

外商直接投资空间集聚的环境效应研究

尹元元

(湖南商学院 经济与贸易学院, 湖南 长沙 410205)

摘要: 基于集聚的空间属性, 将检验环境污染与产业集聚之间关系的经典环境库兹涅茨曲线扩容为空间结构, 同时构建起环境污染与外商直接投资集聚效应及其空间溢出之间的二次曲线关系。检验结果显示: (1) 工业废气污染分别与外商直接投资集聚效应及其空间溢出构成 U 形曲线, 置换不同空间权重矩阵, 结果具有稳健性及统计显著性; (2) 两条 U 形曲线将外商直接投资集聚的环境效应分为三个阶段, 外商直接投资集聚程度低时缓解污染、外商直接投资集聚程度适中时环境效应不确定、外商直接投资集聚程度高时加重污染; (3) 从改革开放的实践看, 目前 FDI 在中国的集聚有利于污染减排。为此, 需改变政绩考核体系, 杜绝“向底线赛跑”的引资模式, 配合“一带一路”建设引导外资合理布局。

关键词: 外商直接投资集聚; 集聚效应空间溢出; 空间库兹涅茨曲线

[中图分类号] F061.5 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034 (2019) 02-0089-14

一、文献综述

外商直接投资 (Foreign Direct Investment, FDI) 环境效应的已有研究大致分以下两类: (1) “污染避难所”和“污染光环论”之争。这类研究基于产业转移视角展开。在发达国家国内日益苛刻的环保标准逼迫下, 以及发展中国家为吸引外资争相出台“向底线赛跑”的政策吸引下, FDI 将污染密集型产业转移到发展中国家, 从而使其沦为能耗型产业的避难所 (List & Catherine, 2000); 但在伴随产业转移的过程中, FDI 也会产生环保技术溢出, 这有利于全球普及清洁生产方式。(2) 基于“贸易环境三效应”的分解。FDI 进入带来生产规模效应, 加剧资源消耗 (曹翔和余升国, 2014), 但也会产生知识溢出带来技术进步效应 (聂飞和刘海云, 2015), 进而通过产业结构效应推动新型业态出现。

已有研究忽视了 FDI 地理集聚特征。受地理区位及引资政策双重影响, FDI 在东道国的地理分布并不均匀, 具有地理集聚现象 (Cheng & Kwan, 2000)。目前 FDI 地理集聚视角下的研究涉及劳动力转移效应 (赵德昭, 2014)、技术外溢效应

[收稿日期] 2017-09-12

[作者简介] 尹元元 (1980~), 男, 湖南邵阳人, 湖南商学院经济与贸易学院副教授, 研究方向: 贸易经济。

(沈飞, 2016) 以及集聚机制解释, 鲜有 FDI 集聚的环境效应研究。产业集聚环境效应已成为学界研究热点, 已有文献从生产规模效应 (Verhoef & Nijkamp, 2002)、规模经济收益以及知识溢出效应等方面展开, 实证检验大多基于环境库兹涅茨曲线 (Environmental Kuznets Curve, EKC) 拟合集聚与环境污染之间的倒 U 型曲线。FDI 作为推动发展中国家工业体系建立和完善的重要力量, 其本身的地理分布也就决定了东道国的产业集聚程度。赵伟和张萃 (2007) 基于中国 20 个行业的空间基尼系数与 FDI 渗透率数据的研究, 发现 FDI 空间集聚与产业集聚之间存在着明显的正相关性, 产业集聚程度高的行业其 FDI 集聚程度也高, FDI 促进中国经济增长的途径之一就是围绕 FDI 空间集聚所形成的产业集聚。大量研究还揭示 FDI 促进了我国制造业集聚、非农产业在东部沿海地区的集聚 (颜银根, 2014)、城市人口集聚 (武力超等, 2013)、服务业集聚 (王晶晶和张昌兵, 2015)。上述研究成果为笔者基于空间视角研究 FDI 的环境效应奠定了基础。

整合已有研究, 笔者对 FDI 集聚的环境效应机理剖析如下: (1) FDI 集聚的经济增长效应。一是 FDI 通过直接注入资本充实东道国经济增长源泉, 带来规模效应, 加剧资源消耗, 但规模经济又可以降低单位产出能耗; 二是发掘东道国比较优势, 形成结构效应, 若比较优势集中于污染密集型产业, 则产业结构固化加重污染, 反之改善污染; 三是技术效应, FDI 技术外溢已被学界广为接受, 但 FDI 技术溢出是否有利于东道国环境质量改进, 则取决于溢出的技术是偏产出效率型还是环境友好型。(2) FDI 集聚的外部效应。集聚的外部性主要关注知识溢出。除了 FDI 本身会带来知识溢出以外, 因 FDI 地理集中所形成的产业集聚也会产生知识溢出, 已有研究依据产业集聚形态将其划分为多样化溢出 (Jacobs 溢出) 和专业化溢出 (Marshall 溢出), 另外, 亦有研究指出 FDI 与产业集聚的交互作用有助于 FDI 技术外溢对我国制造业全要素生产率 (Total Factor Productivity, TFP) 的提升 (张公崑等, 2013), 由此综合判定, FDI 可引致产业集聚的环境技术效应。然而, 知识溢出具有地理属性 (梁琦, 2004), 不会仅仅局限于产业集聚所在的地区, 还会向产业集聚区以外的其他地区扩散, 已有研究证实 FDI 知识溢出具有空间属性 (刘舜佳和生延超, 2014)。因此, 基于知识溢出的产业集聚环境技术效应分析应置于空间维度展开。

理论分析 FDI 集聚的环境效应, 归纳如下两点结论: (1) FDI 对环境的影响并不具有确定性, 是多种环境效应之间对比的结果, 集聚的不同阶段, 各种环境效应此消彼涨, 因而产业集聚与环境污染之间应是非线性关系, 已有研究指出两者间关系存在着门槛特征, 集聚程度超过阈值会出现环境恶化。(2) FDI 集聚效应存在着空间外部性, 这主要是指集聚创新的知识具有地理扩散效应, 使得集聚的环境技术效应具有空间属性。这使得我们在构建实证模型检验 FDI 集聚的环境效应时, 须考虑其在空间维度潜在的门槛特征。

