

# FDI、出口密集度与环境技术效率

## ——基于产业数据的分位数回归方法分析

王海宁

(南开大学 经济学院,天津 300071)

**摘要:**运用数据包络分析(DEA)技术测算行业环境技术效率后发现:一般清洁型行业的技术效率相对较高,污染密集型行业的技术效率最低。接着,利用分位数估计外资进入对中国36个工业行业环境技术效率的影响,结果发现:外资进入会通过直接渠道和间接渠道总体增加行业环境技术效率,但这种影响会随着技术效率的不断增加而逐渐增加。当以内资企业出口密集度作为吸收能力的表征时,溢出效应会随着环境技术的不断增加由先升后降最后变为不显著,并且外资也会通过溢出以外的渠道呈现出逐渐增加的正向影响。

**关键词:**FDI;出口密集度;环境技术效率;分位数回归

**中图分类号:**F403;F11      **文献标识码:**A      **文章编号:**1001-6260(2011)02-0024-09

### 一、引言及文献回顾

随着中国经济的快速发展,环境问题日益显凸。2006年国家环保总局和国家统计局联合发布的《中国绿色国民经济核算研究报告》表明,2006年全国因包括水污染在内的环境污染造成的经济损失为5200多亿元,约占当年GDP的4%。“十一五”规划明确提出,到2010年,单位GDP能耗比“十五”期末降低20%左右,主要污染物(包括二氧化硫和COD)排放量要下降10%左右。截至目前,“十一五”节能减排的时间进程只余下不到一年期限,但离约束性目标仍存在差距,另外,随着“低碳经济”逐渐进入到人们的视野,节能减排的压力也与日俱增。可见,在保持国民经济发展的同时,实现节约能源、保护环境是中国目前以及将来所面临的紧迫任务。

实现节能减排的途径主要包括产业结构趋于清洁的优化调整、提高相应的环境技术等。而后者是实现节能减排的最根本的、可持续发展的重要方式。与生产技术类似,环境技术主要包括环境技术水平、环境技术效率,前者是指减污技术的前沿,而后者是指减污效率即实际减污水平与减污前沿水平之间的距离。在现有环境技术水平的条件下,提高环境技术效率、缩小实际减污水平与前沿的差距则成为解决环境问题的重要途径。此外,鉴于工业部门是污染的排放大户,如工业COD排放占总排放量的90%以上,工业二氧化硫占总排放量的80%以上<sup>①</sup>,因此,本文的核心之一就是测算中国36个工业部门的环境技术效率,试图为解决中国的环境问题提供一定的参考。

中国经济的快速发展吸引了众多学者对中国工业技术效率的关注,不少文献考察了中国工业企业技术效率及其影响因素(Jefferson, et al, 2000; Wu, 2003; 宋立刚等, 2005)。但这些文献都没有考虑工业

收稿日期:2010-09-09

作者简介:王海宁(1982—),男,天津武清人,南开大学经济学院博士生。

① 数据来源:根据《中国环境统计年鉴》计算得来。

行业的污染排放对生产效率的影响。需要注意的是,中国各类统计年鉴中关于行业固定资本或者劳动力等的统计数据中并没有就生产和污染治理进行区分,而只是综合统计,因此,如果抛开污染排放及其治理活动来考察中国的经济增长势必会出现误差。

近年来,已有学者将污染这种坏产出纳入分析框架重新考察中国的经济绩效甚至是环境绩效。但作为坏产出的污染物,不能直接包含在正常的生产函数中进行相应的计算。目前,有部分学者采用间接的方法,通过单调递减函数,将“坏产出”污染物进行转换,从而使转换后的数据可以在技术不变的条件纳入到正常的产出函数中(Scheel, 2001),如转换为投入要素(Liu, et al, 1999)、乘法逆转换(Colany, et al, 1989)等等。采用不同的间接转换方法得到的环境技术效率会存在差距,进而对结果的可信程度造成一定冲击。因此,有学者采用直接的方法将污染排放纳入到分析框架中。其核心思想是在投入一定的情况下,如何最大程度地在扩大“好产出”的同时尽可能地减少“坏产出”。涂正革(2008)、胡鞍钢等(2008)、Luenberger(1995)采用环境方向性距离函数和数据包络分析的方法将污染排放看作“坏产出”进而得到了环境技术效率。

与此同时,改革开放政策的实施使得大量的 FDI 流入中国,而其中将近 70% 的外资流入到工业部门,一般情况下,人们认为外资企业的技术以及效率要普遍高于国内企业,因此外资的进入必然会对工业部门的生产活动及污染排放产生一定的影响,也有可能对当地的环境技术效率产生一定的溢出。而相应地,东道国也必须具备一定的吸收能力才能对外资企业溢出的先进技术进行消化、吸收和利用。因此,我们也从吸收能力的角度考察外资对环境技术效率的溢出效果。

目前,从吸收能力角度研究外资先进技术(主要是生产技术)对东道国企业溢出效果的相关文献虽然不胜枚举(包群等, 2006; Kugler, 2006),然而从东道国吸收角度研究外资企业环境技术溢出的文献却非常少见。Albornoz 等(2009)采用企业层面的数据,发现外资企业之间的水平溢出不显著,而垂直溢出却比较显著。以企业是否出口和企业内部熟练劳动人员这两个变量作为吸收能力的指标重新考察后,发现外资通过垂直链接对环境技术的溢出作用仍然非常显著,而水平溢出仍然不显著。

