

DOI: 10.19361/j.er.2017.03.09

新结构经济学视角下 FDI 外溢的“门限特征”分析

关春玉 许启发 蒋翠侠*

摘要: 本文构建一个包含金融成本落差的斯塔克博格模型,认为 FDI 外溢效应可能具有差别,是正向外溢还是攫取市场取决于东道国市场规模、人力资本及金融发展等条件。基于中国 221 个样本城市 1997-2014 年数据,构造面板数据多重门限回归模型。研究发现金融发展、人力资本和市场规模是获取 FDI 外溢的门限条件,其中金融发展不足制约着 FDI 外溢效果,具有单一门限效应;市场规模对 FDI 外溢具有阶段性影响,当市场规模低于或高于特定门限时,市场规模对 FDI 外溢会产生抑制作用。这意味着当 FDI 过度集中时可能导致内、外资企业竞争效应加强,降低 FDI 的正向外溢。新结构经济学倡导在欠发达国家发展时,不能只考虑与发达国家的差异,而要甄别经济发展关键环节,根据影响因素作用的阶段性,提供差异化的政策。结合 FDI 外溢的门限条件,有效政府应通过差别化引资政策,引导 FDI 流入高回报城市,促进 FDI 外溢效应提升。

关键词: 金融成本落差;FDI 外溢;面板门限回归模型;新结构经济学

一、引言

随着新结构经济学的兴起,有为政府、有效市场思想开始被学者关注。其中,有为政府的观点在解读中国经济快速和持续增长方面具有独特说服力。有为政府是理性的,要能对经济现象和趋势做出判断和选择(鞠建东等,2004)。这并不意味着有为政府是全能的,或者判断总是正确的,而是说有为政府要能不断学习和提高认识,根据经济环境和资源禀赋条件做选择。其次,政府决策是有效和适当的,而不是“不为”和“大推动”,这也是新结构经济学有别于早期结构经济学和古典经济学之处。同时,政府政策应该是可调可控的,要能根据发展的阶段性特征进行适合的政策选择,而非“一刀切”。这就要求服务于有为政府的理论研究,要重视经济发展的不均衡和阶段性特点,把握经济体自身资源禀赋,对关键环节的甄别

*关春玉,合肥工业大学管理学院,邮政编码:230009,北方民族大学经济学院,邮政编码:750011,电子信箱:guanguan124@126.com;许启发,合肥工业大学管理学院,邮政编码:230009,电子信箱:xuqifa1975@163.com;蒋翠侠,合肥工业大学管理学院,邮政编码:230009,电子信箱:jiangcx1973@163.com。

本文获得国家自然科学基金项目“向西开放的服务业 FDI 信息壁垒与外溢效应研究——以宁夏为例”(项目编号:71463001)、安徽省哲学社会科学规划基金项目“安徽省城乡居家家庭贫困脆弱性研究”(项目编号:AHSKY2014D103)、北方民族大学重点项目“宁夏招商引资落地项目现状调查研究”(项目编号:2015JC02)资助。作者感谢匿名评审人富有建设性的修改意见!感谢责编老师的工作!但文责自负。

和探究影响因素阶段性特征就成为研究的重要内容。

自2014年中国首次超过美国,成为世界外商直接投资(FDI)流入量第一大国以来,中国成为世界最重要的投资流入地和资本东道国。到2016年,中国利用外资增加到1260亿美元,同比上升4.1%,其中服务业利用外资增幅高达23%,在总量中占比增至64%。FDI的结构性变化和流入规模的不断扩大,使得调整政策导向、优化投资结构、提高外资利用效率成为接下来的工作重点。尽管目前对FDI外溢的研究成果丰硕,但大量研究结论是单调线性的,这样的结论不能揭示FDI流入的阶段性特征,也不能考虑各地区发展水平的差异,从而削弱了引资政策的时效性和针对性。Hansen(1999)提出的非动态面板数据门限模型为结构性分析提供了基本方法,允许在阶段性差异和地区差别假设下进行非线性分析。这为进一步深入分析FDI外溢规律提供了方法(张宇,2008),也将为新结构经济学研究经济增长阶段性和区域差异性提供重要分析工具。一些学者借助这一方法进行了尝试,但仍缺乏系统研究。鉴于此,本文力图在以下两方面有所补充:第一,基于新结构经济学视角,在内、外资资本市场不同质,内、外资企业存在金融成本落差设定下,构建包含金融成本落差的斯塔克博格(Stackelberg)市场均衡模型,从机理上证明金融发展、人力资本、市场规模是影响FDI溢出的决定性因素,并且可能与FDI外溢之间存在非线性关系;第二,采用门限方法检验和估算各影响因素门限位置及FDI外溢合理区间,为实施阶段性和区域性引资政策提供实证支持,从而为政府合理决策提供依据。

