

文章编号:1000-582X(2007)08-0145-04

FDI、R&D 及经济增长—— 以地区 pool 数据进行的实证分析

苏素,邓娟

(重庆大学经济与工商管理学院,重庆 400030)

摘要:借用罗默的数量升级模型,结合内生经济增长理论中中间产品生产函数的构成思想,研究在开放经济环境中的经济增长,即加入外商直接投资带来的新的中间品对模型进行改进。在该改进的模型基础上建立实证模型研究 FDI 对经济增长的影响,避免了以往大多研究中在计量方法上采用变量堆积试探的方法得出变量间数据的相关性而非经济因素的相关关系。利用 1998-2003 年间各地区数据对模型进行 pool-data 回归分析。回归结果表明,FDI 对各地区经济增长的影响存在个体差异,但并不存在时间上的差异。其次,FDI 与国内研发具有一定的相互激励作用。

关键词:外商直接投资;R&D;内生经济增长理论;经济增长

中图分类号:F061.2

文献标志码:A

改革开放以来,中国以其巨大的市场潜力及优惠的投资政策和良好的投资环境,吸引了大量的外商投资企业对华进行直接投资。特别是 20 世纪 90 年代末期,全球 500 强跨国公司已有 400 多家在华进行投资。截止到 2003 年,外商直接投资已累计达到 4 997.60 亿美元。而外商直接投资在各地区也存在明显的差异,1984 年,东部地区吸收的外商直接投资及其他投资占全国各地区的 96.73%,其中,广东省占 73.42%,而中、西部地区仅分别占 1.19% 和 2.08%。随着对外开放的不断推进及西部大开发政策的推行,东部地区 FDI 所占的比重有所下降,但是中西部地区仍然是吸收的 FDI 的总量规模小,且增长的速度也较缓慢。那么,FDI 是否在各地区存在较为明显的溢出效应差异,以至于 FDI 不断的聚集在沿海各发达省市,国内研发投入是否对 FDI 具有一定的激励作用?

1 问题阐述

FDI 表现出不同于内资的特殊性质:“FDI 是资本、专利、相关技术的结合体,因而其对增长的作用是多方面的,其对发达国家及发展中国家的影响是大不相同的。FDI 带来的是打包的资本、管理技术及生产技术。”De Mello(1997)以新经济增长理论为基础,认为 FDI 可以通过增加东道国的资本品新品种,促进经

济增长。一方面,通过 FDI 可以引进先进技术和设备,以及管理方法和营销手段;另一方面也可以通过培训员工等增加东道国的资本存量。Chen(1995)认为,外资企业的出现使国内企业面临巨大竞争压力,外资企业雄厚的技术和管理实力迫使国内企业增加 R&D 投入,从而提高其资本存量的边际生产力。另外外资企业的技术、管理和营销等方面的知识将会产生外溢,使东道国受益,促进经济增长。然而,Edwin Mansfield & Anthony Romeo 却发现在他们所观察的跨国企业中只有少数企业能帮助国内企业获取新的技术知识。

笔者假设 FDI 与东道国的 R&D 相互影响,并共同影响东道国的中间产品种类,从而影响技术进步。当国内中间产品较丰富时,FDI 将考虑加强加快引进其母国的中间产品以获取最大垄断利润,即 FDI 引进新的中间产品受到国内的研发水平的约束;而 FDI 一旦引入新的中间产品,将可能发生技术溢出、或加强产品市场的竞争,以致国内的研发水平提升,从而提升中间产品的产出率。

笔者在新经济增长理论的基础上,从 FDI 引进新的中间品提高全社会技术进步的角度考察 FDI 对经济增长的作用,并利用 1998-2003 年各地区的 pool 数据对模型进行回归分析。实证结果表明,FDI 对各地区

收稿日期:2007-01-10

作者简介:苏素(1965-),女,重庆大学副教授,博士,主要从事经济学、价格理论、技术经济与产业组织理论研究,

(E-mail)susu@cqu.edu.cn。

的促进作用存在着个体差异性,但并不存在时间上的差异。

2 FDI 与中国经济增长结合内生增长理论模型的建立

产品品种增加模型主要是由罗默和格罗斯曼·赫尔普曼提出的,使用了迪克西特和斯蒂格利茨的产品多样化理论,模型的主要思路是将技术进步表现为中间产品种类数目的扩大。其生产函数为:

