

外国直接投资、人力资本 与经济增长:来自中国的数据

代 谦 别朝霞

摘要: 在利用中国的数据(1979 - 2003年)检验外国直接投资对中国经济增长的效应中,我们发现,单单用外国直接投资作为中国经济增长的解释变量,回归的结果非常糟糕;当我们相继控制了每年的实际投资、人力资本变量之后,回归的结果逐步好转起来。在外国直接投资对中国经济增长的效应中,国内投资以及人力资本起着相当重要的作用。利用VECM回归我们发现,外国直接投资的增长效应集中在短期,人力资本则有明显的长期效应。进一步地,我们对外国直接投资与各项人力资本指标进行VAR回归发现新增劳动力中大学毕业生对外国直接投资的影响比较显著,比较高级的人力资本才是吸引外国直接投资的重要原因。因此人力资本政策应该成为中国增长政策的核心。

关键词: FDI 人力资本 经济增长

一、引言

外国直接投资(foreign direct investment, FDI)到底对发展中国家的经济增长产生了什么样的影响?对这一问题,人们一直争论不休。一般来说,跨国公司进行的FDI被认为能够有效地降低发展中国家引进和吸收先进技术的成本,促进先进技术在发展中国家的扩散(Findlay, 1978; Koizumi and Kopecky, 1980),所以FDI受到发展中国家和经济学家们的普遍欢迎也就不足为奇了。

经济学家们纷纷从理论上论证了FDI对经济增长的作用,同时也有很多经济学家对FDI的技术转移效应和经济增长效应进行了实证检验。遗憾的是,经济学家们并没有得出一个非常明确的结论。De Gregorio(1992)通过对12个拉美国家1950 - 1985年的面板数据进行分析后发现FDI与经济增长有显著的正相关关系。Balasubramanyam等人(1996)的计量结果表明FDI对于发展中国家经济增长的效应依赖于发展中国家的发展战略:相对于实行进口替代政策的国家而言,在实行出口鼓励的国家,FDI对于经济增长的效应要强一些;在实行出口鼓励的国家,FDI比国内投资更能够促进发展中国家经济增长。而Aitken和Harrison(1999)则利用4000家委内瑞拉企业的微观面板数据分析了FDI的技术转移和溢出

效应。FDI正向的溢出效应仅仅只是在小企业上表现得比较明显;而对于大企业,FDI并没有带来生产率的明显提高;更有趣的是,委内瑞拉本国企业的生产率随着FDI的增加而不断降低,即FDI的溢出效应是负的。作者解释了这种FDI负向的溢出效应的原因,FDI造成的竞争压力压缩了国内企业的市场份额,使国内企业无法享受到规模经济的好处。综合起来,FDI对委内瑞拉企业生产率的提高仅仅只是有非常微弱的正向效应。但是,Blomström和Sjoholm(1999)用印度尼西亚企业的微观数据却发现外资企业的劳动生产率要明显高于国内企业,而国内企业能够享受到FDI溢出效应所带来的好处。同时他们也发现外国资本在企业中参与的比例并不影响企业的劳动生产率,这一结论实际上与Aitken和Harrison(1999)的结论相一致,即FDI对东道国企业劳动生产率的提高影响非常微弱。此外,Alfaro等人(2004)的计量结果也表明FDI对经济增长的作用是模糊的,FDI并不是促进经济增长的充分条件,甚至也不是必要条件。Barrio等人(2005)考察了FDI对爱尔兰企业的影响,证实了FDI的U型效应,即在前期FDI主要通过竞争效应遏制当地企业,而后期更多地表现为通过外部性促进当地企业的发展。

魏后凯(2002)通过分析中国的数据发现,中国东西部之间国内生产总值(GDP)增长率的差异大约

有 90% 是由 FDI 引起的。有趣的是,武剑(2002)的研究结果却表明国内投资的区域差距,特别是在投资(FDI 和国内投资)效率上的显著差别是造成中国区域间分布的差距并不能有效地解释中国经济增长的地区差距。程惠芳(2002)的计量结果表明,FDI 流量的增长对高收入的发达国家经济增长的作用比对低收入的发展中国家的作用更加明显。而江锦凡(2004)的计量结果一方面证实 FDI 对中国经济增长的作用非常显著,另一方面他试图通过 Granger 因果检验考察 FDI 在中国经济增长中的作用机制;遗憾的是,由于缺乏对 FDI 促进中国经济增长具体作用机制的探讨,江锦凡(2004)单纯的 Granger 因果检验并不能揭示 FDI 与中国经济增长背后的逻辑关系。

