

贵州 FDI 技术溢出存在性的实证分析

黄正松 余敏

(贵州财经学院国际经济学院; 贵州财经学院金融学院)

【摘要】本文首先通过对技术溢出的文献综述,明晰当前国内外对技术溢出问题研究的现状和特点;然后以内生经济增长理论为基础,假设 FDI 是决定贵州经济产出的影响因素,借鉴 Andrew Levin, Lakshmi K. Raut(1997)的计量思路和模型,从实证出发,考察贵州 FDI 技术溢出的存在性。结论表明技术溢出效应通过计量检验,较为显著。

【关键词】FDI, 技术溢出, 存在性

文献综述

FDI 技术溢出效应是否存在,国内外目前是存在争论的。国外持存在观点的代表学者有 Caves(1974), Globerman(1979), Mansfield&Romeo(1980), Blomstrom(1989), Basant&Fikkert(1996)等。

Caves 以澳大利亚为研究对象,发现本土企业的劳动生产率与 FDI 引进数量呈正比关系,认为 FDI 能产生溢出效应;Globerman 以加拿大为研究对象,同样认为 FDI 的技术溢出效应存在;Blomstrom 通过对 1970-1975 年墨西哥的外商子公司生产率水平和本土企业生产率水平进行比较分析;认为 FDI 进入带来的竞争加剧推动了本土企业的生产率提高,得出两者存在趋同趋势。

国内方面,持存在观点的有江小涓(2002),她分析了 FDI 对中国工业增长的重要贡献,认为 FDI 的重要作用体现在提供资金来源、改善投资效益、扩大产出、增加利税、引进先进技术等许多方面;姜瑾和朱桂龙(2007)考察了 FDI 对中国工业部门本土企业生产率的影响,认为 FDI 产生了显著的行业内溢出和前向联系溢出效应。

国外持不存在观点的代表学者有 Haddad(1993), Perez(1997)和 Djankov&Hoekan(2000)等。Haddad 对摩洛哥制造业研究认为,FDI 对本土企业的劳动生产率没有很显著的影响,主要是由于国内外企业技术差距过大阻碍了溢出效应的产生;Perez 认为国内外企业技术差距过大很可能导致本土企业难以吸收 FDI 所带来的技术,FDI 技术溢出效应较小,但他也不否认当技术差距在一个临界值内,FDI 技术溢出效应是存在的;Djankov&Hoekan 认为如果本土 FDI 企业是独资企业,那么 FDI 对其本土企业的技术溢出效应在统计上并不显著。

国内方面,持不存在观点的有谢富纪(2002),他认为中国虽然在利用 FDI 的同时引进了国外先进技术和管理经验,在一定程度和范围内推动了企业技术进步,但作用效果不明显;孙文祥(2004)总结了近年来国外学者对跨国公司技术转移的经验研究发现,认为跨国公司的 FDI 对本土企业技术进步的影响不显著;范承泽等(2008)认为 FDI 对我国企业自主研发投入具有替代

和补充作用，FDI 对国内企业自主科技研发的净影响为负。

总体看，国内外学者对 FDI 的技术溢出效应是否存在，观点是不统一的。主要原因可能一是技术溢出评估标准(全要素生产率、专利、产出增长率等)的非唯一性；二是数据收集困难，更细化的数据存在不可得性；三是计量方法本身的约束，如内生性和多重共线性等；四是对 FDI 技术溢出的认识和研究较为笼统，导致模型构建不妥当。

贵州 FDI 技术溢出存在性的实证分析

(一)模型构建

依据传统的柯布-道格拉斯函数

$$Y=AL^{\alpha}K^{\beta} \quad (1)$$

(1)式中，Y 代表产出，L 代表劳动要素，K 代表资本要素，A 代表全要素生产率。以内生经济增长理论为基础，假设 FDI 是决定贵州经济产出的影响因素，借鉴 Andrew Levin、Lakshmi K. Raut(1997)的计量思路 and 模型，认为 FDI 通过推动全要素生产率 A 来促进经济增长的途径来自两个方面：一方面是 FDI 企业自身生产率的提高，促进全要素生产率 A 提高，把它定义为 FDI 进入的直接效应；另一方面是 FDI 进入通过产生技术溢出，带动本土企业生产效率的提高，从而推动全要素生产率 A 提高，把它定义为 FDI 进入的间接效应或是溢出效应。从而建立 FDI 技术内生化的技术进步模型如下：