本研究的边际贡献在于: (1) 以经典 EKC 作为构建 FDI 集聚效应与环境污染之间非线性关系的母体模型, 然后通过嵌入 FDI 集聚效应的空间溢出, 将其扩容为空间结构, 基于空间维度分别在局域和广域空间勾勒出 FDI 集聚与环境污染之间的门槛特

征。(2)就计量建模理论而言,解决了以往实证检验所固有的内生性问题。因为FDI集聚的空间外部性源于FDI集聚效应,两者之间具有强相关性,而以往实证建模遗漏FDI集聚的空间外部性,就违反了普通最小二乘法(Ordinary Least Square, OLS)所禀持的“零条件均值”假定条件,即线性模型的误差项包含了与模型自变量高度相关的非观测因素,内生性偏误由此而来。

二、方案设计

(一) 空间建模

据理论分析,就环境污染(*pollution*)对FDI集聚(*group_{FDI}*)构建EKC模型,由于FDI集聚效应具有空间溢出,因此还需在EKC当中内嵌其空间溢出效应(*spill_{FDI}*):

$$pollution = \alpha_0 + \alpha_1 \times group_{FDI} + \alpha_2 \times group_{FDI}^2 + \alpha_3 \times spill_{FDI} \quad (1)$$

由于FDI集聚效应的空间溢出部分是一非观测变量,在模型当中未予考虑,但因其源于FDI集聚效应,两者间具有强相关性,因此会导致模型内生性偏误,解决的关键就是将这一遗漏变量在模型当中解出来。如何解出这一非观测变量?考虑其所具有的空间溢出特征,借鉴Parent和Lesage(2008)所提出的空间向量自回归式来表达其空间属性:

$$spill_{FDI} = \rho \times w \times spill_{FDI} + \varepsilon \quad (2)$$

式(2)中, w 是空间权重矩阵; ρ 是空间相关性系数,满足 $|\rho| < 1$; ε 是误差项。解析得到空间溢出效应的函数表达式 $spill_{FDI} = (I - \rho \times w)^{-1} \times \varepsilon$,把解析式回代至(1)式:

$$pollution = \alpha_0 + \alpha_1 \times group_{FDI} + \alpha_2 \times group_{FDI}^2 + \alpha_3 \times \varepsilon \times (I - \rho \times w)^{-1} \quad (3)$$

具有空间属性的遗漏变量招致模型内生性偏误的问题解决以后,通常仍需考虑模型是否存在经典计量理论所提及的内生性问题。通过梳理相关文献,发现制度因素是集聚的一个重要影响变量,因为产业集聚客观上反映出企业对降低外部市场交易成本的需要,而制度创新为降低外部市场交易成本创造条件,提高集聚程度,基于中国经验的研究证实了这一点。据此,若不控制式(3)当中复合误差项所包含的制度非观测因素,则仍会引发内生性偏误,解决方案就是采取经典计量回归式表达两者间的相关:

$$\alpha_3 \times \varepsilon = \gamma_1 \times group_{FDI} + \gamma_2 \times group_{FDI}^2 + v \quad (4)$$

参数 γ_1 、 γ_2 控制了复合误差项当中制度这一非观测因素与FDI集聚之间的相关性,此时复合误差项当中的剩余成分(v)可假定其服从球形扰动分布。将式(4)代入式(3):

$$pollution = \beta_0 + \rho \times w \times pollution + \beta_1 \times group_{FDI} + \beta_2 \times group_{FDI}^2 + \beta_3 \times w \times group_{FDI} + \beta_4 \times w \times group_{FDI}^2 + v \quad (5)$$

其中, $\beta_0 = \alpha_0 \times (I - \rho \times w)$, $\beta_1 = \gamma_1 + \alpha_1$, $\beta_2 = \gamma_2 + \alpha_2$, $\beta_3 = -\alpha_1 \times \rho$, $\beta_4 = -\alpha_2 \times \rho$ 。上述模型从结构来看,不仅保留了用于构造传统EKC的自变量一次项($group_{FDI}$)和二次项($group_{FDI}^2$),而且还分别加入了它们各自的空间滞后项($w \times group_{FDI}$ 和 $w \times$

$group_{FDI}^2$), 同时对因变量空间滞后项 ($w \times pollution$) 的纳入还可检验是否存在污染毗邻效应, 设定形式与空间杜宾模型相同, 即本研究用于最终实证检验的是具有空间杜宾模型结构的非线性 EKC 模型。

(二) 空间模型释义

从空间扩展得到的式 (5) 来看, 其结构设定既包含了 FDI 集聚指标的一次项 ($group_{FDI}$) 和二次项 ($group_{FDI}^2$), 也包含了 FDI 集聚指标空间滞后的一次项 ($w \times group_{FDI}$) 和二次项 ($w \times group_{FDI}^2$), 即所建模型同时囊括了局域空间范围内环境污染与 FDI 集聚效应之间的二次曲线关系, 以及广域空间范围内环境污染与 FDI 集聚效应空间溢出之间的二次曲线关系。由此, 环境污染与 FDI 集聚之间门槛特征在空间维度得到诠释。

那么是否可以依据式 (5) 中空间模型参数估计值按二次曲线顶点计算公式来计算门槛值呢? 由于空间模型是从放宽“截面单元观测值彼此不相关”这一 OLS 严格假定基础上发展而来的, 因此空间模型参数估计结果并不能准确代表自变量对因变量的作用力度。借助 LeSage 和 Pace (2009) 提出的偏导矩阵法来估计空间模型当中自变量对因变量的作用值, 得到 FDI 集聚指标及其二次项的估计值 ($\bar{N}group_{FDI}$ 和 $\bar{N}group_{FDI}^2$), 据此构建环境污染与 FDI 集聚效应之间的 U 形曲线, 再得到 FDI 集聚指标空间滞后项及其二次项的估计值 ($\bar{N}(w \times group_{FDI})$ 和 $\bar{N}(w \times group_{FDI}^2)$), 据此构建环境污染与 FDI 集聚效应空间溢出之间的 U 形曲线, 两条 U 形曲线各自的门槛值计算如下:

$$U_{FDI} = -\frac{\bar{N}(group_{FDI})}{2 \times \bar{N}(group_{FDI}^2)}, \quad U_{w \cdot FDI} = -\frac{\bar{N}(w \times group_{FDI})}{2 \times \bar{N}(w \times group_{FDI}^2)} \quad (6)$$

