究 [J]. *长沙大学学报*, 2011, (1): 40-41.
- [3] 杨春, 李菁. 我国对外贸易促进 GDP 增长的实证分析 [J]. *沈阳工业大学学报: 社会科学版*, 2010, (1): 35-40.
- [4] Copeland B R, Taylor M.S. *Trade and the Environment: Theory and Evidence* [M]. Princeton and Oxford: Princeton University Press, 2005.
- [5] Cole M A, Elliott J R, Zhang J. *Growth, Foreign Direct Investment and the Environment: Evidence from Chinese Cities* [Z]. The University of Nottingham: Discussion Paper 59, 2010.
- [6] Eskeland G S, Harrison A E. *Moving to Greener Pastures: Multinationals and the Pollution Haven Hypothesis* [J]. *Journal of Development Economics*, 2003, (70): 1-23.
- [7] Taylor M S. *Unbundling the Pollution Haven Hypothesis* [Z]. University of Calgary: Department of Economics Discussion Paper 15, 2005.
- [8] Wang A. *Environmental Protection in China: the Role of Law* [EB/OL]. (2007-02-18) [2011-06-30]. <http://www.chinadialogue.net/article/show/single/en/745>.

责任编辑: 梁 雁

On Economic Growth, FDI Source and Environmental Pollution in China —Based on Provincial Panel Data Analysis

GUO Junjun, LIU Chengyu

(West Economy Research Center, Southwest Finance and Economics University, Chengdu 611130, China)

Abstract: Based on the relationship between economic growth and environmental pollution, through examining the impact of the opening-up policy on environmental pollution and the relationship of the two, this paper resolves the marginal effects of different sources of FDI on the environmental pollution. Using the panel data (1998-2003) of 30 China's provinces (municipalities and autonomous regions), empirical test is carried out for four categories of industrial pollutant emissions which each includes two measures of environmental quality as the dependent variable. The results show the industrial pollutants that we choose are in line with the Environmental Kuznets Curve hypothesis, and the shape of the environmental Kuznets curve and the position of the peak turn are sensitive to the choice of pollutants and the indicators. The pollutants turn based on emissions is much bigger than that on concentration. For most pollutants from different environmental quality, the pollution degree caused by opening-up is low, but statistically significant effects on environmental pollution are shown. To some extent, the results support hypothesis that the pollution haven is in China. Different sources of FDI in China have different effects on environmental pollution. For most pollutants, the FDI from Hong Kong, Macao and Taiwan has significant negative impact on environmental quality, but the FDI from other countries does not show significant effect on China's environmental pollution.

Key words: economic growth; FDI source; Environmental Kuznets curve; pollution haven hypothesis; environmental pollution