$$A=B(1+\pi \text{PER})\text{FDI}^{\theta} \quad (2)$$

式(2)中，B 为残余值，代表影响全要素生产率 A 的其它因素；PER 为 FDI 占全社会固定总投资比例； π 为 FDI 占全社会固定总投资比例的系数，度量 FDI 的技术溢出效应， π 的符号反映 FDI 技术溢出效应是否存在。若 $\pi=0$ ，说明不存在技术溢出效应，式(1)则变为 $Y=B\text{FDI}^{\theta}L^{\alpha}K^{\beta}$ ，此时 FDI 只通过自身生产率提高，来推动全要素生产率 A 提高，推动产出 Y 提高，表现仅为 FDI 的直接效应；若 $\pi>0$ ，说明存在正技术溢出效应；若 $\pi<0$ ，则存在负技术溢出效应，对全要素生产率 A 有阻碍作用。 θ 为 FDI 与本土企业的相对劳动生产率弹性系数，反应了 FDI 对全要素生产率促进的直接效应。

表1 贵州引进FDI技术溢出存在性相关变量指标数据(1994-2010)

年份	实际利用FDI额 (万USD)	汇率(USD)	从业人员数(万人)	社会固定资产投资 (亿元)	GDP产出(亿元)	FDI占全社会固定资产投资比 例FER(%)	商品零售价格指数(上 年=100)	固定资产投资价格指数 (上年=100)
1994	8363	8.61	1828.3	140.98	521.17	1.3816	121.7	110.4
1995	9637	8.35	1812.2	173.66	630.07	1.2771	114.8	105.9
1996	10628	8.31	1783.2	207.1	713.7	1.2375	106.1	104.0
1997	13834	8.28	1798.7	247.23	79296	1.4445	100.6	101.7
1998	18100	8.27	1844.43	304.91	841.88	1.778	97.4	99.8
1999	19532	8.27	1855.17	333.9	911.86	1.7714	97.0	99.6
2000	19545	8.27	1884.93	402.5	993.83	1.6269	96.8	101.1
2001	14010	8.27	2068.01	533.74	1084.9	1.068	992	100.4
2002	9383	8.27	2106.14	632.44	1185.04	0.6848	96.7	100.2
2003	13191	8.27	2145.1	754.13	1344.3	0.9115	99.9	102.2
2004	13932	8.27	2186.2	869.25	1591.9	0.7238	102.8	105.6
2005	19868	8.19	2220.1	1148.68	1979.1	0.8096	100.8	101.6
2006	18413	7.82	2235.5	1376.73	2259.67	0.6372	101.0	101.5
2007	12651	7.36	2251.5	1489.9	2894.11	0.3228	103.9	103.9
2008	14904	6.94	2271.2	1864.45	3561.86	0.2862	105.9	108.9
2009	13384	6.83	2298.4	2450.99	3912.65	0.2333	96.8	97.6
2010	29546	6.82	2309.3	3186.28	4593.97	0.4386	103.1	103.6

将(2)式代入(1)式构建起扩展的柯布-道格拉斯函数的内生经济增长模型为:

$$Y=B(1+\pi FER)FDI^{\theta}L^{\alpha}K^{\beta} \quad (3)$$

对式(3)两边取自然对数得:

$$\ln Y=\ln B+\ln(1+\pi FER)+\alpha \ln L+\beta \ln K+\theta \ln FDI \quad (4)$$

当x很小时, $\log(1+x) \approx x$, 则式(4)可改写为:

$$\ln Y=\ln B+\pi FER+\alpha \ln L+\beta \ln K+\theta \ln FDI \quad (5)$$

并且由 $\alpha+\beta=1$, 得 $\alpha=1-\beta$, 则式(5)还可改写为:

$$\ln \frac{Y}{L}=\ln B+\pi FER+\beta \ln \frac{K}{L}+\theta \ln FDI \quad (6)$$

因此得:

$$\ln \frac{Y}{L}=\alpha+\pi FER+\beta \ln \frac{K}{L}+\theta \ln FDI \quad (7)$$