计量结果的不一致表明 FDI 对技术进步和经济增长的作用并不是绝对的,FDI 并不一定会给发展中国家带来先进的技术,并不一定会促进发展中国家的经济增长。FDI 促进发展中国家技术进步和经济增长需要有一定的条件,但这些条件是什么,仍然需要进一步探讨。Keller(1996)指出 FDI 所导致的先进技术转移依赖于发展中国家的吸收能力。当新技术的引进伴随着发展中国家人力资本和技术吸收能力不断提高的时候,才有可能促进发展中国家经济的持续增长(邹薇、代谦,2003)。Borensztein 等人(1998)和 Xu(2000)明确指出 FDI 能否促进发展中国家的经济增长依赖于发展中国家的人力资本水平,即只有当发展中国家的人力资本达到一个最低的临界水平的时候,FDI 才会促进发展中国家的经济增长。这一结论从侧面也被程惠芳(2002)的计量结果所证实,因为收入的高低和人力资本水平的高低是一致的。沈坤荣和耿强(2001)对中国数据的分析表明 FDI 促进了中国的经济增长,而人力资本的积累在中间起着关键作用。

如果我们追溯历史,我们会发现如今的发展中国家在第二次世界大战前多为发达国家的殖民地;而殖民地时代,西方列强竞相向殖民地实行资本输出,在殖民地开矿筑路、开办工厂,FDI 也曾达到过相当的规模。遗憾的是,殖民地时代的 FDI 并没有带来殖民地国家的经济增长和技术进步,而殖民地国家的资源和财富却被掠夺殆尽。很明显,殖民时代的 FDI 没有能够促进殖民地的经济发展,而殖民时代的这些经历或许是发展中国家在早期对发达国家的 FDI 心存警惕的主要原因。在当今很多非洲和拉丁美洲国家,经济结构单一,多以原料输出为主,而这些行业多半控制在跨国公司手中,跨国公司的 FDI 也没有能够给这些国家带来先进的技术和经

济增长。从人力资本积累的角度来分析 FDI 对东道国经济增长的作用或许是一个可行的途径。

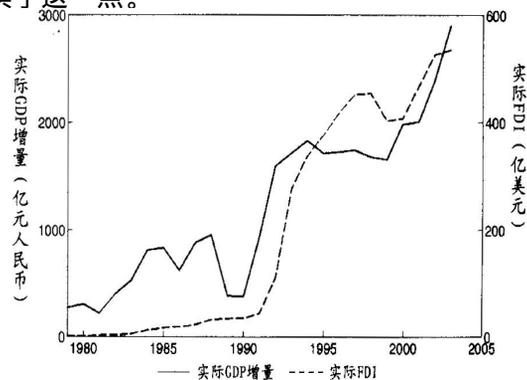
二、数据来源

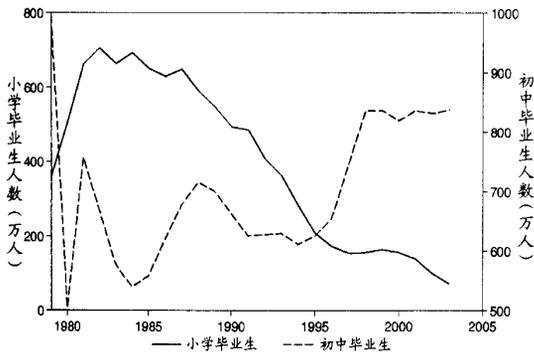
本文收集了《中国统计年鉴》中 1979 - 2003 年实际 GDP 增长、FDI 的数据和中国相关年份新增劳动力中小学、初中、高中、大学各层次劳动力的数量,希望能够反映出 FDI、人力资本积累和 GDP 增长之间的关系。

本文用 1978 年的价格计算各年的实际 GDP 增量、实际投资,FDI 数据我们使用的是《中国统计年鉴》中实际 FDI 的金额。关于中国的人力资本,虽然我们无法得到中国劳动力教育程度的构成,但是我们可以通过简单的计算获得每年新增劳动力中拥有各级教育水平的劳动力数量。根据中国教育体系的现状,本文将中国的教育体系分为四个层次:小学、初中、高中层次、大学。具体来说,对于一个普通的小学生、初中毕业生或高中毕业生来说,他们不是通过升学的方式进入到更高级的学校中进一步学习,就是以相应毕业生的身份进入劳动力市场。这样一来,每年各级学校的毕业生进入到劳动力市场中的人数为每年各级学校的毕业生人数减去上一级学校的招生人数。通过这种方式,我们能够得到中国劳动力中每年新增的各类人力资本数量。值得指出的是,对于新增劳动力中大学毕业生的人数,本文利用的是当年大学毕业生的人数。因为在中国,一方面研究生教育一直以来规模较小,研究生教育的扩张则是 2000 年之后的事情;另一方面,大学毕业之后出国深造毕竟是少数,所以我们没有考虑大学毕业生毕业之后出国深造、继续升学等途径对大学毕业生造成的分流。

