

FDI溢出效应与区域经济增长关系研究

薛德余 孙亮

摘要: 本文采用 1993 年到 2005 年中部六省的时间序列数据对 FDI 与区域经济增长关系进行检验, 研究结果表明 FDI 在中部地区存在负的溢出效应, 而且与区域经济增长为较小的正相关。这主要是由于中部地区内资具有数量优势, 而外资较少, FDI 技术溢出使内资企业产生某种依赖性; 另一方面, 由于中部地区人力资本存量过低, FDI 技术溢出效应无法吸收, FDI 只能通过增加资金积累促进本地资本形成来推动区域经济发展。

关键词: FDI 区域; 技术溢出效应

中图分类号: F061.5 **文献标识码:** A

文章编号: 1001-490X(2008)12-021-03

作者: 薛德余, 南京信息工程大学国际金融研究院博士, 副教授; 江苏, 南京, 210044/孙亮, 汕头大学商学院; 广东, 汕头, 515063

一 引言

FDI 对区域经济增长具有积极作用, 但是以往的学者在不同地区不同行业所得的结论不同, 如行业层面的技术外溢效应要优于企业层面的, 发达国家的外溢效应要优于发展中国家和经济转型国家, 这种基于行业和国家层面的研究忽视了经济非均衡地区或行业的异质性, 低估了某一特定区域的溢出效应。而且, 从内生经济增长理论的角度看, 技术进步也是促进经济发展的内生因素, 是推动一国经济发展的根本动力。因此, 探究溢出效应和区域经济发展的内在关系更具意义。我国中部地区起着“承东启西、贯通南北”的作用, 中部的崛起对中国经济影响深远, 但是由于政策因素、区位优势等原因, 中部地区 FDI 的区域差异十分明显。那么, 中部地区 FDI 溢出效应和区域经济增长究竟存在怎样的定量关系? 它们是否存在长期的均衡与因果? 为此, 本文借鉴 Borensztein 模型与柯布-道格拉斯生产函数模型, 采用中部六省的年度序列统计数据, 来检验 FDI 的溢出效应和区域经济增长之间的相互关系。

二 模型及数据处理

(一) 研究模型的设定

Borensztein, Gregorio & Lee 首次运用人力资本作为吸收能力的代理指标, 将东道国的吸收能力量化: FDI 的流入并不直接产生技术溢出效应, 而是受到东道国人力资本存量临界值的影响, FDI 正是与东道国的人力资本存量结合起来对经济增长起着显著的推动作用, 而且这一作用要远远大于单纯的资

本积累作用。同时, FDI 的技术外溢作用存在“临界水平”, 即只有当东道国人力资本存量足够充裕时, 东道国经济才能吸收 FDI 的技术外溢。Borensztein 的研究揭示了一个核心思想: 单纯 FDI 流入并不直接导致技术外溢效应, FDI 是否能促进东道国经济的技术进步, 从而最终推动经济增长还取决于东道国的吸收能力如何。为此, Borensztein 考察的重点是资本品, 尤其是人力资本对经济增长的作用, 有如下的消费品生产函数:

$$Y_t = AH_t^\alpha K^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中 H 代表人力资本, K 代表物质资本, 从上式可以看出资本积累实质上是资本品种类的扩张。其次, Borensztein 假定国内企业吸收 FDI 的技术外溢效应必须支付吸收成本 E_t 。F 取决于下面两个因素: 东道国外资企业数 n^*/N ; 东道国企业总数 N 与投资国内生产资本品的企业数 N^* 之比 N/N^* 。这两个比值近似代表了初始的技术缺口, 而这技术缺口又决定了吸收成本 E_t 。即:

$$F = F(n^*/N, N/N^*) \quad (2)$$

如果 n^*/N 较小, 说明到该国投资的外资企业少, 国内由于缺乏向技术先进的外资企业的学习机会而导致初始的技术缺口很大。因此, 国内企业也越有可能利用外资的技术外溢效应。假定国内市场对于内、外资企业都是自由进入的, 引入拉姆齐模型的跨时消费效用决策方程式:

$$U_t = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} \cdot e^{-\rho(t-s)} ds \quad (3)$$

由跨时消费效用最大化 Borensztein 构建了如下的增长方程式:

$$g = \frac{1}{\sigma} [A^\frac{1}{\sigma} \phi F(n^*/N, N/N^*)^{-1} H - \rho] \quad (4)$$

其中, g 是实际增长率, 初始的技术缺口由 $n^*/N, N/N^*$ 这两个比值来度量。此外, A、H 分别代表东道国的技术产出率及人力资本存量, ρ 是跨时消费决策有关的两个指数。