$$Y = AL^{1-\alpha} \sum_{i=1}^N x_i^\alpha; 0 < \alpha < 1. \quad (1)$$

其中 Y 为总产出, A 为外生的技术变量, L 为劳动投入量, x_i 为第 i 的中间投入的数量, N 是目前拥有并使用的中间产品的总数。在这一模型中,以产品品种增加为表现形式的技术进步是保证经济实现内生增长的源泉。在一个对称的均衡中,对于所有的 i , 有 $x_i = \bar{x}$ 。 \bar{x} 的数值是由每个垄断竞争者的边际成本等于其边际收入的条件所决定的。把每个中间产品的边际产出作为它的需求函数,则得到边际收入。加总生产函数为:

$$Y = AL^{1-\alpha} N^{1-\alpha} K^\alpha; 0 < \alpha < 1. \quad (2)$$

生产要素的规模报酬递增是因为提高了中间产品数目 N 而产生的。因此,变量 N 表征了当前内生确定的技术状态。将式(2)转换成产出增长率方程形式

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + (1-\alpha) \frac{\dot{L}}{L} + (1-\alpha) \frac{\dot{N}}{N} + \alpha \frac{\dot{K}}{K}. \quad (3)$$

根据索洛余值法得到全要素生产率的表达式为

$$g = \frac{\dot{Y}}{Y} - (1-\alpha) \frac{\dot{L}}{L} - \alpha \frac{\dot{K}}{K} = (1-\alpha) \frac{\dot{N}}{N} + \frac{\dot{A}}{A}. \quad (4)$$

从式(4)可知,外生技术因素 A 的变动与中间产品种类的增长共同促进了技术进步。引入外商直接投资对中间产品种类的影响。假设 $N = N_d + N_f$, $\dot{N} = \dot{N}_d + \dot{N}_f$ (对时间 t 求导), N_d 表示国内研发的中间产品的种类, N_f 表示外商直接投资引进的中间产品种类。根据内生经济增长原理,技术进步将建立在原来技术水平之上。建立两部门新的中间产品的产出模型:

$$\dot{N}_d = N * F(R\&D, H_d), \quad (6)$$

$$\dot{N}_f = N * F(R\&D_f, H_f), \quad (7)$$

$$y = 0.046 + 0.076 * k + 0.055 * l + 0.002 * \text{LOG}(R) + 0.0036 * \text{LOG}(\text{FDI})$$

$$(7.30)^{***} \quad (6.30)^{***} \quad (1.50)^* \quad (1.89)^* \quad (3.99)^{***}$$

$$R^2 = 0.36 \quad D - W = 1.29$$

(注:括号中的数据为 T 统计量, *, **, *** 分别代表 10%, 5% 和 1% 显著性水平。)

从上面的回归结果可看出,劳动力增长率和 R&D 的统计量不显著,模型的解释度不高, $D - W$ 统计量表

H_d, H_f 分别为国内研发人员及 FDI 高级人才,当 FDI 引进新的中间产品时,需要高级人才吸收利用这一新技术并开发。将式(6)、(7)带入式(4),并因相关性以 FDI 近似替代 $R\&D_f$, 得最终的全要素生产率为

$$g = \frac{\dot{A}}{A} + (1-\alpha) [F(R\&D, H_d) + G(\text{FDI}, H_f)]. \quad (8)$$

本模型中技术进步由外部因素变化、外商直接投资及其雇用的高级人才的开发活动以及东道国自身的研究开发共同决定。

3 FDI 对中各地区经济增长影响的实证研究

3.1 实证模型设立及数据选取

为了消除外商直接投资及国内研发投资等因素的时间趋势影响,选取其对数形式作为本文实证模型的变量。使用 R&D 的一阶滞后值 ($R(-1)$) 表示这一变量。FDI 用即期值表示。考虑数据的可得性及连续性,外商直接投资因素变量即选用外商直接投资额的对数值。建立基本模型如下:

$$y_{it} = c + c_1 k_{it} + c_2 l_{it} + c_3 \log(\text{FDI}_{it}) + c_4 \log(R_{it}(-1)).$$

选取的数据时间跨度为 1998 - 2003 年的数据主要来源于国家统计局各期(中国统计年鉴)。

1) 最终产品总产出增长率 (y), 各地区最终产品总产出的增长率是以上一年为基期按照可比价格计算的人均国内生产总值的增长百分率。

2) 资本存量增长率 (k), 由于中国长期采取西方国家不同的国民核算体系,很难找到西方经济上的资本存量,同时中国的各类统计年鉴上也没有资本存量的数据公布。那么地区间的资本存量数据就更难得了,因此采用前辈的研究方法,用固定资本形成总额与 GDP 的比值表示。