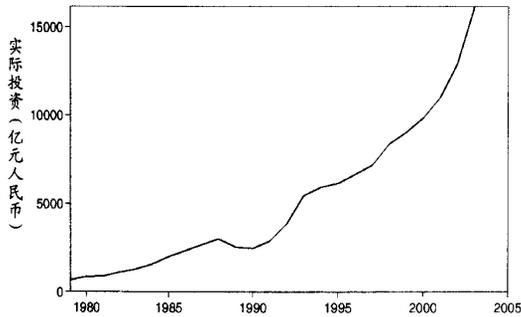
此外本文计量所使用的软件为 Stata8.2。

图 1 描述了各变量 1979 - 2003 的时间序列值。从图中我们可以发现很多变量实际上有时间趋势或单位根的趋势,实际上对各变量进行单根检验也证实了这一点。

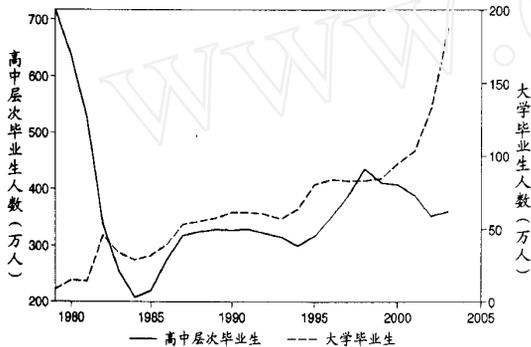




(2) 新增劳动力中小学与初中毕业生人数



(3) 实际投资



(4) 新增劳动力中高中层次与大学毕业生人数

图 1 各变量的时间序列 (1979 - 2003 年)

三、计量模型的选择与分析

要探讨 FDI 对经济增长的影响,我们首先将每年实际 GDP 的增量对实际 FDI 做回归。在回归之前我们首先要保证变量是平稳的,这就必须要进行单根检验。第一步,我们对实际 GDP 的增量进行 ADF 单根检验。ADF 单根检验表明实际 GDP 的增量存在着单根,一阶差分可以令变量平稳。第二步,我们对 FDI 进行 ADF 单根检验,FDI 也存在着单根,一阶差分也能够使变量平稳。第三步,我们将实际 GDP 增量和实际 FDI 的值都作一阶差分之后作回归,回归的结果如下:

$$d2rgdp = 82.31 + 1.22dfdi$$

$$s.e. (61.97) (1.36)$$

$$R^2 = 0.0353 \quad F = 0.80 \quad \dots \quad (1)$$

其中, $d2rgdp$ 为实际 GDP 增量的一阶差分, $dfdi$ 为实际 FDI 的一阶差分,括号中的数值为标准差。

很明显,单单用 FDI 解释中国的经济增长结果非常差,因此我们需要控制其他变量,需要寻找其他的因素来探讨 FDI 对中国经济增长的影响。

在决定中国经济增长的因素中,首先需要控制的变量是投资;其次,由于我们探讨的是人力资本在 FDI 的增长效应中所起的作用,因此我们需要控制人力资本。显然这是一个多元的时间序列问题,由于人力资本更加倾向于在长期中发挥作用,因此我们利用了 VECM (Vector Error - Correction Model, 向量误差修正模型) 模型进行相应的计量检验。

为了剔除时间序列模型中间可能存在的虚假回归问题,我们必须要先进行协整检验。实际上对于多元时间序列回归,进行协整检验也是利用向量误差修正模型的一个前提条件。

VECM 模型的结构为:

$$\nabla Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} A_i \nabla Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k B_j \text{vcem}_{j,t-1} + \text{constant} \quad (2)$$

其中, p 为滞后阶数, j 为协整阶数, $\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ 为回归变量的差分, $\text{vcem}_{j,t} = D \cdot Y_t + \text{constant}$ 为 VECM 的非均衡误差。 $Y_t = [\text{drgdp} \text{ rinvest} \text{ fdi} \text{ human}]$, 其中 drgdp 为实际 GDP 增量, rinvest 为实际投资, fdi 为实际 FDI, $\text{human} = \text{primeL}, \text{juniL}, \text{seniL}, \text{hghL}$, 分别代表每年新增劳动力中小学、初中、高中层次、大学毕业生人数。

本文的向量误差模型估计分为以下几个步骤:

1. 首先本文先估计各 VECM 的滞后阶数 p , 在这里本文利用 FPE (the final prediction error) 指标来判断 VECM 的滞后阶数。

2. 其次,本文估计各 VECM 模型的协整阶数。在这里本文进行的是 Johanson 协整检验。如果协整阶数非零,实际上证明各变量之间关系成立,回归中并不存在伪回归的问题。

3. 最后,本文利用前两步所估计出来的滞后阶数和协整阶数进行 VECM 回归。具体的回归结果详见表 1。

仔细观察表格 1,我们可以发现:

(1) 没有加入人力资本的 VECM 回归 1 和加入了各级人力资本变量的 VECM 回归 2 - 3 的 R^2 都要大于方程 (1) 的 R^2 , 反映模型的整体拟合不错;同时,加入了人力资本的回归的 R^2 都要远远大于没有加入人力资本的回归模型,这反映出我们在这里控制人力资本是合适的。

(2) FDI 对实际 GDP 增量有着明显的正向影响 (回归 1, 3 - 5), 但是这种影响仅仅只是表现在短期,对于误差修正项所表现出来的长期关系而言, FDI 对 GDP 增量的影响并不明显。

表 1

VECM 回归结果

	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5
Y_t	[drgdp rinvest fdi]	[drgdp rinvest fdi primeL]	[drgdp rinvest fdi juniL]	[drgdp rinvest fdi seniL]	[drgdp rinvest fdi hghL]
滞后阶数 p	2	4	4	4	4
协整阶数 k	1	3	2	3	3
被解释变量	∇drgdp_t	∇drgdp_t	∇drgdp_t	∇drgdp_t	∇drgdp_t
$\text{vecm}_{1,t-1}$	- 1.013727 ** (0.2870023)	- 2.040878 (1.486729)	- 2.027902 ** (0.990251)	- 1.915233 ** (0.8152816)	- 1.794543 ** (0.4388004)
$\text{vecm}_{2,t-1}$		0.3142419 ** (0.143037)	0.2078186 * (0.1255914)	0.4492277 ** (0.0895161)	0.9318946 ** (0.193322)
$\text{vecm}_{3,t-1}$		2.116046 (3.386888)		- 2.31407 (2.004834)	- 3.508082 ** (1.647387)
$\nabla \text{drgdp}_{t-1}$	0.8511738 ** (0.2750144)	1.608238 * (0.9811751)	1.084472 (0.9091725)	1.38098 ** (0.5572282)	1.418588 ** (0.3741241)
$\nabla \text{drgdp}_{t-2}$		0.1631064 (0.7247174)	- 0.5204746 (0.6016301)	- 0.0730911 (0.3932117)	- 0.2261155 (0.347645)
$\nabla \text{drgdp}_{t-3}$		0.42865 (0.4659634)	- 0.0544113 (0.5503417)	0.3135332 (0.3230445)	0.470079 (0.3506084)
$\nabla \text{rinvest}_{t-1}$	- 0.1509648 (0.1387809)	- 0.302574 (0.3145005)	- 0.0628815 (0.3579222)	- 0.5311079 ** (0.1939398)	- 0.9206484 ** (0.2305666)
$\nabla \text{rinvest}_{t-2}$		0.2846405 (0.4315796)	0.8806093 ** (0.409433)	0.5400571 ** (0.2585928)	- 0.227427 (0.2394439)
$\nabla \text{rinvest}_{t-3}$		- 0.525669 (0.333337)	- 0.4975552 ** (0.2439707)	- 0.6751572 ** (0.2316471)	- 1.220234 ** (0.2649714)
∇fdi_{t-1}	3.096754 ** (1.838586)	4.740588 (3.464504)	7.707683 ** (3.121673)	9.660418 ** (2.375328)	11.6078 ** (2.842529)
∇fdi_{t-2}		- 3.399501 (3.845118)	- 5.354436 * (2.92681)	- 2.958959 (2.286729)	- 1.120767 (2.164087)
∇fdi_{t-3}		6.726816 * (3.738458)	8.494576 ** (3.442071)	10.44149 ** (2.394147)	13.63963 ** (3.161269)
$\nabla \text{primeL}_{t-1}$		- 1.105727 (2.798406)			
$\nabla \text{primeL}_{t-2}$		- 2.182442 (1.696557)			
$\nabla \text{primeL}_{t-3}$		0.0673204 (2.445379)			
$\nabla \text{juniL}_{t-1}$			0.216164 (2.136501)		
$\nabla \text{juniL}_{t-2}$			- 3.861395 ** (1.501003)		
$\nabla \text{juniL}_{t-3}$			- 1.335926 * (0.7162126)		
$\nabla \text{seniL}_{t-1}$				3.552294 ** (1.540372)	
$\nabla \text{seniL}_{t-2}$				- 0.9478365 (1.675637)	
$\nabla \text{seniL}_{t-3}$				- 4.842712 ** (2.049487)	
∇hghL_{t-1}					12.8411 ** (5.217427)
∇hghL_{t-2}					6.250887 (4.747071)
∇hghL_{t-3}					- 1.316412 (4.945764)
cons	- 3.678559 (68.11683)	none	none	0.9153868 (76.0816)	1.006468 (143.6697)
R^2	0.5439	0.8291	0.8635	0.9321	0.9347
误差修正项: $\text{vecm}_{1,t}$					
drgdp	1	1	1	1	1
rinvest	- 0.1318356 ** (0.0430657)	1.11e - 16	- 1.39e - 17	dropped	8.33e - 17
fdi	- 1.026135 (0.6658651)	dropped	- 1.143892 ** (0.1507871)	4.44e - 16	dropped
primeL		- 1.68843 ** (0.4098063)			
juniL			- 0.8168083 ** (0.0309527)		