式(7)为本文实证分析的基本计量模型。

(二)数据来源及说明

本文全部数据来源于《中国统计年鉴》、《贵州统计年鉴》和《贵州商务年鉴》，鉴于数据的可获得性和计量方便性，选取时间区间为1994-2010年相关数据进行计量分析。

选取贵州国内生产总值 GDP，通过商品零售价格指数按1994年(基期)做价格剔除处理来反映式(4)中的Y，贵州从业人员数反映L，贵州全社会固定资产投资总值，通过固定资产投资价格指数按1994年(基期)做价格剔除处理来反映K，选取贵州历年FDI额(用当年汇率调整为RMB表示)，通过固定资产投资价格指数按1994年(基期)做价格剔除处理来反映FDI，最终数据如表1所示。

(三)模型估计

笔者用 Eviews6.0 软件对式 (7) 进行多元回归计量分析，结果如下：

$$\ln \frac{Y}{L} = 0.8548 + 13.2185 PER^* + 1.8115 \ln \frac{E}{L} - 0.3880 \ln PER \quad (8)$$

标准误差：

0.3965 0.0755 0.0391 0.0351

T 统计值：

1.3508 4.1018 11.4648 -4.1513

修正 $R^2=0.9770$, $F=227.5492$, $DW=1.4885$.

由检验结果可看出修正的可决系数和 F 统计量较高，回归系数 T 统计值除常数项外在 5% 显著水平下，各因变量均通过 T 检验，均显著，说明所建立模型拟合较好。但值得注意的是 DW 值在样本量为 17、3 个解释变量、5% 显著水平下， $d_l=0.897 < DW < d_u=1.710$ ，无法判定是否存在自相关。因此为了避免存在自相关可能，接下来采用广义差分法进行修正，通过滞后一期处理，回归结果如下：

$$e=0.1197e^{(-1)} \quad (9)$$

$$\ln \frac{Y}{L} = 0.8186 + 13.2185 PER^* + 1.8115 \ln \frac{E}{L} - 0.3880 \ln PER \quad (10)$$

标准误差：

0.5265 3.4263 0.0799 0.0857

T 统计值：

1.5851 3.8979 12.6555 -3.5728

修正 $R^2=0.9809$, $F=257.7433$, $DW=11.7625$.

(10) 式中：

$$\ln \frac{Y}{L} - \ln \frac{Y}{L} = 0.1197 \ln \frac{Y}{L} \quad (11)$$

$$PER^* - PER = 0.1197 PER \quad (12)$$

$$\ln \frac{E}{L} - \ln \frac{E}{L} = 0.1197 \ln \frac{E}{L} \quad (13)$$

$$\ln PER - \ln PER = 0.1197 \ln PER \quad (14)$$

通过处理，模型拟合度进一步提高， $DW > d_u=1.170$ ，自相关存在可能得以消除。

由此得到最终模型为：

$$\ln \frac{Y}{L} = 0.8183 + 13.2171 PER + 1.8115 \ln \frac{E}{L} - 0.3880 \ln PER \quad (11)$$

实证结果分析

从(2)和(11)式中看出, $\pi = 0.1322$, 说明 FDI 占贵州社会固定资产投资比重每提高 1 个百分点, 可带动贵州全要素生产率 A 提高 0.1322 个百分点, 从而说明贵州引进的 FDI 是存在技术溢出效应的。FDI 企业对贵州本土企业通过前后向产业带动、示范和竞争、人才流动等溢出渠道迫使贵州本土企业不断进行技术创新、经营管理创新, 从而推动贵州全要素生产率的提高。

$\theta = -0.306$, 反应出 FDI 对全要素生产率促进的直接效应为负数, 也就是说, 贵州引进的 FDI 企业自身生产效率提高 1 个百分点, 反而让贵州全要素生产率降低 0.306 个百分点, 这可能正如 Abramovitz.M(1993)和 Hayami.Y(1999)研究所认为的, 对一个经济欠发达、处于早期经济发展阶段的贵州来说, 欲通过引进 FDI 获得技术进步, 获得产业升级有可能会全要素生产率水平降低。

出现上述问题的主要原因是从发达国家引进的资本设备往往是高度资本密集型而非劳动密集型, 这不符合贵州的要素禀赋实际, 造成人均资本增长过快, 工人无法尽快适应和熟悉这些资本设备, 使得资本设备难以发挥最大功效。

参考文献:

1. 包群, 赖明勇. 中国 FDI 与技术进步的实证研究[J]. 经济评论, 2002(6)
2. 高铁梅. 计量经济分析方法与建模——Eviews 应用及实例[M]. 清华大学出版社, 2006