三、实证检验

(一) 数据指标

1. FDI 集聚指标

集聚测度指标较多, 常采用区位熵, 据此构建 FDI 集聚指标:

$$group_{FDI} = \left(\frac{K_{ij}}{\sum_i K_{ij}} \right) / \left(\frac{\sum_j K_{ij}}{\sum_i \sum_j K_{ij}} \right) \quad (7)$$

以投资额予以构建, i 和 j 分别代表地区和投资来源, K_{ij} 表示 i 地区来源于 j 渠道的投资额; 分子项代表 i 地区来源于海外渠道的资本投资占全国外商直接投资总额的比重, 然后该分子项被 i 地区来源于所有渠道的资本投资占全国投资总额之比这一分母项予以度量, 刻画出 i 地区外资体量在全国范围内的相对重要性。

2. 空间权重矩阵

空间权重矩阵设定方法有多种, 既有纯地理因素的考虑, 也有纯经济因素的考虑, 还有结合地理和经济双重因素的考虑。为考察本研究命题检验结果的稳健性,

在回归时分别采用如下空间权重矩阵来拟合空间库兹涅茨曲线式(5)。

(1) 地理权重矩阵 $W1$ 。完全以两区域是否具有共同地理边界来设定空间权重矩阵当中的元素值:

$$W1_{ij} = \begin{cases} 1, & i \text{ 地区与 } j \text{ 地区有相同地理边界} \\ 0, & i \text{ 地区与 } j \text{ 地区无相同地理边界} \end{cases} \quad (8)$$

(2) 经济权重矩阵 $W2$ 。某些区域虽然彼此之间没有地理毗邻关系,但经济关联性却有可能比较强,为此需要使用经济权重矩阵。这里以相关经济指标的差异度进行界定,假定彼此间工业总产值差异越小的两地区,其经济毗邻关系应越紧密:^①

$$W2_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|\bar{I}_i - \bar{I}_j|}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (9)$$

\bar{I}_i 与 \bar{I}_j 分别代表了地区*i*、地区*j*在数据样本期间内工业总产值的平均值。矩阵元素值设定后按行业和标准化进行处理。

(3) 复合权重矩阵 $W3$ 。综合地理权重矩阵和经济权重矩阵,同时囊括地理毗邻和经济毗邻因素,即对地理权重矩阵与经济权重矩阵元素值进行叉乘处理:

$$W3 = W1 \times W2 \quad (10)$$

(4) K 阶最近邻域矩阵 $W4^K$ 。另外一种同时囊括地理毗邻和经济毗邻的设定方案就是 K 阶最近邻域法:

$$W4_{ij}^K = \begin{cases} 1, & \text{和 } i \text{ 地区地理距离最近的 } K \text{ 个地区} \\ 0, & \text{样本当中其余 } N-K \text{ 地区} \end{cases} \quad (11)$$

该设定方案是首先计算*i*地区与其余*N*-1个地区的地理距离,按数值从小到大排列,然后取前面*K*个地区,在矩阵当中的相应位置设定元素值为1,其余为0,这样也就在一定程度上将经济毗邻因素考虑进去了,因为根据地理学第一定律可知,通常情况下,地理距离越近的地区,彼此间经济联结关系也更为紧密,此时每个地区单元所毗邻的邻域数目是完全相同的。样本省、市、自治区所接壤的邻域省份数量大多介于5~7,在此基础上考虑经济毗邻,适当放宽邻域数量,分别以*K*取9~11阶邻域数来检验,求得估计结果稳健。

3. 样本情况

选取中国可获数据的31个省、市、自治区1985~2014年间的面板数据作为检验对象。由于中国改革开放时间恰好处于边际产业国际转移期间,很长一段时间内对FDI的利用仅局限于工业领域,在“入世”过渡期满后,随着高端服务业准入门槛的不断降低,FDI才开始向中国金融业拓展(见表1),因此,笔者以污染废气排放量(万标立方米)作为FDI排放污染物的指征,该数据最早记

^①FDI 主要集中于制造业,因此这里选取与FDI具有紧密关联性的工业总产值来测度区域间的经济关联性。

录在《中国环境统计年鉴》^①和《中国环境年鉴》^②当中,可追溯至1991年,对于1985~1990年的缺失值,通过计算1991~2014年间污染废气排放量的几何平均增长速度予以推算弥补。

外商直接投资额数据在《新中国六十年统计资料汇编》^③以及《中国统计年鉴》^④当中均有较为统一的口径予以齐全的记录,但这两本主流年鉴却都没有在行业层面上细分出中国各省、市、自治区工业FDI数据;《中国工业统计年鉴》^⑤也未在省际层面上记录工业FDI数据,仅给出了外资企业的财务数据;而各省统计局出版的地方统计年鉴不仅出版时间晚,均于2001年之后陆续出版,而且关于细分行业的FDI统计数据不全,数据缺失较多,相当一部分省份没有细分行业的FDI数据记录,各地方在统计FDI数据时所采用的口径并非完全一致,如验资口径、报表口径和全口径的使用较为随意。因此无法获取较为齐全的省际层面的工业FDI数据样本。鉴于此,笔者拟用公开出版的《新中国六十年统计资料汇编》以及《中国统计年鉴》这两本年鉴中各省实际利用FDI的数据来替代各省工业利用FDI数据,这种替代方案可以得到如下论据支持。