因此,本文的主要工作是借鉴上述文献的做法,采用数据包络分析(DEA),测度中国 36 个工业行业的环境技术效率,并考察外资企业的进入对行业环境技术效率的影响<sup>①</sup>以及当地企业对外资先进环境技术的吸收情况。考虑到固定效应模型以及 Tobit 模型的缺陷,我们采用性质比较优良的分位数方法进行实证检验,这在相关文献中尚不多见。

本文其余部分结构安排如下:第二部分是研究方法介绍;第三部分是数据说明及测算结果;第四部分是考察环境技术效率的影响因素,其中重点考察外资对环境技术效率的影响以及当地企业对环境技术效率的吸收情况;第五部分是主要结论及政策启示。

## 二、研究方法介绍

衡量环境污染对产出的影响包括:一是将环境污染的治理费用作为要素投入来考虑,要减少污染就必须增加用于污染治理的资源投入。但问题是,这种方法很难分清要素资源投入中哪些用于污染治理、哪些用于好产品的生产,中国各类统计年鉴中的资产和劳动统计均包括用于生产活动和防污治污活动的相关投入,因此在实证研究中较少采用此类方法。二是将污染作为一种不受欢迎的副产品即坏产品,减少这种坏产品必须将一部分资源用于污染治理,其结果必将导致好产品的减产(涂正革, 2008)。三是如前文所述,将坏产出间接转化为生产要素或者采用单调函数的形式变换,然后采用正常的产出函数进行包络分析,这种方法较第二种来说相对简单,但由于转换方法较为主观而导致不同方法得到的测算结果存在差距,因此我们采用第二种方法。

<sup>①</sup> 考察外资对东道国及环境技术影响的文献见陈媛媛等(2010)、Albornoz 等(2009),但是据笔者所知,目前考察外资对环境技术效率的影响非常少见,如涂正革(2008)。

### (一) 考虑坏产出的环境技术

工业生产中产出的消费品、资本品等正常产出称为好产品,而污染物如二氧化硫、COD 等不合意产出称为坏产出。包括坏产品在内的产出与要素投入间的技术结构关系称为环境技术(the environmental technology)(Fare,2007)。与传统的投入产出技术不同,在投入不变的情况下,减少污染排放,需要投入治污设备、资金,这样就会减少好产品的产出。用产出集合表示环境技术如下:

$$P(x) = \{(y, b) : x \text{ can produce } (y, b)\}, x \in R_+^N$$

集合  $P(x)$  指  $N$  种要素投入  $x$  所能生产的好产品与坏产品所有的产量组合。好产品向量  $y = (y_1, \dots, y_M) \in R_+^M$ , 如产出的消费品、资本品等正常产品;坏产品向量  $b = (b_1, \dots, b_J) \in R_+^J$ , 如生产中排放的二氧化硫、COD 等污染物。衡量环境技术的(可能)产出集合  $P(x)$  有四个特性:(1)联合弱处置性(jointly weak disposability),即如果  $(y, b) \in P(x)$ ,  $0 \leq \theta \leq 1$ , 则  $(\theta y, \theta b) \in P(x)$ 。坏产品的减少需要投入相应设备和资金治理污染,结果导致好产品因为投入减少而减产。(2)坏产品和好产品必须是同时存在的,即  $(y, b) \in P(x)$ , 且  $b = 0$ , 则  $y = 0$ 。(3)强可处置性(strong or free disposability)。好产品具有完全可处置性,  $(y, b) \in P(x)$ , 且  $y < y'$ , 则  $(y', b) \in P(x)$ , 这意味着在投入和污染规模相同时,正常产出可多可少。正常产品之间的差距,就反映了环境管约束下技术效率水平的高低。(4)如果  $x' > x$ , 则  $P(x') \subseteq P(x)$ , 即投入要素  $x$  具有自由可处置性(free disposability)。

采用 DEA 模型描述满足环境技术性质的活动如下:假定期限  $t = 1, \dots, T$ , 有  $K$  个决策单元,  $k = 1, \dots, K$ , 其投入产出向量为:  $(x_{(K \times N)}^t, y_{(K \times M)}^t, b_{(K \times J)}^t)$ 。使用这些投入、产出数据,构造满足上述条件的环境技术:

$$P^t(x^t) = \left\{ \begin{array}{l} \sum_{k=1}^K z_k y_{k,m}^t \geq y_{m,m}^t, \quad m = 1, \dots, M; \quad \sum_{k=1}^K z_k b_{k,j}^t = b_{j,j}^t, \quad j = 1, \dots, J; \\ \sum_{k=1}^K z_k x_{k,n}^t \leq x_{n,n}^t, \quad n = 1, \dots, N; \quad z_k \geq 0, \quad k = 1, \dots, K \end{array} \right.$$

### (二) 方向性环境距离函数、环境技术效率

构造出前文所描述的环境技术,就可以很方便地测算环境技术效率。环境技术实际上给出了环境产出的可能前沿,即在给定投入条件下得到的最大产出、最小污染的集合。而环境技术效率则是衡量实际产出和污染的组合距离前沿组合的距离。距离越大,则环境技术效率越低。理想的情况是,投入一定的情况下,既要求好产出增长,同时也要保证坏产出减少,这就是方向性环境距离函数的思想。该函数值测度了在给定方向、投入和环境技术结构下,好产出扩大和坏产出缩减的可能性大小。而 Shephard (1970)提出的传统产出距离函数则是衡量好产出与坏产出同时可能扩张的倍数,即污染物没有环境管约束,好产出与坏产出都具有强可处置性,就是说两种距离函数的方向有所不同<sup>①</sup>。