续表 1

VECM 回归结果

	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5
seniL				- 7.170409 ** (1.859473)	
hghL					33.29804 ** (8.908196)
cons	- 402.9617	none	none	1652.656	- 1595.834
误差修正项 : vecm _{2,t}					
drngdp		7.11e - 15	dropped	- 1.78e - 15	dropped
rinvest		1	1	1	1
fdi		dropped	- 4.299222 ** (1.096367)	5.33e - 15	dropped
primeL		- 5.029102 ** (1.934089)			
juniL			- 1.845883 ** (0.2250561)		
seniL				- 41.14699 ** (12.52021)	
hghL					72.2787 ** (35.40354)
cons		none	none	11123.42	- 2724.534
误差修正项 : vecm _{3,t}					
drngdp		2.22e - 16		- 5.55e - 17	dropped
rinvest		dropped		dropped	- 4.16e - 17
fdi		1		1	1
primeL		- 0.339375 ** (0.1516555)			
seniL				- 3.977919 ** (0.6746067)	
hghL					14.06305 ** (4.041896)
cons		none		1218.834	- 333.8861

注 : 1. 简单起见 , 这里仅仅只是给出了实际 GDP 增量为被解释变量 , 其他变量为解释变量的 VECM 结果。

2. 回归系数下面括号中给出的是标准差。

3. **代表 5 % 的置信水平 , *代表 10 % 的置信水平 (以下同)。

(3) 各种人力资本对实际 GDP 增量的短期影响比较模糊,有的无法通过显著性检验,有的是不同滞后项前面正负号互相交替出现;但是对于表现长期关系的误差修正项而言,人力资本特别是小学、初中、高中毕业的劳动力对实际 GDP 增量有着非常强的正向影响。这一结果一方面说明人力资本的积累对经济增长的影响体现在长期,另一方面说明中国改革开放以来的经济增长仍然主要依赖于小学、初中、高中文化程度的劳动力,大学文化程度的劳动力对中国经济增长的作用比较小。

(4) 在分析中国经济增长的过程中,我们需要区分短期和长期效应:FDI 对经济增长的效应集中在短期,而人力资本对经济增长的效应则体现在长期。FDI 和人力资本短期长期效应的不同能够很好地解释各级政府官员的短期行为:重视任内的招商引资,而忽视长远的人力资本投资。

四、外国直接投资与人力资本

实际上 FDI 本身和人力资本积累水平密切相关(代谦、别朝霞,2006),因此我们想进一步考察 FDI 和

人力资本水平之间的关系。在这里我们利用的是 VAR (Vector - autoregression) 模型。模型的基本形式为:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p Y_{t-i} + \text{constant}$$

其中 $Y_t = [\ln(\text{fdi}) \ln(\text{primeL}) \ln(\text{juniL}) \ln(\text{seniL}) \ln(\text{hghL})]$, $i = 1, \dots, p$ 为滞后阶数。我们首先需要检验确定 VAR 模型的滞后阶数,然后进行 VAR 回归。具体的回归结果请参见表 2。从表 2 中我们可以看出模型的 R^2 都比较大,各类信息准则的值都不大, DW 统计量反映也不存在一阶自相关问题,这些信息都反映出我们计量模型的选择比较合适。