(1) FDI带来的工业废气排放不会仅局限于FDI所在的工业领域,非工业领域FDI的进驻同样会加大工业废气排放。从《中国统计年鉴》在国家层面公布的分行业FDI数据来看,采矿业、制造业、电力热力燃气及水生产和供应业这三个工业部类的引资行为无疑会带来工业废气的排放,而对于服务业而言,FDI的大量进驻同样也会增加工业废气的额外排放。1) 建筑业、房地产业这两个服务业部门自从20世纪90年代我国实行住房制度改革以来,就一直是外资涌入的两个重要部门,FDI通过在建筑业和房地产业部门的扩张来分享中国城市化进程所带来的收益,势必会加速水泥、钢材、玻璃这些工业建材行业的产能扩张,增加工业废气边际排放。2) 水泥、钢材、玻璃等这些大宗商品贸易非常依赖于物流行业,FDI进驻交通、运输、仓储和邮政业,降低了大宗商品贸易的交易成本,降低了水泥、钢材、玻璃等大宗商品的库存,有利于生产过程再循环及产能扩大,加速工业废气排放。3) 在发展中国家国民经济仍然依赖于传统自然资源禀赋优势、金融市场整体效率较低的情况下,FDI对金融行业的投资反而会扩大工业污染排放。首先,从FDI类型来看,相当多的FDI是以利用发展中国家廉价充裕的自然资源要素为导向,以进一步凸显该国传统比较优势。就中国情况而言,在国际边际产业转移浪潮的背景下,改革开放以来,中国引进的外资大多以利用中国充裕的自然资源要素以及环保立法漏洞为目的,“三来一补”的外来资本对中国环境质量产生了严重危害,而FDI对中国金融行业的投资也无法脱离这一大背景,在其投融资职能作用下,只会对充分挖掘本国自然资源禀赋优势起到推波助澜作用。其次,在发展中国家金融市

①国家统计局能源司.中国环境统计年鉴[M].北京:中国统计出版社,1992-2015.

②中华人民共和国环境保护部.中国环境年鉴[M].北京:中国环境年鉴社出版,1992-2015.

③国家统计局国民经济综合统计司.新中国六十年统计资料汇编[M].北京:中国统计出版社,2010.

④国家统计局.中国统计年鉴[M].北京:中国统计出版社,1998-2015.

⑤国家统计局工业司.中国工业统计年鉴[M].北京:中国统计出版社,1998-2017.

市场对资源配置效率普遍较低的情况下,FDI难以产生技术创新能力,难以突破旧有的粗放型经济增长方式。具体到中国的实践,由于充分竞争的市场经济体制尚未建立,国有经济占据主导地位,而国有经济又大部分布点于传统资源垄断型行业以及重化工产业,国有商业银行放贷也主要是面向国有企业及房地产业,因此代表新型产业发展方向的中小民营企业以及私人创业难以获得国有银行给予的融资便利,这就在一定程度上使得中国金融市场的投融资功能偏向于污染密集型产业。黄小英和温丽荣(2017)测算了我国40家节能环保产业金融支持效率的DEA,结果显示:中国节能环保产业的金融支持普遍没有实效,而在当前国内金融市场效率低下的局面下,即使FDI进入也无法实现资本的有效配置。综上所述,在目前国内产业结构难以升级换代以及金融市场发展水平有限的局面下,FDI对金融部门的进驻反而会使金融资源更多地投向于产能严重过剩的重化工工业部类,恶化工业废气排放状况。

(2)直接产生工业废气排放以及与工业废气排放存在紧密关联的行业引进FDI的占比较高。表1给出了我国七大行业从1997~2014年间FDI进入规模,以及这七大行业FDI规模总和占全部FDI总额的比重,这七大行业均是前述直接产生工业废气排放的工业部门或是与工业废气排放直接有关的其他服务部门。这七大行业为采矿业、制造业、电力热力燃气及水生产和供应业、交通运输仓储和邮政业、建筑业、房地产业、金融业。从表1中不难发现这七大行业的FDI规模占全部行业FDI总

表1 中国七大行业外商投资企业投资总额情况

| 年份 | 采矿业 投资总额/ 亿美元 | 制造业 投资总额/ 亿美元 | 电力、热力、燃气 及水生产和供应业 投资总额/亿美元 | 建筑业 投资总额/ 亿美元 | 交通运输 仓储和邮政业 投资总额/亿美元 | 金融业 投资总额/ 亿美元 | 房地产业 投资总额/ 亿美元 | 占全部 行业 引资额 比重 |
|------|---------------------|---------------------|----------------------------------|---------------------|----------------------------|---------------------|----------------------|------------------------|
| 1997 | 86 | 3 980 | 446 | 222 | 260 | 14 | 1 508 | 0.86 |
| 1998 | 32 | 4 103 | 475 | 237 | 31 | 18 | 1 566 | 0.83 |
| 1999 | 30 | 4 103 | 479 | 229 | 327 | 18 | 1 549 | 0.86 |
| 2000 | 28 | 4 536 | 491 | 221 | 332 | 20 | 1 512 | 0.87 |
| 2001 | 33 | 4 913 | 495 | 215 | 414 | 21 | 1 491 | 0.87 |
| 2002 | 37 | 5 728 | 539 | 229 | 446 | 25 | 1 480 | 0.86 |
| 2003 | 39 | 6 700 | 600 | 300 | 600 | 36 | 1 600 | 0.87 |
| 2004 | 51 | 7 913 | 668 | 255 | 685 | 48 | 1 660 | 0.86 |
| 2005 | 64 | 8 955 | 760 | 281 | 459 | 47 | 1 852 | 0.85 |
| 2006 | 81 | 10 412 | 866 | 308 | 572 | 59 | 2 271 | 0.85 |
| 2007 | 96 | 12 646 | 1 020 | 347 | 679 | 201 | 2 712 | 0.84 |
| 2008 | 111 | 13 520 | 1 122 | 390 | 774 | 276 | 2 963 | 0.82 |
| 2009 | 138 | 13 885 | 1 306 | 408 | 843 | 400 | 3 090 | 0.80 |
| 2010 | 151 | 14 306 | 1 396 | 644 | 907 | 437 | 3 570 | 0.79 |
| 2011 | 165 | 15 595 | 1 476 | 713 | 1 078 | 536 | 3 999 | 0.79 |
| 2013 | 172 | 17 342 | 1 695 | 761 | 1 319 | 871 | 4 991 | 0.77 |
| 2014 | 183 | 18 329 | 1 779 | 669 | 1 375 | 1 002 | 5 587 | 0.76 |