设方向向量  $g = (g_y, -g_b)$ , 根据 Luenberger (1995) 短缺函数的思想构造方向性环境产出距离函数:

$$\bar{D}_0^t(y^t, x^t, b^t; g_y, -g_b) = \sup[\beta : (y^t + \beta g_y, b^t - \beta g_b) \in P^t(x^t)]$$

给定投入  $x$ , 当好产出  $y$  和坏产出  $b$  按照相同比例扩张和收缩,  $\beta$  就是产出  $y$  增长、污染物  $b$  减少的最大可能数量。因此,方向性距离函数值衡量了生产者相对于前沿环境技术水平的差距即非效率的程度。必须注意,环境方向性距离函数所设定的方向向量是好产品与坏产品都在现有的技术上同比例进行增减。

环境技术效率定义为好产出的实际产量  $y_k^t$  与环境技术结构下的前沿产出量  $(1 + \beta)y_k^t$  的比率,也就是  $1/(1 + \beta)$ 。环境技术效率越高,则表明样本点(决策单位)距离前沿环境技术水平越近,可以改进的空间就越小。可见,如果想得到环境技术效率,就必须计算出关键参数  $\beta$ 。 $\beta$  可以通过求解下述线性规划得到,生产者  $k'(y_k^t, x_k^t, b_k^t)$  在参考技术  $P^t(x^t)$  下的方向性环境产出距离函数为:

① 两种方向性距离函数的差别以及方向性环境函数的具体解释可参见涂正革(2008)。

$$\begin{aligned} \bar{D}_0^t(y_k^t, x_k^t, b_k^t; y_k^t, -b_k^t) &= \max \beta \\ \text{s. t. } \sum_{k=1}^K z_k y_{k,m}^t &\geq (1 + \beta) y_{k,m}^t, \quad m = 1, \dots, M; \\ \sum_{k=1}^K z_k b_{k,j}^t &= (1 - \beta) b_{k,j}^t, \quad j = 1, \dots, J; \\ \sum_{k=1}^K z_k x_{k,n}^t &\leq x_{k,n}^t, \quad n = 1, \dots, N; \quad z_k \geq 0, \quad k = 1, \dots, K \end{aligned}$$

### 三、数据说明及测算结果

#### (一) 数据来源及说明

本文的研究样本确定在 2001—2006 年中国 36 个规模以上的工业行业(见表 1)。1998 年中国确定将规模以上工业企业作为考察重点,规模以上企业数量快速增长,特别是民营经济体不断壮大,规模以上工业企业的产出份额占据着绝对主导地位<sup>①</sup>。另外,由于相关统计年鉴在 1998 年后以规模以上工业企业为统计口径,因此我们选择规模以上工业行业为代表性研究对象。投入要素主要包括规模以上工业行业的固定资产净值、工业煤炭消耗量<sup>②</sup>以及年末从业人员;参考涂正革(2008),好产出为行业工业增加值,坏产出为工业二氧化硫排放量。工业增加值和固定资产净值分别采用各行业工业品出厂价格指数以及固定资产投资价格指数进行平减,基期为 2001 年。相关数据分别来源于《中国工业经济统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》以及《中国环境统计年鉴》。

#### (二) 环境技术效率测算结果

本文求解的线性规划采用 GAMS 软件编程完成。2001—2006 年各工业行业环境技术效率测算结果如表 1 所示。

由表 1 可知,由于各类工业行业所生产的产品、生产工艺以及性质存在差别,36 个工业行业的环境技术效率相差极大。如烟草、通信设备、计算机及其他电子设备行业的环境效率达到了相对的最优水平,而化纤、化学原料及制品、电力等行业实际生产点距离环境前沿相对最远,环境技术效率最低。另外,我们还发现,环境技术效率较高的行业一般多为清洁型行业,而较低的行业多为污染密集型行业。从各工业行业的动态角度来观察,2006 年与 2001 年相比,大部门行业的环境技术效率有所下降,环境技术效率提高的行业仅有 12 个,没有发生变化的行业有 3 个。

表 1 2001—2006 年 36 个工业行业环境技术效率(按均值降序排序)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	均值
烟草制品业	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000
通信设备、计算机及其他电子设备	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000
仪器仪表及文化、办公用机械	0.843330	0.808638	0.847770	1.000000	1.000000	1.000000	0.916623
文教体育用品制造业	0.864769	1.000000	1.000000	0.716553	0.732241	1.000000	0.885594
石油和天然气开采业	1.000000	0.817645	0.87451	0.761680	0.739965	0.735997	0.821633
电气机械及器材制造业	0.761605	0.718901	0.827921	0.823276	0.786453	0.906362	0.804086
纺织服装、鞋、帽制造业	0.945477	0.840323	0.836162	0.745577	0.738642	0.710581	0.802794
印刷业和记录媒介的复制	0.648202	0.791038	0.757766	0.746607	0.748436	0.748444	0.740082
皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	0.771233	0.709902	0.789932	0.657614	0.640948	0.681754	0.708564
家具制造业	0.683934	0.713292	0.662806	0.638216	0.681956	0.680846	0.676842
交通运输设备制造业	0.632958	0.648578	0.636260	0.659526	0.654178	0.692788	0.654048
塑料制品业	0.655711	0.648540	0.694584	0.595859	0.610064	0.575015	0.629962