这里我们关注的是当 $\ln(\text{fdi})$ 为被解释变量,各类人力资本数值为解释变量时的回归结果,即:

$$\begin{aligned} \ln(\text{fdi})_t = & 1.22^{**} \ln(\text{fdi})_{t-1} - 0.44^{**} \ln(\text{fdi})_{t-2} \\ & \text{s. e.} \quad (0.13) \quad (0.21) \\ & - 0.16 \ln(\text{fdi})_{t-3} + 0.75 \ln(\text{primeL})_{t-1} + 0.58 \ln(\text{primeL})_{t-2} \\ & (0.17) \quad (0.69) \quad (0.57) \\ & - 1.94^{**} \ln(\text{primeL})_{t-3} - 5.50^{**} \ln(\text{juniL})_{t-1} + 0.00 \ln(\text{juniL})_{t-2} \\ & (0.39) \quad (1.14) \quad (1.31) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& +0.69\ln(\text{juniL})_{t-3} + 2.08^{**}\ln(\text{seniL})_{t-1} - 0.34\ln(\text{seniL})_{t-2} \\
& \quad (0.30) \quad (0.73) \quad (0.54) \\
& - 0.53\ln(\text{seniL})_{t-3} + 1.23^{**}\ln(\text{hghL})_{t-1} + 0.40^{**}\ln(\text{hghL})_{t-2} \\
& \quad (0.55) \quad (0.44) \quad (0.19) \\
& - 0.5\ln(\text{hghL})_{t-3} + 23.43^{**} \\
& \quad (0.10) \quad (4.34)
\end{aligned}$$

$$R^2 = 0.9978$$

从回归结果我们可以看出:总体上来看,每年新增劳动力中高中毕业生和大学毕业生对 FDI 有着比较显著和强烈的正向效应。这意味着,在中国,廉价的高素质技能劳动力的存在可能是吸引 FDI 的重要原因。这样一来在短期,人力资本要素通过吸引 FDI 也会对经济增长产生正向而显著的影响。

表 2

VAR 回归结果

因变量	$\ln(\text{fdi})_t$	$\ln(\text{primeL})_t$	$\ln(\text{juniL})_t$	$\ln(\text{seniL})_t$	$\ln(\text{hghL})_t$
	AIC = - 16.87162 HQIC = - 15.93701 SBIC = - 12.90419 DW 统计量 = 2.832823				
R 平方	0.9978	0.9986	0.9892	0.9876	0.9957
$\ln(\text{fdi})_{t-1}$	1.223027 ^{**} (0.1330523)	- 0.0574904 (0.0472162)	- 0.0554719 ^{**} (0.0254019)	- 0.1572374 ^{**} (0.0356662)	- 0.0264172 (0.0515421)
$\ln(\text{fdi})_{t-2}$	- 0.443154 ^{**} (0.2133475)	- 0.2935205 ^{**} (0.0757104)	0.0336775 (0.0407316)	0.104554 [*] (0.0571903)	0.3339036 ^{**} (0.0826471)
$\ln(\text{fdi})_{t-3}$	- 0.1558447 (0.1673643)	0.264366 ^{**} (0.0593924)	- 0.0066219 (0.0319526)	0.0223075 (0.044864)	- 0.404124 ^{**} (0.064834)
$\ln(\text{primeL})_{t-1}$	0.7505371 (0.6922594)	- 0.1367312 (0.2456615)	0.1624329 (0.1321638)	- 0.4172109 ^{**} (0.1855683)	- 0.8984479 ^{**} (0.2681692)
$\ln(\text{primeL})_{t-2}$	0.5802495 (0.5673269)	0.9235614 ^{**} (0.2013268)	- 0.0521971 (0.1083121)	0.5835129 ^{**} (0.1520787)	0.0414276 (0.2197725)
$\ln(\text{primeL})_{t-3}$	- 1.936807 ^{**} (0.3920808)	- 0.130332 (0.1391374)	- 0.2434635 ^{**} (0.0748548)	- 0.305448 ^{**} (0.1051019)	0.30539 ^{**} (0.1518853)
$\ln(\text{juniL})_{t-1}$	- 5.503711 ^{**} (1.141165)	- 0.8588147 ^{**} (0.4049641)	0.9012137 ^{**} (0.2178673)	- 0.1971745 (0.3059027)	- 0.1525911 (0.4420672)
$\ln(\text{juniL})_{t-2}$	0.0012241 (1.312848)	1.749923 ^{**} (0.4658893)	- 0.6331673 ^{**} (0.2506445)	- 0.1621141 (0.3519244)	0.3842907 (0.5085744)
$\ln(\text{juniL})_{t-3}$	0.6911436 ^{**} (0.3027088)	- 1.11412 ^{**} (0.107422)	- 0.0498372 (0.0577921)	- 0.2381293 ^{**} (0.0811447)	1.977314 ^{**} (0.1172641)
$\ln(\text{seniL})_{t-1}$	2.077052 ^{**} (0.727241)	1.224261 ^{**} (0.2580754)	- 0.1321829 (0.1388424)	0.8707804 ^{**} (0.1949455)	0.4015576 (0.2817205)
$\ln(\text{seniL})_{t-2}$	- 0.3374322 (0.5440595)	- 0.5582541 ^{**} (0.1930699)	- 0.0625416 (0.10387)	- 0.0176359 (0.1458416)	0.4846209 ^{**} (0.2107592)
$\ln(\text{seniL})_{t-3}$	- 0.5288165 (0.554751)	0.0012949 (0.196864)	- 0.0567403 (0.1059112)	- 0.2431919 (0.1487076)	- 1.340404 ^{**} (0.2149009)
$\ln(\text{hghL})_{t-1}$	1.23098 ^{**} (0.4440926)	- 1.151163 ^{**} (0.1575948)	0.1680746 ^{**} (0.0847847)	- 0.1436453 (0.1190443)	0.7166436 ^{**} (0.1720337)
$\ln(\text{hghL})_{t-2}$	0.3988796 ^{**} (0.1871271)	0.2131749 ^{**} (0.0664056)	0.0755486 ^{**} (0.0357257)	0.0477379 (0.0501616)	- 0.5498346 ^{**} (0.0724898)
$\ln(\text{hghL})_{t-3}$	- 0.0486364 (0.1035961)	0.1430083 ^{**} (0.0367631)	- 0.0051487 (0.0197782)	0.1532239 ^{**} (0.0277702)	- 0.0654794 (0.0401313)
constant	23.42534 ^{**} (4.338985)	3.182425 ^{**} (1.539772)	6.532208 ^{**} (0.8283844)	6.929165 ^{**} (1.163116)	- 4.510744 ^{**} (1.680847)