注:《中国统计年鉴》从1997年开始给出了国家层面细分行业的FDI数据,仅2012年数据缺失;表中七大行业是自2004年开始启用的新行业统计口径,1997~2003年的口径有稍许变化,分别是采掘业、制造业、电力、煤气及水的生产和供应业、建筑业、交通运输和仓储及邮电通信业、金融与保险业、房地产业;表中数据为1997~2014年各年底数据。

额的比重相当高，尤其是2009年以前，均在80%以上，之后随着中国加入WTO三年保护期的终结，FDI也开始向其他领域扩张，这七大行业的引资规模开始缓慢下降，但截至2014年底，仍维持在76%以上。

通过对FDI所在行业排污情况的分析以及排污行业引资规模的援引，笔者认为在省际层面无法取得细分行业FDI数据的情况下，可用各省FDI数据来替代工业FDI数据，进行工业废气污染排放的原因分析。

(二) 空间EKC模型稳健性

由放宽OLS假定发展而来的空间计量模型，较之线性模型是否更适于拟合实证样本的数据生成方式？空间计量学者们认为需要进行稳健性检验（Mur & Angula, 2009）。借鉴Elhorst（2010）的检验方案：首先就线性模型是否遗漏空间交互效应（空间误差项和空间滞后项）进行检验，然后就空间模型具体设定形式进行检验。

1. 线性EKC模型遗漏空间交互效应的检验

该环节检验是对本研究所提“FDI集聚效应存在空间溢出”这一理论假说的考验，若拒绝该假说，则表明FDI集聚效应的空间溢出并不显著。检验原理就是针对线性面板模型的各种设定形式，对OLS估计后所得残差是否包含空间交互效应进行拉格朗日乘数检验（Lagrange Multiplier, LM）检验。

表2 线性EKC模型遗漏空间交互效应的检验

| 项目 | | 聚合模型 | 截面固定 | 时期固定 | 双向固定 |
|------------|-------------------------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|------------------------|
| 空间交互效应遗漏检验 | LM test on spatial lag | 680.639*** [0.000] | 4054.105*** [0.000] | 46.668*** [0.000] | 5.440** [0.020] |
| | Robust LM test on spatial lag | 32.005*** [0.000] | 92.115*** [0.000] | 24.673*** [0.000] | 45.646*** [0.000] |
| | LM test on spatial error | 669.161*** [0.000] | 3999.999*** [0.000] | 42.232*** [0.000] | 2.859* [0.091] |
| | Robust LM test on spatial error | 20.528*** [0.000] | 38.009*** [0.000] | 20.238*** [0.000] | 43.063*** [0.000] |
| 固定效应联合检验 | LR test joint spatial fixed effects | — | — | — | 2843.228*** [0.000] |
| | LR test joint periode fixed effects | — | — | — | 2154.489*** [0.000] |
| | R ² | 0.004 | 0.006 | 0.014 | 0.016 |

注：方括号内为p值；“***”“**”“*”分别表示在1%、5%和10%的水平上统计显著。

表2回归结果应为三部分：线性EKC模型估计、空间交互效应遗漏检验、固定效应联合检验。由于线性模型参数估计结果不是本文讨论重点，故予以省略，仅报告拟合优度。首先，从空间交互效应遗漏检验结果来看，四种固定效应设定，LM检验值及稳健性LM检验值大都显示可在1%的置信度水平上拒绝“线性EKC模型没有遗漏空间滞后项和空间误差项”的原假设，仅在双向固定效应下，该检验结果个别要放宽至10%的置信度水平，但总体上具有统计显著性，据此可认定基于线性EKC模型的研究会遗漏FDI集聚效应的空间溢出，因此笔

者将其纳入是对已有研究的有益补充。其次,从模型四种固定效应估计的拟合优度来看,均只有1%左右,间接佐证了线性EKC模型遗漏了空间交互效应这一重要的模型解释项。最后,从固定效应联合检验结果来看,截面固定效应联合检验以及时期固定效应联合检验值都在1%的置信度水平上显著,因此应在空间模型当中设定双向固定效应。

2. 空间EKC模型设定形式检验

在确定线性模型遗漏空间交互效应之后,检验随即进入第二步,诊断空间模型具体设定形式。空间交互效应分为空间滞后项和空间误差项,这两种不同空间交互效应的不同组合也就构成了三种空间模型:空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)、空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)和空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)。究竟哪一种空间结构设定形式更吻合实际样本数据生成方式,就要从这三种空间模型当中进行抉择。从设定形式上看,SDM同时包含了两种空间交互效应,而SLM和SEM各包含一种空间交互效应,因此,相对而言,SDM设定形式更具一般性(General),而SLM和SEM设定形式更具特异性(Specific)。至此,可以参照经典计量检验原理,通过对设定形式更为一般性的模型的参数施加约束条件,看SDM能否简约成设定形式更为特异性的SLM或SEM,以提高估计结果的有效性。表3在使用三种空间权重矩阵的情况下,给出了SDM估计结果及其能否简约成SEM或SLM的约束性检验结果。