① 2005 年规模以上工业企业创造的增加值为 7.22 万亿元,占中国全部工业增加值的比重高达 93.18 %。

② 因为我们选择二氧化硫作为坏产出,二氧化硫绝大多数是由煤炭引起的,因此我们选择煤炭消耗量而非能源消耗总量作为能源投入。具体可参考涂正革(2008)。

续表 1

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	均值
金属制品业	0.645795	0.624025	0.637177	0.567783	0.616822	0.593469	0.614179
水的生产和供应业	0.731322	0.647217	0.644338	0.535675	0.550015	0.549105	0.609612
通用设备制造业	0.611417	0.609476	0.619634	0.570442	0.611665	0.624280	0.607819
专用设备制造业	0.615123	0.576082	0.569233	0.570531	0.584129	0.625582	0.590113
医药制造业	0.580868	0.555499	0.549189	0.532095	0.549834	0.549453	0.552823
农副食品加工业	0.557013	0.529725	0.533606	0.52168	0.537552	0.539414	0.536498
食品制造业	0.536802	0.522932	0.529155	0.516549	0.524799	0.523537	0.525629
饮料制造业	0.518494	0.521628	0.522453	0.515195	0.523468	0.525899	0.521190
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	0.529240	0.520372	0.519086	0.509435	0.520831	0.525476	0.520740
橡胶制品业	0.527059	0.524018	0.523473	0.515289	0.515854	0.514214	0.519985
纺织业	0.525380	0.522629	0.518647	0.509807	0.515327	0.513267	0.517509
煤炭采选业	0.514788	0.511558	0.514705	0.508611	0.509879	0.513318	0.512143
黑色金属冶炼及压延加工业	0.510040	0.510082	0.510219	0.505993	0.507124	0.508572	0.508672
有色金属矿采选业	0.520289	0.50723	0.507865	0.503391	0.506926	0.503786	0.508248
石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.519887	0.501401	0.511379	0.505975	0.504971	0.504664	0.508046
黑色金属矿采选业	0.506735	0.510283	0.512648	0.502884	0.506595	0.506218	0.507560
非金属矿采选业	0.509694	0.505661	0.507915	0.506069	0.507927	0.506173	0.507240
燃气生产和供应业	0.506512	0.505886	0.505896	0.506077	0.507703	0.510862	0.507156
化学纤维制造业	0.507447	0.509000	0.506988	0.504211	0.506735	0.507172	0.506926
化学原料及化学制品制造业	0.507660	0.509717	0.507491	0.504190	0.505596	0.506810	0.506911
造纸及纸制品业	0.504191	0.505016	0.504567	0.502693	0.503950	0.504424	0.504140
有色金属冶炼及压延加工业	0.504064	0.503997	0.504361	0.502216	0.503921	0.505676	0.504039
电力、热力的生产和供应业	0.502676	0.501983	0.501646	0.501146	0.501252	0.513791	0.503749
非金属矿物制品业	0.502896	0.502383	0.502706	0.501573	0.501892	0.501890	0.502224

#### 四、外资进入对环境技术效率的影响分析

##### (一) 计量模型设定

大量的外资必然会对工业部门的生产活动及污染排放活动产生影响,同时也有可能对当地的环境技术产生溢出效应。因此,从外资的角度研究工业部门的环境技术是具有很强的现实意义。参考已有文献,我们设定如下的基本计量模型:

$$TE_{it} = \beta_0 + \beta_1 sfdi_{it} + \beta_2 \log(RD_{it}) + \beta_3 \log(k_{it}/l_{it}) + \beta_4 \log(HB_{it}) + \beta_5 pcm_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中,下标  $i$  和  $t$  分别表示行业和年份,  $\beta_0$  代表截距项。  $\varepsilon_{it}$  代表整个回归方程的误差项,服从独立同分布。各个变量的具体含义如下:

被解释变量  $TE$  表示前面测算的环境技术效率。核心变量  $sfdi$  表示外资进入指标,采用外资进入程度表示,如外资工业总产值占所有工业总产值的比重等。

外商直接投资对中国工业行业环境技术效率的影响主要包括两方面:一是直接效应。一般情况下外资企业相对内资企业的环境技术较高,这样外资企业相对内资企业会表现出一种自身的优势,会拉动行业工业总体的技术效率水平。二是间接效应。外资拥有的先进效率水平可能会对当地的企业产生溢出效应,此外,还可能通过降低行业所面临的市场垄断程度、促进竞争、提高资源配置效率等途径提高本地企业的效率水平(张海洋,2005)。当然,外资企业也可能比当地企业的环境技术低,这时很可能会产生“负向”的技术外溢。所以外资进入变量回归系数是对上述直接效应和间接效应的整体捕捉。

其他控制变量  $RD$  表示行业的研发情况,采用各工业行业的科技活动经费内部支出总额来表示,单位是元。 $k/l$  表示经济结构,参考涂正革(2008),采用行业固定资产净值与从业人员之比表示。 $HB$  表示工业行业内环保人员年末总人数之和,单位为人。 $pcm$  为工业行业的集中度,因为缺少微观数据,所

以参考邱斌等(2008)采用 Lema 指数<sup>①</sup>来表示。环保人员数据来自《中国环境统计年鉴》;研发支出数据来源于《中国科技统计年鉴》,因为数据限制,只好采用大中型行业企业的研发支出代替;其余变量数据来自《中国工业经济统计年鉴》。