以 Borensztein 的理论模型为基础, 我们发现, 如果用 FDI 来表示上式的 n^*/N , FDI 对经济增长的作用实质上体现在两方面: 首先 FDI 度量了新的资本品被引入的数量, 即资本积累效应; 其次, 从上式我们不难看出, FDI 对经济增长的作用是与东道国人力资本存量紧密联系在一起。东道国人力资本存量越丰富 (H 值越大), FDI 对经济增长的推动作用就越显著, 即 FDI 的技术外溢效应就越明显。又考虑到国内国外资本的异质性, 因此我们把二者分开, 同时选取了 FDI 和人力资本的交互因子来度量 FDI 的溢出效应, 建立如下模型:

$$\text{LNGDP} = C_0 + C_1 \text{LNFDI} + C_2 \text{LNDK} + C_3 \text{LN}(HG^* \text{FDI}) \quad (5)$$

下面用 SP 替代 $HG^* \text{FDI}$ 用于衡量 FDI 的溢出效应, 其

中 HG 代表中部地区历年教育经费支出与 GDP 之比。

(二) 数据选取和处理

1992 年是我国利用外资的一个分水岭, 邓小平南巡讲话后, 我国引进外资的规模进一步扩大, 内陆边境城市也相继开放。因此, 本文选取 1993 年到 2005 年间 13 年的数据。有关数据来自历年的中国统计年鉴, 考虑到物价指数的影响, 又以 1978 年的数据作为基期对以后年份的统计值进行处理, 其中 FDI 还根据当年的平均汇率进行了换算。同时, 由于历年的 FDI 统计口径有所差异, 为保持指标的一致性, 笔者对数据作了相应处理, 将其它投资归入外商直接投资, 尽管中部地区的其它投资数量很少。另外, 根据张卫东、熊广勤的研究, 在引入地区虚拟变量后, 哑变量统计结果并不显著。因此, 可以认为, 中部地区六省经济特征存在同质性, 可以作为一个整体来处理。本文所有的数据均来自 1994-2006 年中国统计年鉴。为了作以比较, 具体分析某一特定变量的作用, 同时为验证统计结果的显著性, 笔者在基本模型的基础上, 相应增减了变量。

LN GDP 对中部六省历年 GDP 总值取对数, 以消除其可能存在的非线性关系, 并利用 1978 年为基期计算的当年物价指数来消除价格变动的影响。

LN FDI 代表中部六省历年引入外资数额, 由于不同年份 FDI 统计口径不一致, 部分年鉴把外商直接投资和其它投资归为一起, 个别年份又将二者分开。考虑到中部地区其它投资数目甚小, 又为保持口径的统一, 笔者用外商直接投资和其它投资之和来代理 FDI 并根据历年美元对人民币的平均汇率进行换算。

LN DK: 代理国内投资数额, 计算办法为国内固定资产投资减去外商直接投资。

LN H 鉴于人力资本指标尚无统一的计算体系, 又考虑到数据的可得性, 笔者利用各省的教育经费支出来表示, 由于 1996 年以后科教文卫支出是分开统计的, 为保持指标一致, 同样进行了统一处理。FDI 的溢出效应往往存在人力资本门槛, 因此, 假设该指标也和因变量正相关。

LN SP 将人力资本水平和 FDI 相乘代表 FDI 的溢出效应, 其系数为正则说明存在溢出效应, 否则不存在。计算办法为教育经费支出与 GDP 之比, 再乘以 FDI。很明显, 溢出效应能促进经济的集约化发展, 对 GDP 增长有正面作用。

三 实证检验及结果分析

FDI 与区域经济增长相关性的检验结果分析, 根据方程 (5) 和统计数据可以获得如下回归结果:

表 1 方程回归结果

自变量	回归 (1)	回归 (2)	回归 (3)	回归 (4)
LN FDI		0.118910 (1.966521)	-0.364722 (-3.15475)	0.118910 (3.700625)
LN DK	0.313887 (3.064496)	0.384161 (3.335116)	1.957332 (10.66842)	0.984882 (16.57623)
LN SP				-0.552526 (-8.631664)
LN H			-0.855140 (-3.222327)	
AR (1)	0.973557 (22.85783)	1.116784 (6.575949)		
AR (2)		-0.283632 (-1.871701)		

C	8.067097 (2.026407)	5.247090 (3.335116)		
F	1013.551	482.3463	33.29436	153.7610
Adjusted- R ²	0.994598	0.994833	0.843319	0.962207

由表 1 的统计结果可以得出以下结论:

(1) 国内投资对经济发展作用显著, 回归 (1) 可以看出, 国内投资每增加 1%, GDP 就增加 0.314%。由于 DW 值 0.608 说明可能存在序列正相关, 这种情况下, 最小二乘估计得到的参数估计量将不再有效, 为消除可能存在的自相关现象, 引入变量 AR (1)。结果显示出较好的拟合优度和显著性。但是该模型未解释变量也很显著, 为进一步分析 FDI 和国内资本的作用, 下面进行了细化, 回归 (2) 可以看出, FDI 和国内投资同时为正, 国内投资 DK 的 T 统计量很显著, 但是 FDI 则不是很显著。这可能是由于内资具有数量优势, 而外资较少, 这限制了外资作用的发挥。同时由于 DW 很小, 笔者对可能存在的序列相关问题进行了修正。结果说明外商资本并未对国内资本产生挤出效应, 推动经济增长的主要动力仍然来自于国内投资。(2) 当引入人力资本指标时, 发现 LN H 的系数为负。这说明中部地区经济增长模式仍然是粗放型的, 而不是靠人力资本水平的提高来带动经济的。这一点对将来的政策制定很有启示意义。(3) 为对 FDI 的效应作进一步的分析, 我们继续对 FDI 进行细分。由回归 (4) 可以看出, 当引入测度溢出效应的变量 LN SP 时, 我们发现 LN FDI 的系数仍然为正, 而 LN SP 的系数也为负, 这说明 FDI 的资本积累效应仍然显著存在, 正是 FDI 的这种资本积累效应促进了 GDP 的增长, 即 FDI 每增加 1%, GDP 就增加 0.112%, 溢出效应的系数为负则意味着当 FDI 与人力资本结合时, 并没有促进经济的发展。即 FDI 主要是通过增加资金积累促进国内资本形成带动经济发展的, 而与之相联的溢出效应在中部地区尚不存在。这与董天伟 (2003) 的研究结论相同, FDI 对中部地区区域经济的影响和东部地区相比较而言, 更重要的是直接的资本聚集在起主导作用, 而缺乏对经济效率的影响。这可能与中部地区的人力资本存量和资本水平过低有关, 可见 FDI 的溢出效应的发生是有条件的, 而不是自动发生的。调整的拟合优度为 0.996 说明该模型的解释力度很强。

为了保证回归 (4) 的可靠性和准确性, 下面对其残差进行单位根检验。如果残差序列是平稳的, 则回归方程的设定是合理的, 说明回归方程的因变量和解释变量之间存在稳定的均衡关系; 反之, 说明回归方程的因变量和解释变量之间不存在稳定均衡的关系, 即便参数估计的结果很显著, 这样的回归也是没有意义的, 模型本身的设定出了问题。这样的回归是一个伪回归。图 1 显示了回归 (4) 的残差序列图, 可以看出, 残差的实际值和拟和值大致很接近:

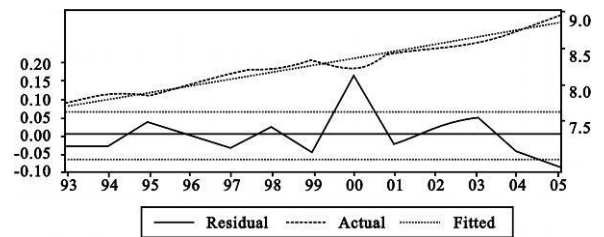


图 1 回归 (4) 的残差序列图

表 2 单位根检验结果分析

ADF 检验统计结果	- 2.367548	1% Critical Value	- 2.8270
		5% Critical Value	- 1.9755
		10% Critical Value	- 1.6321

由表 2 可以看出,残差序列在 1% 的显著性水平下、5% 的显著性水平下拒绝原假设,接受不存在单位根的结论,因此可以确定残差序列是平稳序列。该方程不存在伪回归现象。一般认为,回归分析能够度量变量间的相关程度,但不足以判别因果关系。因此,该检验分析仅仅说明 FDI 通过技术外溢与区域经济增长呈正相关关系,但并不能确定两者之间的因果关系。也就是说,这一正相关性可以解释为 FDI 的增加引起东道国的区域经济增长;也可能是东道国区域经济增长吸引了更多 FDI 的进入,因而使 FDI 与东道国经济总量呈现同向增长关系;还有可能是上述两方面效应并存,是 FDI 与东道国区域经济增长相互作用的结果。

四 结论与建议

从以上实证分析中可以看出,人力资本、内资企业生产函数、区域经济增长速度都可以制约中部地区 FDI 溢出效应。从上述分析的路径我们可以得到如下结论与建议:

- (1)中部地区具有丰富的自然资源和低廉的劳动力成本,但是自然资源和劳动力的成本优势是“低阶”优势,它是不稳定的和易变的。人力资本是外国直接投资所带来的新技术发挥作用的基本条件,一个区域拥有的人力资本越多,对先进技术吸收能力越强,对区域经济增长的推动作用越大。FDI 主要是通过技术进步促进东道国区域经济增长,劳动力的教育水平越高,区域经济增长从 FDI 中所获的利益就越大。对中部地区的发展来说,人力资本投资不足是制约区域经济增长的最主要因素,是粗放型经济增长的主要原因,也是制约 FDI 溢出效应的显著因素。加强中部人力资本培育和规范是提升中部 FDI 溢出效应的有效途径。
- (2)跨国公司同当地企业的前后向联系的紧密程度会影响到 FDI 的溢出效应,所以,应协调跨国公司与中部企业的互动关系。如果跨国公司的经济活动基本上是外地工业,即其中间产品来源于国外,产品在国际市场上销售,子公司的经济活动只是充当了一个组装中心的功能,那就很难对当地产生技术溢出。因为这样,跨国公司和当地企业联系会松散化,进而减少了溢出效应的发生途径,跨国公司往往通过在母公司进行技术与开发,然后由东道国的子公司进行生产的方式来控制技术过快的外溢。我国企业在与跨国公司合资或是业务来往时,实际上很少有机会接触到跨国公司的核心技术,能够获得的多数是已经标准化的技术,关键技术仍在跨国公司手中。这就是所谓的“技术锁定”,很明显这对技术溢出很不利。
- (3)对东道国来说,一个地区的产业集聚和企业集聚发展的程度越高,企业外部相关产业上下游供应价值链等产业因素,就会成为众多 FDI 互补发展的共同资源,形成极强的产业

集聚发展势能和企业成长力量。而中部地区的城市化水平低、发展慢,区缺乏具有很强实力和辐射能力的大都市,难以带动和整合区域的资源和优势;中部地区都市圈中极化现象突出,没有形成健康的城市生态群。如,现正在构建的武汉“1 + 8”大都市圈,仅武汉一个城市的 GDP 是其它 8 个城市中最高 GDP 的近 4 倍,是最低的 91 倍。这种极化现象严重影响都市圈内部产业转移及下一级城市的接收能力,导致都市圈内缺乏合理分工合作关系,难以形成连接整个地区的产业链。

(4)内资企业的生产函数也很重要,直接影响到 FDI 溢出效应的大小。跨国公司往往拥有强大的资金和科研资源优势,当地企业的生产效率如果过低,从长期来看则不足以抵抗跨国公司,甚至可能被逐出市场。内资企业的学习能力也关乎到溢出效应的吸收问题。跨国公司的技术溢出受到发展中东道国自身吸收能力的制约,如果国内吸纳能力不足就不能形成联系效应,跨国公司与当地企业的技术差距越大,则它与当地企业建立后向联系的难度也就越大,如果当地人员的通用知识与跨国公司的要求存在较大的距离,培训技术人员的成本太高跨国公司也许会从其它地区派出,而不是在当地培养。如果当地企业的技术能力与管理水平不能达到一定的程度,就很难形成彼此间的配套合作关系,跨国公司觉得培植当地供应商的成本太高,从而选择国外进口中间产品。

参考文献:

[1] Wang and Blm st? m. Foreign Investment and Technology Transfer: A Simple Model[J]. European Economic Review , 1992 (36).

[2] Borensztein, Gregorio and Lee: How does Foreign Investment Affect Economic Growth? [J]. Journal of International Economics 1998(45).

[3] Gbbeman s, Foreign Direct Investment and Spillover Efficiency Benefits in Canadian Manufacturing Industries[J]. Canadian Journal of Economics 1979(12).

[4] Aiken and Harrison . Do domestic firms benefit from foreign Direct investment? Evidence from Venezuela [J]. The American Economic Review , 1999(89) .

[5] 肖钢:《FDI 对我国产业结构升级的时效分析》,《求索》2008 年第 2 期。

[6] 魏后凯:《外商直接投资对中国区域经济增长的影响》,《经济研究》2002 年第 4 期。

[7] 陈月梅、徐康宁:《FDI 区位决定因素的比较分析》,《统计与决策》,2008 年第 2 期

[8] 刘军荣:《我国宏观经济波动对 FDI 流入量影响的实证与分析》,《统计与决策》,2008 年第 5 期。

[9] 武剑:《外商直接投资对中国区域经济增长的影响》,《经济研究》,2002 年第 4 期。

[10] 江锦凡:《外商直接投资在中国经济增长中的作用机制》,《世界经济》,2004 年第 1 期。

(责任编辑:余小平)