3) 劳动力增长率 (l), 各地区各年就业率的增长率。

4) 外商直接投资 (FDI), 国内研究开发投资 (R), 采用对数数据,并且经过 GDP 缩减因子计算所得,分别代表了 FDI 及国内研发所带来的中间产品的增长速度。

3.2 实证方法及结果

3.2.1 采用最小二乘法估计的混合数据回归

对模型的回归结果为:

明回归存在正相关关系,整体而言模型似乎存在设定误差。因此,用 RESET 检验对模型进行进一步的设定

检验。结果如表 1。

表 1 检验结果

F - statistic	Log likelihood ratio
9.283***	9.358***

Reset 检验的统计量值在 1% 的显著水平下拒绝此混合模型设定正确,说明存在设定误差或者存在序

$$y = 0.152 * k + 0.034 * L + 0.017 * \text{LOG}(R(-1)) + 0.003 * \text{LOG}(\text{FDI}),$$

(5.15)*** (0.99) (7.23)*** (1.03)

$$R^2 = 0.73, D - W = 1.52。$$

从以上回归结果看回归的解释度有很大提高, D - W 统计量也有所改善,笔者未给出各地区的固定效应系数,但通过有约束 F 统计量公式 $F = \frac{(R_{UR}^2 - R_R^2)/k}{(1 - R_{UR}^2)/(n - k - d)}$ 可得 $F = 33.6$,说明确实存在固定效应, D - W 统计量虽有所改善,但并不太令人满意,

$$y = 0.147 * k + 0.001 * L + 0.016 * \text{LOG}(R(-1)) + c_i * \text{LOG}(\text{FDI}),$$

(11.33)*** (0.06) (10.61)***

$$R^2 = 0.994, D - W = 1.875。$$

表 2 各地区的 FDI 变斜率的固定效应方法回归的系数

东部	系数	P 概率	中部	系数	P 概率	西部	系数	P 概率
北京	-0.052	0.009	山西	-0.086	0.013	重庆	-0.018	0.000
天津	-0.010	0.555	内蒙古	0.006	0.858	四川	0.041	0.570
河北	0.013	0.012	吉林	0.020	0.000	贵州	0.001	0.911
辽宁	0.002	0.095	黑龙江	0.049	0.274	云南	0.021	0.000
上海	-0.002	0.621	安徽	-0.023	0.000	陕西	-0.026	0.000
江苏	0.016	0.037	江西	0.012	0.000	甘肃	0.002	0.465
浙江	0.008	0.148	河南	-0.032	0.000	宁夏	0.007	0.283
福建	-0.018	0.511	湖北	0.013	0.012	新疆	-0.028	0.000
山东	0.017	0.253	湖南	-0.032	0.000			
广东	-0.066	0.000						
广西	0.026	0.044						
海南	-0.004	0.910						

从表中可看出,各地区的经济增长对 FDI 的弹性系数有较大差异,而且存在正负效应,但仔细观察可得:对于 FDI 在统计上显著的省份中,东部地区, FDI 效应大多为正效应,而中西部地区则大多数为负效应,特别是西部。说明 FDI 在各地区间确实存在着显著的差异,并且 FDI 在东部地区的大多表现为显著的正效

应,对东部地区的经济起着促进作用,而在中西部地区其作用不够明显。

3.2.2 采用固定效应模型方法

由于直接混合回归不合适,从个体的差异进行分析,得到的结果为:

依然表明存在问题,从个体差异的角度考虑,存在异方差性。

笔者在回归中采用 FDI 变斜率的固定效应方法进行回归,分析各地区间 FDI 对经济增长的不同影响状况,结果如下:

对比 FDI 斜率变化与不变两种回归结果,表明变斜率的统计效果有较大改进, FDI 对经济的影响在个体间存在着显著差异。

其次,再对比分析一下 FDI 的时间效应。结果如下。

表 3 对变量 FDI 变斜率与不变斜率回归的比较

变量	因变量为经济增长率							
	K	L	log(R)	log(FDI)	R ²	\bar{R}^2	D - W	F
不变斜率回归	0.0689 72	-0.030 29	-0.000 75	0.0049 44	0.623	0.602	1.984	90.48
	(7.199)***	(-1.005)	(-0.793)	(6.766)***				
变斜率回归	0.0697 16	-0.033 1	-0.000 75		0.625	0.592	1.989	33.12
	(7.007)***	(-1.058)	(-0.785)					
	log(FDI) 的系数	1998 年	1999 年	2000 年				
	0.004 557	0.005 171	0.004 814	0.004 37	0.005 495	0.005 271		
	(3.469)***	(3.716)***	(3.588)***	(3.338)***	(4.182)***	(4.255)***		