## (二) 计量方法

传统的 OLS、固定效应模型以及 Tobit 模型<sup>②</sup>都是假设当随机干扰项满足于自身和自变量互不相关且均值为零方差相同的正态分布时,回归结果能够很好地描述自变量对因变量的条件均值的影响过程,且回归系数的估计量具有最佳线性无偏性。但是在实际的经济生活中,上述假设常常不成立。同时,上述计量方法都只是描述了平均的总体信息,分位数回归则能够更充分反映自变量对不同部分因变量的分布产生不同的影响,正符合我们的研究目的需要。

分位数回归方法最早是由 Koenker 等(1978)提出来的。从理论上说,分位数回归是在均值回归上的拓展。由分位数回归方法得到的估计系数表示为解释变量对被解释变量在特定分位点的边际效应。

对于分位数回归而言,设随机变量  $Y$  的分布函数为  $F(y) = P(Y \leq y)$ , 则  $Y$  的第  $\tau$  分位数可定义为(李育安, 2006):

$$Q(\tau) = \inf\{y: F(y) \geq \tau\}$$

其中,  $0 < \tau < 1$  代表在回归线或回归平面以下的数据占全体数据的百分比,分位函数的特点是变量  $y$  的分布中存在比例为  $\tau$  的部分小于分位数  $Q(\tau)$ , 而比例  $(1 - \tau)$  的部分大于分位数  $Q(\tau)$ ,  $y$  的整个分布被  $\tau$  分位两部分。对于任意的  $0 < \tau < 1$ , 定义“检验函数” $\rho_\tau(u)$  为:

$$\rho_\tau(u) = \begin{cases} \tau u & \text{当 } y_i \geq x_i' \beta \\ (\tau - 1)u & \text{当 } y_i < x_i' \beta \end{cases}$$

其中,  $u$  为反映检验函数的参数, 而  $\rho_\tau(u)$  表示被解释变量  $y$  的样本点处于  $\tau$  分位以下和以上时的检验函数关系, 假设分位数回归模型为:

$$y_i = x_i' \beta(\tau) + \varepsilon(\tau)_i$$

在具体估计过程中可以假定  $u = 1$ , 则对于  $\tau$  分位数的样本分位数线性回归是求满足

$\min \sum \rho_\tau(y_i - x_i' \beta(\tau))$  的解  $\beta(\tau)$  展开式为:

$$\min \left\{ \sum_{y_i \geq x_i' \beta(\tau)} \tau |y_i - x_i' \beta(\tau)| + \sum_{y_i < x_i' \beta(\tau)} (1 - \tau) |y_i - x_i' \beta(\tau)| \right\}$$

在线性条件下, 给定  $x$  后,  $y$  的  $\tau$  分位数函数为:

$$Q_y(\tau | x) = x' \beta(\tau)$$

在不同的  $\tau$  分位数下, 可以得到不同的分位数函数。随着  $\tau$  取值由 0 至 1, 可得所有  $y$  在  $x$  上的条件分布轨迹, 即一簇曲线, 而不像 OLS 等方法只得到一条曲线。因此当希望对一个数据集合中分布在不同位置的数据点进行研究时, 采用分位数回归是一种良好的选择。

## (三) 基本回归结果

表 2 列出了基本回归结果, 为了比较分析, 我们也给出了 Tobit 和固定效应模型的回归结果。从回归中可知, 两种模型下外资的回归系数均显著为正。这表明外资进入的确可以通过不同的渠道在总体上促进当地环境技术效率的提高。但需要注意到, 这只是表明外资对环境技术效率的“平均影响”。我们转向分位数回归, 发现在不同分位数下外资对环境技术效率的影响也为正显著, 与前两个模型结果一致。因此, 我们可以进一步确定外资的这种正向影响。按照前文所述, 外资主要是通过两种渠道来影响当地环境技术效率的: 一是由于外资企业本身在整体上的技术和效率要高于本地企业, 因此它的进入会

① 行业 Lema 指数的测算方法为:  $PCM = (VA - W)/Y$ , 其中  $VA$  是增加值,  $W$  是劳动力成本,  $Y$  是总产值, 分别用行业的“工业增加值”、“工资总额”与“工业总产值”来表示。

② 对于环境技术效率, 其取值范围为  $(0, 1]$ , 数据因此而被截断, 用传统的线性方法对模型直接进行回归可能会得到负的拟合值, 因此, 对环境技术效率的回归方法通常采用处理限值因变量的 Tobit 模型。

直接拉动整体效率的上升;二是间接效应,一方面外资进入可以通过打破当地垄断、促进要素配置优化等外部性来间接提高本地企业的效率,另一方面还会通过“非自愿”的溢出效应提升本地企业的效率水平。因此外资的正向回归结果是这两种渠道的综合作用。至于我们所关心的溢出效应,在此却无法进行剥离,也是我们下文中所努力的方向。

表 2 基本回归结果

样本数:216

	Tobit 模型	固定效应	分位数模型				
			Q=0.10	Q=0.25	Q=0.50	Q=0.75	Q=0.90
sfdi	0.451758 *** (9.42)	0.320052 *** (4.40)	0.082395 * (1.88)	0.178302 *** (3.83)	0.363232 *** (5.56)	0.544924 *** (8.69)	0.574448 *** (12.59)
logRD	0.03262 *** (5.83)	-0.00509 (-0.75)	0.00691 (1.05)	0.017765 *** (4.37)	0.028233 *** (5.01)	0.02261 *** (2.74)	0.02637 *** (4.51)
Logk/1	-0.02462 *** (-2.58)	-0.01458 (-1.06)	-0.01345 * (-1.92)	-0.03418 *** (-5.28)	-0.03009 *** (-2.90)	-0.00827 *** (-8.38)	-0.0001 *** (-14.6)
logHB	-0.06286 *** (-8.47)	-0.02398 *** (-2.59)	-0.00997 (-1.24)	-0.02987 *** (-5.30)	-0.05213 *** (-5.97)	-0.06751 (-0.59)	-0.08263 (-0.01)
pcm	0.795112 *** (11.15)	0.341858 *** (3.86)	0.075471 * (1.66)	0.251158 ** (2.08)	0.718824 *** (4.31)	0.770525 *** (7.34)	0.846233 *** (10.19)
F/R <sup>2</sup>	241.07 ***	0.555	0.089	0.196	0.386	0.548	0.645