表3估计结果分为空间EKC模型估计、约束性检验两部分。限于版面,此处省略并无实质意义的空间模型参数估计值,仅保留代表空间相关性的参数 ρ 的估计结果和模型拟合优度;同时根据Hausman检验结果,随机效应估计也未予报告。(1)空间EKC模型估计:从拟合优度来看,较之线性EKC模型的拟合优度均有大幅上升,稳定在90%以上,说明在线性EKC模型基础上,通过添加空间交互效应解释项,提高了对样本数据的拟合程度,再一次证明笔者将FDI集聚效应的空间溢出入其环境效应分析之中的全面性。另外,代表环境污染空间相关性的参数 ρ ,其估计值在固定效应设定形式下不仅为正且至少在5%的置信度水平上显著(Hausman检验表明应以固定效应估计结果为准),说明FDI集聚的环境效应具有地理毗邻性质。(2)约束性检验:无论采用Wald检验还是LR检验,结果均表明可在1%的置信度水平上拒绝“具有SDM结构的EKC可简约为SLM或SEM”的原假设,变换空间权重矩阵,检验结果具有稳健性。因此,空间EKC模型在设定形式上有别于另外两种空间计量模型,从而证实了笔者基于FDI集聚效应空间属性的推导,不仅理论上获得已有研究的支持,而且模型设定形式也吻合实际样本的数据生成方式。(3)Hausman检验结果:无论采用哪种空间权重矩阵,都可以在1%的置信度水平上拒绝“随机效应估计与固定效应估计不存在系统性差异”的原假设,因此,固定效应设定形式下的模型估计成为后文经济释义的依据。

表3 空间 EKC 模型估计及其约束性检验

| 项目 | | W1 | W2 | W3 | W4 ^{K=9} | W4 ^{K=10} | W4 ^{K=11} |
|-------------|-------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 空间 EKC 模型估计 | ρ | 0.1597*** (2.8897) | 0.6732*** (2.8776) | 0.3839** (2.3226) | 0.2459*** (3.9599) | 0.1436** (2.0117) | 0.2069*** (2.9494) |
| | R ² | 0.9236 | 0.9321 | 0.9507 | 0.9693 | 0.9690 | 0.9693 |
| 约束性检验 | Wald test spatial lag | 26.3482*** [0.0001] | 78.9335*** [0.0000] | 43.4438*** [0.0000] | 35.9010*** [0.0000] | 34.6701*** [0.0000] | 40.3255*** [0.0000] |
| | Wald test spatial error | 28.7819*** [0.0000] | 57.9835*** [0.0000] | 40.1228*** [0.0000] | 39.8762*** [0.0000] | 44.7212*** [0.0000] | 43.6870*** [0.0000] |
| | LR test spatial lag | 37.1422*** [0.0000] | 63.3356*** [0.0000] | 34.3477*** [0.0000] | 46.1362*** [0.0000] | 37.2924*** [0.0000] | 52.7363*** [0.0000] |
| | LR test spatial error | 40.1228*** [0.0000] | 43.1134*** [0.0000] | 28.9951*** [0.0000] | 49.3058*** [0.0000] | 46.0129*** [0.0000] | 54.8092*** [0.0000] |
| | Hausman 检验 | 10.2634*** [0.0094] | 22.5643*** [0.0041] | 20.1125*** [0.0036] | 19.6659*** [0.0014] | 18.5765*** [0.0023] | 17.9597*** [0.0030] |

注：圆括号内为 t 值，方括号内为 p 值；“***” “**” “*” 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著。

(三) 空间 EKC 曲线的经济释义

基于偏导矩阵法，表 4 按 FDI 集聚效应、FDI 集聚效应空间溢出两部分报告空间 EKC 模型当中自变量对因变量作用系数的估计值。

表4 空间 EKC 曲线释义及 U 形曲线的“拐点”值估计

| 项目 | | W1 | W2 | W3 | W4 ^{K=9} | W4 ^{K=10} | W4 ^{K=11} |
|--------------|-----------------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| FDI 集聚效应 | $\bar{N}(group_{FDI})$ | -0.0156** (2.1453) | -0.0455*** (3.4563) | -0.0461** (2.3449) | -0.0914*** (-2.9645) | -0.0833*** (-2.6543) | -0.0883*** (-2.9624) |
| | $\bar{N}(group^2_{FDI})$ | 0.0025* (1.8521) | 0.0031** (2.1123) | 0.0039** (2.5421) | 0.0062** (2.1496) | 0.0054* (1.9008) | 0.0056** (2.0629) |
| | U _{FDI} 曲线形状 | U 形 | U 形 | U 形 | U 形 | U 形 | U 形 |
| | U _{FDI} 曲线“拐点” | 3.1226 | 7.3356 | 5.8993 | 7.3709 | 7.7129 | 7.8839 |
| FDI 集聚效应空间溢出 | $\bar{N}(w \times group_{FDI})$ | -0.0251* (1.8826) | -0.0831*** (2.8771) | -0.3869** (2.0097) | -0.7123*** (-5.1748) | -0.5601*** (-4.3618) | -0.6023*** (-4.0556) |
| | $\bar{N}(w \times group^2_{FDI})$ | 0.0036** (2.0031) | 0.0044*** (2.5668) | 0.0276* (1.8892) | 0.0463*** (3.3587) | 0.0308** (2.3764) | 0.0267* (1.8099) |
| | U _{w×FDI} 曲线形状 | U 形 | U 形 | U 形 | U 形 | U 形 | U 形 |
| | U _{w×FDI} 曲线“拐点” | 3.4861 | 9.4468 | 7.0098 | 7.6922 | 9.0925 | 11.2791 |

注：“***” “**” “*” 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著。

1. FDI 集聚效应与环境污染之间的 U 型曲线关系

从 FDI 集聚效应估计部分来看，无论采用哪种空间权重矩阵，随机效应和固定效应设定形式下，FDI 集聚指标及其二次项的估计值分别为负、正，具有检验显著

性,据此断定 FDI 集聚效应与污染之间呈 U 形曲线关系:即随着 FDI 集聚程度提升,集聚活动最开始有利于环境污染水平降低,而在 FDI 集聚程度逾越某一“拐点”后,集聚活动则开始加重环境负担。这可以解释为:FDI 集聚初始阶段,围绕 FDI 驻地兴建各种基础设施、配套措施,以及各种生产要素集中,带来了规模经济效益,生产资源得到了有效利用,降低了单位产出能耗,因此环境污染水平趋于下降;而随着集聚程度的进一步提升,在中国比较优势偏向资源密集型产业的情况下,伴随 FDI 集聚的知识溢出也偏向产出效率提升型,产业结构的静态固化导致资源消耗加剧,并且此时生产规模进一步扩张也使得拥挤效应出现,资源利用效率降低,在 FDI 集聚程度逾越某一门槛之后,环境污染水平提升。