五、结论

本文的回归结果表明,在 FDI 的增长效应中,人力资本起着重要的作用。单用 FDI 并不能解释中国的经济增长,FDI 并不一定会促进发展中国家的经济增长,这在中国也不例外。但是当我们控制了实际投资,考虑了人力资本因素之后,FDI 对中国经济增长的效应变得清晰起来。本文利用 VECM 模型区分了 FDI 和人力资本对中国经济增长的长期与短期效应,我们发现:FDI 对经济增长的效应主要集中在短期,而人力资本的效应主要集中在长期,在短期人力资本对经济增长的效应是模糊不清的。FDI 和人力资本长期短期效应的不同是各级政府官员注重招商引资,忽视人力资本投资的一个重要原因。

进一步地,本文研究了 FDI 和人力资本的关系,本文的回归结果表明中国廉价技能劳动力的存在是吸引 FDI 的一个重要的原因。因此从两方面看,人力资本在中国的经济增长过程中起着核心作用:在长期,人力资本直接推动着中国的经济增长;在短期,人力资本通过吸引更多的 FDI 起着促进经济增长的目的。因此中国的经济增长政策应该转到促进人力资本投资的政策轨道上来。

注释:

如 Rodriguez - Clare (1996) 以及 Markusen 和 Venables (1999) 等人从联系效应的角度对 FDI 的增长作用作出过详细的分析,Blomstrom 和 Wang(1992) 考察了 FDI 中的技术转移博弈问题,Glass 和 Saggi (1998) 则认为:FDI 所带来的先进技术的转移取决于南北方之间技术水平的差距。

印度在这个方面是一个典型,印度从17世纪起就逐步沦为英国的殖民地,到19世纪上半叶,印度全境完全被英国殖民者所征服。英国对印度的大规模资本输出逐步将印度改造为英国最重要的原料产地,小麦、棉花、黄麻等原料分别从旁遮普、孟买和孟加拉源源不断地流出,而三百多年的殖民统治却没有能够改变印度贫穷落后的面貌。促使人们对FDI作用的想法发生转变的原因在于20世纪60-80年代,大多数发展中国家推行的进口替代的封闭发展战略并没有使这些国家摆脱贫穷落后的状况,反倒是那些早早敞开大门欢迎外国资本、根据自己的比较优势参与国际分工的少数几个东亚国家迅速实现了工业化,成为了新兴工业化国家(NICs)。

在本文中,高中层次包括高中、中等专业学校、职业高中等学校。

对各序列进行的ADF单根检验表明,实际GDP增量、实际FDI、实际投资、新增劳动力中大学毕业生等变量都不是平稳的。

通过尝试,我们在检验实际GDP增量一阶差分单根问题的时候包含了时间趋势和一阶滞后,检验FDI一阶差分单根的时候,包含了一阶滞后项。这里所说的变量平稳是指在5%的置信水平上,变量不存在单根问题,也不存在一阶自相关。