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。括号里为系数的标准误。Tobit 模型检验统计量为 F 统计,其余方程均标注 R<sup>2</sup>。

此外,不同分位数下外资对环境技术效率的影响程度也各不相同。随着分位数的提高,即被解释变量从低水平到高水平,外资对其的影响作用逐渐上升。可以看到,在 10% 分位数下,外资的影响系数为 0.08,而在 90% 分位数下,其影响系数则上升到了 0.57。最高影响程度是最低影响程度的 70 倍左右。回归结果表明:在环境技术效率较低的行业,外资对行业整体技术效率水平的拉升作用相对较小,这主要可能因为技术效率低的行业中,外资本身的效率水平也不高,或者是这些行业外资进入程度较低,如电力行业,2006 年外资进入水平只有 8.7%,故而直接提升效应非常有限。而在环境技术效率很高的行业,外资对行业整体效率的拉动作用相对较大,这可能主要体现在或者外资的比重本身很大(如 2006 年通信设备和仪器仪表外资比重分别为 82.1% 和 65.0%),或者这些外资企业本身的效率优势很大,因此对当地企业的技术效率提升作用效果比较明显。

另外,科研费用内部支出大部分显著为正,只有在 10% 分位数下和固定效应下不显著。这说明自主研发对环境技术效率的提升作用还是存在的。这些研发可能不会直接针对环境技术,但比如通过研发使得相同产出的投入更少了,这样也会间接提高环境技术效率,因为排放也相对减少了。资本劳动比的增加基本上会降低环境技术效率。资本劳动比增加,往往伴随着工业趋于重型化,而重工业往往又是污染密集性行业,从 1998 年以来,中国工业资本存量迅猛增加,相应的资本劳动比率不断攀升(涂正革,2008)。这样势必导致在大力发展重工业的同时也伴随着环境效率的下降,使得工业发展与环境的协调关系进一步失衡。环保人员数量的增加对技术效率提高作用不显著,甚至出现了负的结果。市场集中度的增加也会提高环境技术效率,市场集中度高一般表明市场竞争程度差,企业数量较少,平均规模较大,而马磊(2010)认为污染治理部门存在着递增的规模收益,其原因可能是递增的规模收益的生产技术都具有较高的固定成本,这在治污部门尤为明显,如废水处理设施。因此,企业规模的扩大非常利于这种污染治理规模效应的出现,也利于技术效率水平的提高。

#### (四)考虑吸收能力下的回归结果

上一部分我们得到了外资的进入会拉动当地整体环境技术效率的上升,这主要是由于外资的直接效应和间接效应共同导致的。因此我们并不能将所关心的“外资是否会通过技术效率的溢出来提高当地企业的技术效率进而提高整体水平”从这些渠道中剥离出来。考虑到技术效率的溢出需要当地企业具备一定的吸收能力,因此借鉴张海洋(2005),通过引入外资变量和吸收能力的交互项来试图对溢出

效应进行分离。

Helliwell(1992)从贸易开放的角度考察吸收能力,他认为,贸易开放一方面可以更多地进出口,另一方面也意味着拥有更多的外界技术学习机会与吸收能力。Barrios 等(2002)和 Blomstrom 等(1999)认为,出口企业迫于国际市场竞争压力会更积极主动地致力于吸收先进技术,即具有较强的技术吸收能力和市场反应能力。Barrios(2001)采用出口额来度量企业的吸收能力证实了上述结论。据此,我们采用内资行业出口密集度来衡量吸收能力<sup>①</sup>。此时计量模型变为:

$$TE_{it} = \beta_0 + \beta_1 sfdi_{it} + \beta_2 sfdi_{it} \times EX_{it} + \beta_3 \log(k_{it}/l_{it}) + \beta_4 \log(HB_{it}) + \beta_5 pcm_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中,  $EX_{it}$  表示吸收能力,我们采用内资行业的出口依存度即出口额与相应工业产值的比重表示。数据来源于《中国统计年鉴》各期。相应的回归结果如表 3 所示。