说明:括号中的数据为 T 统计量,*,**,*** 分别代表 10%,5% 和 1% 显著性水平。

从表中各统计量可见,不变斜率回归与不变斜率回归在各因素回归系数的大小及统计显著性均没有多大的变化,模型的解释度及其他统计量也都没有多大的变化,时间效应是不明显的,因此,可忽略。但是我们也应该看到:在变斜率回归模型中,各年份的FDI的统计量的值都是显著的,说明总体上FDI对中国的经济都是显著正效应的,当然其变化程度并不大,这可能与中国的政策的稳定性有较大关联,虽然在前几

$$y = 0.040 + 0.042 * k + 0.023 * L + 0.006 * \text{LOG}(R(-1)) + 0.005 * \text{LOG}(\text{FDI}),$$

(5.361)*** (3.734)*** (0.796) (3.965)*** (6.414)***

$$R^2 = 0.969, D - W = 1.848, F = 348.515.$$

低研发投入区:

$$y = 0.040 + 0.085 * k + 0.094 * L + 0.002 * \text{LOG}(R(-1)) + 0.004 * \text{LOG}(\text{FDI}),$$

(7.348)*** (8.264)*** (1.825)* (2.189)** (6.957)***

$$R^2 = 0.965, D - W = 1.667, F = 620.375.$$

由此可见,FDI与当地的研发投入确实存在一定的相互激励效应,在高研发投入区中,经济增长对研发投入及FDI的弹性系数均较低研发投入区的量值要高,且两个地区的方程的显著性均较高,模型中的设定偏误也不再存在。

4 结论

总体而言,FDI对不同地区经济增长的影响存在个体差异,这与地区间的经济发展状况有很大的关系,但是整个地区而言并不存在时间上的差异。

外商直接投资与中国研发投入产出具有积极的相互激励作用,这是外商投资企业与中国企业在市场竞争中所表现出来的积极示范效应。短期内,中国经济依然需要大量引进外商直接投资,同时发展研发部门,争取通过本国的技术进步带动外商直接投资引进先进的技术产品。

当然本文的实证部分由于有关数据的不可得及时

FDI, R&D and Economic Growth — Pool Data of Provinces in China

SU Su, DENG Juan

(College of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400030, China)

Abstract: This paper uses a quantity-ladder model, combined with the theory of endogenous growth theory about how to structure the capital production function, and to study economic growth in the open environments that is to say, add the capital products brought by FDI to improve the model. Then use the improved model to build a new econometric model to study the influence of FDI on the economic growth in China, and avoid using too many variables to try to find a model which is very good in the correlation with the variable but not the relationship in the factors which is the real variables. This paper uses pool data with each province in the stage of 1998-2003 to regress the model. The result shows that, the influence of FDI on the economic growth is deference among provinces but not any deference in times. In addition, FDI and R&D stimulate on each other.

Key words: FDI; R&D; endogenous growth theory; economic growth

(编辑 张小强)

年其效应有所下降,但近年来其效应又开始在回升。但总体而言不存在时间上的差异。

3.2.3 按研发水平高低进行分析

为了进一步说明国内研发与FDI之间存在的潜在的激励作用,本文按各地区的研发投入占GDP的比值与全国平均水平相比较将29个省市划分成高研发投入区及低研发投入区进行分析,回归结果如下:

高研发投入区:

间上的不连续性造成本模型的替代变量在解释模型时受到一定的限制。

参考文献:

- [1] BALASUBRAMANYAM V N, M SALISU, D SAPSFOR. Foreign Direct Investment and Growth: New Hypotheses and Evidence[R]. Discussion Paper, EC7/96, Department of Economics, Lancaster University, 1996.
- [2] CHEN C, CHANG L, ZHANG Y. The role of foreign direct investment in China's Post-1978 economic development[J], World Developments, 1995, 23(4): 691-703.
- [3] PHILIPPE AGHION, PETER HOWITT. 内生增长理论[M]. 北京:北京大学出版社, 2004.
- [4] 古扎拉蒂. 计量经济学[M]. 北京:中国人民大学出版社, 1999.
- [5] 张天顶. FDI对中国经济增长影响的实证研究[J]世界经济研究, 2004(10): 73-78.