误差修正模型的好处在于它能够区分变量的短期效应和长期效应。

由于这里涉及到了多元的时间序列模型,所以在这里实际上是检验变量之间的协整阶数;并且对于多元时间序列模型,我们并不需要严格要求各序列是平稳的,只需要各变量之间存在协整关系,那么我们也可以利用误差修正模型。

参考文献:

1. Aitken, Brian & Harrison, Ann E., 1999. "Do Domestic Firm Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela." *American Economic Review*, Vol. 89, pp. 605 - 618.
2. Alfaro, Laura; Chanda, Areendam; Sebnem, Kalemli - Ozcan & Sayek, Selin, 2004. "FDI and Economic Growth: the Role of Local Financial Market." *Journal of International Economics*, Vol. 64, pp. 89 - 112.
3. Balasubramanyam, Venkataraman N.; Salisu, Mohammed A. & Sapsford, David, 1996. "Foreign Direct Investment and Growth in EP and IS Countries." *Economic Journal*, Vol. 106, pp. 92 - 105.
4. Barrio, Salvador; Gorg, Holger & Strobl, Eric, 2005. "Foreign Direct Investment, Competition and Industrial Development in the Host Country." *European Economic Review*, Vol. 49, pp. 1761 - 1784.
5. Blomstrom, Magnus & Wang, Jian - Ye, 1992. "Foreign Investment and Technology Transfer: A Simple Model." *European Economic Review*, Vol. 36, pp. 137 - 155.
6. Blomstrom, Magnus & Sjöholm, Fredrik, 1999. "Technology Transfer and Spillovers: Does Local Participation with Multinationals Matter?" *European Economic Review*, Vol. 43, pp. 915 - 923.
7. Borenstein, E.; De Gregorio, J. & Lee, J - W, 1998.

"How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth," *Journal of International Economics*, Vol. 45, pp. 115 - 135.

8. 程惠芳:《国际直接投资与开放型内生经济增长》,载《经济研究》,2002(10)。
9. 代谦、别朝霞:《FDI、人力资本积累与经济增长》,载《经济研究》,2006(3)。
10. De Gregorio, J., 1992. "Economic Growth in Latin America." *Journal of Development Economics*, Vol. 39, pp. 59 - 83.
11. Findlay, Ronald, 1978. "Relative Backwardness, Direct Foreign Investment and the Transfer of Technology: A Simple Dynamic Model." *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 92, pp. 1 - 16.
12. Glass, Amy Jocelyn & Saggi, Kamal, 1998. "International Technology Transfer and the Technology Gap." *Journal of Development Economics*, Vol. 55, pp. 369 - 398.
13. Hirschman, Albert O., 1958. *Market Structure and Foreign Trade*. New Haven, CT: Yale University Press.
14. 江锦凡:《外国直接投资在中国经济增长中的作用机制》,载《世界经济》,2004(1)。
15. Keller, Wolfgang, 1996. "Absorptive Capacity: On the Creation and Acquisition of Technology in Development." *Journal of Development Economics*, Vol. 49, pp. 199 - 227.
16. Koizumi, T. & Kopecky, K. J., 1980. "Foreign Direct Investment, Technology Transfer and Domestic Employment Effects." *Journal of International Economics*, Vol. 10, pp. 1 - 20.
17. Markusen, James R. & Venables, Anthony J., 1999. "Foreign Direct Investment as a Catalyst for Industrial Development." *European Economic Review*, Vol. 43, pp. 335 - 356.
18. Rogriguez - Clare, A., 1996. "Multinational, Linkages, and Economic Development." *American Economic Review*, Vol. 86, pp. 852 - 873.
19. Romer, P., 1990. "Endogenous Technological Change." *Journal of Political Economy*, Vol. 98, pp. 171 - 102.
20. 沈坤荣、耿强:《外国直接投资、技术外溢与内生经济增长:中国数据的计量检验和实证分析》,载《中国社会科学》,2001(5)。
21. 魏后凯:《外商直接投资对中国区域经济增长的影响》,载《经济研究》,2002(4)。
22. 武剑:《外商直接投资的区域分布及其经济增长效应》,载《经济研究》,2002(4)。
23. Xu, Bin, 2000. "Multinational Enterprises, Technology Diffusion and Host Country Productivity Growth." *Journal of Development Economics*, Vol. 62, pp. 477 - 493.
24. 邹薇、代谦:《技术模仿、人力资本积累与经济赶超》,载《中国社会科学》,2003(5)。

(作者单位:武汉大学经济发展研究中心 武汉 430072
武汉理工大学经济学院 武汉 430070)
(责任编辑:Q)