表 3 吸收能力下的回归结果

样本数:216

	Tobit 模型	固定效应	分位数模型				
			Q = 0.10	Q = 0.25	Q = 0.50	Q = 0.75	Q = 0.90
sfdi	0.282271 *** (5.27)	0.278276 *** (3.57)	0.029774 * (1.93)	0.169087 *** (3.45)	0.23555 *** (4.28)	0.337524 *** (3.71)	0.538037 *** (8.79)
sfdi × EX	3.753079 *** (5.47)	1.066433 (1.55)	3.572439 *** (4.07)	3.658198 *** (4.70)	3.286772 *** (4.22)	2.349391 ** (2.56)	0.432216 (0.78)
logRD	0.017502 *** (2.98)	-0.00466 (-0.69)	0.004554 (0.91)	0.008581 * (1.65)	0.012031 ** (2.12)	0.016464 * (1.84)	0.020503 *** (2.96)
Logk/l	-0.03847 *** (-4.15)	-0.02103 (-1.48)	-0.02597 *** (-3.37)	-0.03744 *** (-4.76)	-0.03431 *** (-3.26)	-0.02654 * (-1.83)	-0.0031 *** (-14.27)
logHB	-0.05498 *** (-7.76)	-0.02462 *** (-2.67)	-0.00939 (-1.16)	-0.02043 *** (-3.07)	-0.03628 *** (-5.60)	-0.06196 *** (-7.41)	-0.07954 (-0.25)
pcm	0.809998 *** (12.11)	0.371914 *** (4.21)	0.106494 * (1.74)	0.273879 ** (2.51)	0.616281 *** (3.76)	0.79824 *** (6.90)	0.85639 *** (9.18)
F/R <sup>2</sup>	273.07 ***	0.621	0.146	0.253	0.437	0.567	0.648

注:同表 2。

对于 Tobit 模型和固定效应模型,我们发现外资独立项的系数为正,而交互项的系数也显著为正。这表明外资企业由于在技术效率上的相对优势而拉动整体效率水平上升,此外还可能通过加剧当地企业竞争性、优化资源配置来提高当地企业的技术效率水平。我们只能断定二者的综合作用表现出正效应,无法对其进行具体区分。而交叉项为正则表示在考虑吸收能力下,外资企业对当地企业的效率溢出为正。而当我们把这种溢出效应分离开后,发现外资独立项的系数较表 2 中有所下降。这也进一步说明即便是不考虑吸收能力,外资对当地企业的溢出效应也为正,并且会与其他渠道的效应融合,体现在表 2 的外资回归系数中。但是注意,这仍然是外资对技术效应影响的“平均效应”。

当采用分位数回归时,我们发现了更加有趣的结果。外资独立项系数全部仍然为正显著,并且随着被解释变量环境技术效率的逐渐增加,外资的系数也逐渐增加,这与上一部分回归结果类似,并且系数相应都变小,这说明在剥离出外资的溢出效应后,外资的直接渠道以及优化竞争、提高资源配置等渠道提升行业整体环境技术效率的程度是随着被解释变量的增加而增加,相比较而言,吸收作用下的溢出效应却随着被解释变量的增加而呈现出先增后减的趋势,到 90% 分位数下溢出效应已经不再显著。在 25% 分位点,溢出效果达到了最大值。这非常类似于外资对生产技术的溢出效应,如果当地企业的技术水平很高或者很低,与外资企业的差距很小或者很大,外资的溢出作用都非常有限,因为技术溢出需要一定的技术差距空间以及足够的技术基础作为支撑,只有当两者技术差距适中时,溢出效果才最好(包群等,2006)。总的来看,考虑吸收能力下,外资通过直接渠道以及提高东道国竞争力和资源配置优度

<sup>①</sup> 表征行业吸收能力的指标有很多,如研发(Cohen, et al, 1989)、企业技术开发人员等,限于篇幅,我们仅采取了内资企业的出口依存度。



的作用继而提升环境技术效率的正向作用一直存在,只是吸收能力下的溢出效应随着技术效率水平不断增加而由大变小最后甚至变为不显著。

## 五、主要结论

考虑到经济数据的异方差以及随机干扰项并不总符合常见的正态分布,我们采用更加有效的计量方法——分位数回归考察了外资进入对中国 36 个工业行业环境技术效率的影响,得到以下主要结论:

首先,采用 DEA 的方法对各工业行业环境技术效率进行测算的结果表明:环境技术效率较高的行业一般多为清洁型即排放密集度较小的行业,如通信设备、仪器仪表等高新技术产业和烟草、文教等轻工业;而环境技术效率较低的行业多为污染密集型行业,如煤炭采选、有色金属矿采选、黑色金属矿采选等重工业行业(造纸行业除外)。

其次,在考察外资对环境技术效率的总体影响时,采用固定效应和 Tobit 模型的回归结果都表明在平均水平上外资进入会提高各行业整体的技术效率水平,而采用分位数回归虽然结论仍是如此,但我们发现,随着环境技术效率由小变大,FDI 对其的影响程度也是逐渐上升的。外资对不同水平被解释变量的不同影响,正是普通的固定效应和 Tobit 模型所无法揭示的。但须注意,这种正向的影响包括直接渠道以及间接渠道的溢出效应和提高东道国竞争力、优化资源配置等途径综合作用的结果。

当考察吸收能力对溢出效应的影响时,即剥离开效率溢出渠道,我们发现固定效应、Tobit 和分位数都表明 FDI 直接渠道以及提高东道国竞争力和资源配置优度进而提高总体环境技术效率的正向作用仍然一直存在,并且分位数的回归结果的系数仍然显示出逐渐上升的趋势。而考察吸收作用下的溢出效应,Tobit 模型也仍然显著为正,表明考虑吸收作用时,外资的溢出效应也为正向。对于分位数回归,外资的溢出效应随着中国各行业环境技术效率的提高而先升后降最后变为不显著,这也是普通的固定效应和 Tobit 模型所无法揭示的。我们的解释是,类似于外资对生产技术的溢出效应,如果当地企业的技术水平很高或者很低,与外资企业的差距很小或者很大,外资的溢出作用非常有限,因为技术溢出需要一定的技术差距空间和技术基础作为支撑,只有当两者技术差距适中时,溢出效果才最好。因此,当本地企业环境技术效率水平本身就很高或者很低时,提升的空间比较有限,溢出的效果也就不是很明显。