2. FDI 集聚效应空间溢出与环境污染之间的 U 型曲线关系

从 FDI 集聚效应估计部分来看,估计结果同样显示 FDI 集聚指标的空间滞后项及其二次项的估计值也分别为负、正,具有统计显著性,因此 FDI 集聚效应空间溢出与环境污染之间也呈现 U 形曲线关系。即随着 FDI 集聚程度的提升,集聚效应对域外的溢出最开始有利于环境污染水平降低,而当 FDI 集聚程度逾越某一“拐点”后,集聚效应的域外溢出则开始加重环境负担。对此解释如下:前文理论分析已经表明 FDI 集聚效应的空间溢出主要由 FDI 集聚所激发的知识地理扩散主导,由于 FDI 进入主要是凸显中国资源密集型产业的比较优势,因此其所溢出的知识偏向产出效率提升型和资源能耗型,这种类型知识的空间溢出,可在短期内有效盘活集聚区以外的生产要素,提高使用效率,减少能耗的无效损失;但随着 FDI 集聚程度提升,集聚区内经济活动过热,知识空间溢出的强度也逐步增强,极大化地提高域外地区产能,导致排污规模显著上升。

3. 空间双 U 型曲线效应的综合考察

表 4 估计结果显示两条 U 形曲线“拐点”并不重合,因 FDI 集聚效应形成的污染“拐点”要先于其空间溢出效应所形成的污染“拐点”,综合这两方面影响,可将 FDI 集聚的环境效应按集聚程度分为三个阶段,如图 1 所示。

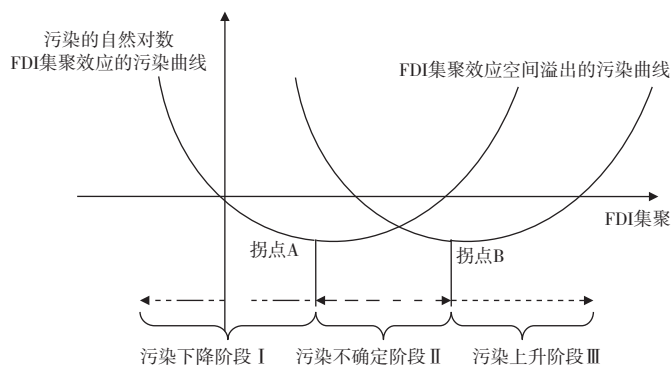


图 1 空间 EKC 曲线划分的三个污染阶段

(1) 污染下降阶段 I。图 1 中,该阶段在 FDI 集聚效应的污染曲线“拐点 A”

以左, FDI 集聚效应及其空间溢出均有利于污染水平下降。

(2) 污染不确定阶段Ⅱ。图 1 中, 该阶段在 FDI 集聚效应的污染曲线“拐点 A”以右与 FDI 集聚效应空间溢出的污染曲线“拐点 B”以左之间。该阶段 FDI 集聚效应及其空间溢出对污染的影响正好相反, 因此环境污染水平不确定, 取决于两种正、负效应的力量对比。

(3) 污染上升阶段Ⅲ。图 1 中, 该阶段在 FDI 集聚效应空间溢出的污染曲线“拐点 B”以右, FDI 集聚效应及其空间溢出均加重环境污染。

(四) 中国省域样本的实际情况

根据图 1 两条 U 形曲线以及双“拐点”差异所划分的污染三阶段, 制作表 5。表 5 给出了数据样本中各省域 FDI 集聚指标在每一阶段的累计样本频数。本研究所选取的中国 31 个省、市、自治区 1985~2014 年 FDI 集聚程度有超过 93% 的样本点落在第 I 阶段, 仅不到 7% 的样本点落在了其余两个阶段, 第 1 阶段在使用不同的空间权重矩阵下也都具有结论的稳健性。因此, 总体来看, 从改革开放到目前为止, FDI 集聚降低了污染程度, 说明目前围绕 FDI 的产业集聚, 其表现出来的规模经济收益大于生产规模效应, 产业结构固化效应和偏产出效率提升型的知识溢出效应还不够明显。

表 5 空间 EKC 曲线的污染区域划分及样本对应情况

| 时期 | 变量 | W1 | W2 | W3 | W4 ^{K=9} | W4 ^{K=10} | W4 ^{K=11} |
|--------|------|--------------|--------------|--------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| 阶段 I | 污染情况 | 污染缓解 | 污染缓解 | 污染缓解 | 污染缓解 | 污染缓解 | 污染缓解 |
| | 集聚程度 | (0, 3.12) | (0, 7.33) | (0, 5.89) | (0, 7.37) | (0, 7.71) | (0, 7.88) |
| | 样本密度 | <93.14% | <98.79% | <97.32% | <99.25% | <99.25% | <99.25% |
| 阶段 II | 污染情况 | 不确定 | 不确定 | 不确定 | 不确定 | 不确定 | 不确定 |
| | 集聚程度 | (3.12, 3.48) | (7.33, 9.44) | (5.89, 7.01) | (7.37, 7.69) | (7.71, 9.09) | (7.88, 11.28) |
| | 样本密度 | <95.58% | <99.67% | <98.45% | <99.25% | <99.57% | <99.89% |
| 阶段 III | 污染情况 | 污染加重 | 污染加重 | 污染加重 | 污染加重 | 污染加重 | 污染加重 |
| | 集聚程度 | (3.48, ∞) | (9.44, ∞) | (7.01, ∞) | (7.69, ∞) | (9.09, ∞) | (11.28, ∞) |
| | 样本密度 | <100% | <100% | <100% | <100% | <100% | <100% |