### 参考文献:

- 包群,赖明勇,阳小晓等. 2006. 外商直接投资、吸收能力与经济增长[M]. 上海:上海三联书店:77-123.
- 陈媛媛,李坤望. 2010. 中国工业行业 SO<sub>2</sub> 排放强度因素分解及其影响因素[J]. 管理世界(3):14-21.
- 胡鞍钢等. 2008. 考虑环境因素的省级技术效率排名[J]. 经济学(季刊)(7):933-960.
- 李育安. 2006. 分位数回归及应用简介[J]. 统计与信息论坛(5):35-44.
- 马磊. 2010. 中国城市化与环境质量研究[J]. 中国人口科学(1):73-81.
- 邱斌等. 2008. FDI 技术溢出渠道与中国制造业生产率增长研究:基于面板数据的分析[J]. 世界经济(8):20-31.
- 宋立刚,姚洋. 2005. 改制对企业绩效的影响[J]. 中国社会科学(2):17-31.
- 涂正革. 2008. 环境、资源与工业增长的协调性[J]. 经济研究(2):93-105.
- 张海洋. 2005. R&D 两面性、外资活动与中国工业生产率增长[J]. 经济研究(5):107-117.
- ALBORNOZ F, COLE M A, ELLIOTT R J R, et al. 2009. In search of environmental spillovers [J]. The World Economy, 32:136-163.
- BARRIOS S. 2001. Foreign direct investment and productivity spillovers: evidence from the Spanish experience [R]. FEDEA Working Papers, No. 4132.
- BARRIOS S, STROBL E. 2002. Learning by doing and spillovers: evidence from firm-level panel data [R]. FEDEA Working Paper, No. 2002-02.
- BLOMSTROM M, SJOHOLM F. 1999. Technology transfer and spillovers: does local participation with multinationals matter [J]. European Economic Review, 43:915-923.
- COHEN W M, LEVINTHAL D A. 1989. Innovation and learning: the two faces of R&D [J]. Economic Journal, 99:569-596.
- GOLANY B, ROLL Y. 1989. An application procedure for DEA [J]. The International Journal of Management Science, 17:237-250.
- HELLIWELL J. 1992. Trade and technical progress [R]. NBER Working Paper, No. 4226.

(下转第 129 页)

LANG L P, STULZ R M, WALKLING K A. 1989. Managerial performance, Tobin's Q and the gains from successful tender offers [J]. *Journal of Financial Economics*, 24:137 - 154.

## Empirical Study on Industry Characteristics of M&A Wealth Effect in Chinese Listed Companies

WANG Shu-bin WANG Ya-jun

(School of Finance, Jinan University, Guangzhou 510632; School of Economics, Jinan University, Guangzhou 510632)

**Abstract:** There is an obvious industry differences with M&A wealth effect, which are reflected in three characteristics of the industry - the development stage, development strategy and development capacity. Theoretical hypothesis is tested through SCP paradigm of industrial economics to establish theoretical framework, using 6962 M&A events in Shanghai and Shenzhen Stock Exchange markets from 1998 to 2008. Results also show that there are the positive relation between industry wealth effect and development stage and between industry wealth effect and development capacity, which contribute respectively to 7 % and 0. 2 % of CAR. But the industry concentration does not significantly affect the wealth effect of industry characteristics of M&A.

**Keywords:** corporate merger and acquisition; wealth effect; industry characteristics

(责任编辑 张建军)

(上接第 32 页)

JEFFERSON G, RAWSKI T, LI W, et al. 2000. Ownership, productivity change, and financial performance in Chinese industry [J]. *Journal of Comparative Economics*, 28(4): 786 - 813.

KOENKER R, CASSETT B. 1978. Regression quantiles [J]. *Econometrica*, 46: 33 - 49.

UGLER M. 2006. Spillovers from foreign direct investment: within or between Industries [J]. *Journal of Development Economics*, 80(2): 444 - 477.

LUENBERGER D G. 1995. *Microeconomic theory* [M]. Boston: McGrawHill, .

LIU W, SHARP J. 1999. DEA models via goal programming [M]//WESTERMANN G. *Data envelopment analysis in the service sector*. Deutscher Universitätsverlag, Wiesbaden: 79 - 101.

SCHEEL H. 2001. Undesirable outputs in efficiency valuations [J]. *European Journal of Operational Research*, 132(2): 400 - 410.

SHEPARD, R W. 1970. *Theory of cost and production functions* [M]. Princeton N. T.: Princeton University Press.

WU Y R. 2003. Has productivity contributed to China's growth [J]. *Pacific Economic Review*, 8: 15 - 30.

## FDI, Export Intensity and Environmental Technical Efficiency: A Quantile Regression Approach

WANG Hai-ning

(College of Economics, Nankai University, Tianjin 300071)

**Abstract:** The environmental technology efficiency of clean industries is the highest, and that of dirty industries is the lowest generally by DEA technique. Quantile regression technique is used in the paper to test the effect of FDI on 36 industries' environmental technical efficiency. FDI will increase the whole industrial technical efficiency via direct and indirect channels and the effect would increase with the increase of industrial technical efficiency. When considering absorptive captivity of export intensity, the spillover effect shows positive significant effect increases first then decreases later, and becomes insignificant later with the increase of industrial technical efficiency and FDI's residual positive effect also increases with the increase of industrial technical efficiency by other channels other than the spillover channel.

**Keywords:** FDI; export intensity; environmental technical efficiency; quantile regression

(责任编辑 彭江)