注: 样本密度指在没超过区间上确界时的累积样本频数。

四、政策建议

基于本研究所选取的中国 31 个省、市、自治区 1985~2014 年间面板数据的实证检验结果显示: (1) 环境污染分别与 FDI 集聚效应及其空间溢出之间构成 U 形曲线; (2) 2 条 U 形曲线“拐点”差异明显, 据此将 FDI 集聚的环境效应分为三个阶段, FDI 集聚程度低时, FDI 集聚效应及其空间溢出均有利于污染减排; FDI 集聚程度适中时, FDI 集聚效应及其空间溢出对污染的影响相反; FDI 集聚程度高时, FDI 集聚效应及其空间溢出均加重环境污染。(3) 从改革开放实践来看, 目前 FDI 在中国的集聚有利于污染减排。

因此, 笔者建议采取以下措施使 FDI 集聚程度保持在适中水平: (1) 配合

“一带一路”建设,引导跨国公司向中、西部地区投资,使FDI区域分布合理;(2)改变单纯以GDP为核心的考核体制,严防各地为吸引外资发展本地经济而不惜以环境为代价出现“向底线赛跑”的现象,逐步推广GDP和环境保护双目标政绩考核的做法。另外,引导外资向战略性新兴产业发展,逐步凸显技术要素密集型产业的比较优势,淘汰传统资源密集型产业,实现比较优势的动态调整和优化,避免进入“比较优势陷阱”,完善招商引资政策,提升外资进入门槛。

[参考文献]

- [1]曹翔,余升国. 外资与内资对我国大气污染影响的比较分析——基于工业二氧化硫排放的经验分析[J]. 国际贸易问题,2014(9):67-76.
- [2]黄小英,温丽荣. 节能环保产业金融支持效率及影响因素——基于40家上市公司数据的实证研究[J]. 经济与管理,2017(1):45-50.
- [3]梁琦. 知识溢出的空间局限性与集聚[J]. 科学学研究,2004(2):76-81.
- [4]刘舜佳,生延超. 外商直接投资隐性知识空间溢出——基于修正的Lichtenberg-Pottelsberghe模型估计[J]. 研究与发展管理,2014(6):54-66.
- [5]聂飞,刘海云. FDI、环境污染与经济增长的相关性研究——基于动态联立方程模型的实证检验[J]. 国际贸易问题,2015(2):72-83.
- [6]沈飞. 生产性服务业FDI空间集聚与东道国技术溢出绩效改进关联研究[J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报,2016(2):69-78.
- [7]王晶晶,张昌兵. 新经济地理学视角下服务业FDI对服务业集聚的影响——基于面板分位数回归方法分析[J]. 国际贸易问题,2015(11):109-120.
- [8]武力超,翟光宇,陈熙龙. 国外资本流入与空间集聚:基于经济自由程度差异的分析[J]. 当代经济科学,2013(3):73-81.
- [9]颜银根. FDI、劳动力流动与非农产业集聚[J]. 世界经济研究,2014(2):67-74.
- [10]赵德昭. FDI、第三方效应与农村剩余劳动力转移的空间集聚——基于中国省际面板数据的空间计量检验[J]. 南开经济研究,2014(6):105-124.
- [11]赵伟,张萃. FDI与中国制造业区域集聚:基于20个行业的实证分析[J]. 经济研究,2007(11):82-90.
- [12]张公嵬,陈翔,李赞. FDI、产业集聚与全要素生产率增长——基于制造业行业的实证分析[J]. 科研管理,2013(9):114-122.
- [13]CHENG L K, KWAN Y K. What are the determinants of the location of foreign direct investment? The Chinese experience[J]. Journal of International Economics, 2000, 51(2):379-400.
- [14]ELHORST J. P. Matlab software for spatial panels[J]. International Regional Science Review, 2010, 8(1):56-72.
- [15]LESAGE J, PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. New York: CRC Press, 2009.
- [16]LIST J A, CATHERINE Y C. The effects of environmental regulations on foreign direct investment[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2000, 40(1):1-20.
- [17]PARENT O, LESAGE J P. Using the variance structure of the conditional autoregressive specification to model knowledge spillovers[J]. Journal of Applied Econometrics, 2008, 23(2):235-256.
- [18]MUR J, ANGULO A. Model selection strategies in a spatial setting: some additional results[J]. Regional Science and Urban Economics, 2009, 39(2):200-213.
- [19]VERHOEF E T, NIJKAMP P. Externalities in urban sustainability: environmental versus localization-type agglomeration externalities in a general spatial equilibrium model of a single-sector monocentric industrial city[J].

Ecological Economics, 2002, 40(2): 157-179.

(责任编辑 谭晓燕)

FDI Agglomeration and Pollution

YIN Yuanyuan

(School of Economics and Trade, Hunan University of Commerce, Changsha Hunan 410205)

Abstract: Based on spatial nature of agglomeration, we construct a non-linear Environmental Kuznets Curve with spatial interactive effect which depicts not only the relationship between FDI agglomeration and pollution, but also the relationship between spatial spillovers from FDI agglomeration and pollution. we find: (1) The U-shape curve can be found not only between FDI agglomeration and pollution but also between spatial spillovers from FDI agglomeration and pollution, while the conclusion is robust and significant when using different spatial weighted matrix to estimate. (2) Based on two U-shape curves with different inflection points, we can divide the relationship between FDI and pollution into three stages. In first stage, pollution is reduced with FDI agglomeration improved; in second stage, pollution might be reduced or increased with FDI agglomeration improved continually; in last stage, pollution is increased with FDI agglomeration markedly strengthened. (3) According to the practice of reform and opening up, the agglomeration of FDI in China is beneficial to pollution reduction. We suggest that by changing district government performance evaluating system and avoiding FDI-attracted model of “race to environmental bottom line”, FDI should be properly distributed following “the Belt and Road” initiative.

Keywords: FDI Agglomeration; Spatial Spillovers from Agglomeration; Environmental Kuznets Curve with Spatial Interactive Effect