二、FDI外溢的“门限特征”分析

新结构经济学认为,经济发展不是均质、同步的,欠发达国家的市场滞后、结构扭曲,资源禀赋有别于发达国家,需要结合自身发展阶段性特点和产业特征进行针对性的引导和促进,既需要有效市场对资源的配置,也需要有为政府的合理引导(林毅夫,2013;张中元、赵国庆,2012)。资本缺口是桎梏欠发达国家经济发展的重要原因,而国际资本的流动能从资本规模和技术管理两方面改善东道国资源状况,后者称为外溢效应(Sbia et al.,2014)。外商直接投资(FDI)的外溢效应,是指FDI流入后通过垂直效应和水平效应影响和改变东道国企业效率。一方面,FDI通过对要素或者中间品的需求和供给促进了上下游企业的发展,产生了前向和后向联系效应(Forward or Backward Linkage Effects);扩大东道国相关产业的投资效率,称为垂直效应(Alfaro et al.,2004;Javorcik,2004)。另一方面,FDI会通过“示范或传染效应”(Demonstration or Contagion Effects)提高东道国同类企业的生产管理效率、技术水平和营销能力,降低生产成本,称为水平效应(Barbosa and Eiriz,2009)。这两种效应共同构成了FDI正向“溢出效应”。邓宁(Dunning,1981)认为FDI会利用生产技术、管理经验等方面优势,来抵消跨国投资的额外成本。这一优势可能导致外资企业挤占本土企业的市场份额,迫使当地企业降低产出水平,从而获取市场控制权。这一过程会导致本土企业退出市场,称为“市场攫取”效应(Market-Stealing Effect)(Aitken and Harrison,1999)。

总的,FDI外溢效应取决于溢出和攫取效应相互博弈的结果,取决于产业发展的阶段和内、外资对市场的控制(洗国明、欧志斌,2008;彭红枫、鲁维洁,2011)。FDI外溢效应具有鲜明的阶段性和结构性特征,对其分析有必要结合新结构经济学思想,通过内在机理分析不同阶段和不同地区的具体特征。

一般认为 FDI 进入的东道国市场为不完全竞争市场而非完全竞争市场,内资企业不必然因 FDI 流入利润下降(Smruti et al., 2012; 余泳泽、武鹏, 2010; 余泳泽, 2012)。假设一个行业是由 n_1 个同质的内资企业和 n_2 个同质的外资企业构成的寡头垄断市场,并假设内资企业和外资企业可能因规模和获取金融服务的难易不同产生成本差异,为便于分析,令生产的产品同质,价格无差别。在外资企业进入东道国市场前,市场需求既定,市场处于古诺(Cournot)均衡,由内资企业控制最优产值 \bar{q} 。外资企业作为后进企业,在判断市场规模和已有产值的基础上提供自己的产品(不含出口产品)。外资企业具有技术优势和资本优势使得其生产成本较低。在市场均衡初期,作为领导企业的内资企业产值和企业数量都更多,在外资企业成本优势的挤压下,市场分配不断调整:一方面,内资企业在学习先进技术的过程中改进生产降低成本,内、外资企业成本差距减小,内资企业产值增加,体现了 FDI 技术外溢;另一方面,FDI 流入可能挤出较弱的内资企业,形成市场攫取效应,也可能促进新内资企业的创办,即学习效应。将上述过程简称为外溢效应和学习效应(市场攫取效应)。市场博弈最终会形成斯塔克伯格(Stacklberg)均衡。

假设外资企业和东道国企业的生产函数为:

$$Q_{ii} = A_{ii} f(L_{ii}, K_{ii}), i = 1, 2 \quad (1)$$

市场中企业总产值为:

$$Q_{ii} = Q_{1i} + Q_{2i} = n_1 q_1 + n_2 q_2 \quad (2)$$

假设外资企业和东道国企业的成本函数为:

$$C_{ii} = c_{ii} + F_i = (w_i, r_{ii}) q_{ii} + F_i \quad (3)$$

市场需求函数为:

$$P(Q) = a - b(q_1 + q_2), a > c_1, a > c_2 \quad (4)$$

企业的单位可变成本 $c(w, r)$ 受工资率和资本成本的影响,其资本和劳动的使用关系体现技术 T 。若内资企业受技术溢出的影响改变成本,初始成本为 \bar{c} , FDI 进入后成本为 c_1 , (为方便分析,令 $c_1 = \frac{\bar{c}}{t}$)。成本变动 $\Delta c = c_1 - \bar{c}$, $\frac{d\Delta c}{dt} > 0$, $\frac{d^2 \Delta c}{dt^2} < 0$ 。随着溢出效应的增强,平均成本逐渐减低,并假设降低的速度不断减弱。

1. FDI 进入前的古诺市场均衡

在外资企业进入前,设内资企业的最优供应如下:

$$\pi_1 = (a - b \sum_{k=1}^{n_1} q_{1,k}) \bar{q}_{1,j} - (\bar{c} \cdot \bar{q} + F) \quad (5)$$

$$\bar{q} = \frac{a - c}{b(n+1)} \quad (6)$$

$$Q_1 = n\bar{q} = \frac{n(a - \bar{c})}{b(n+1)} \quad (7)$$

2. FDI 进入后的斯塔克伯格均衡

当外资企业进入市场,在跟随内资企业的基础上确定自己的最优产量,设其利润函数如下:

$$\pi_2 = [a - b(n\bar{q} + \sum_{k=1}^{n_2} q_{2,k})] q_{2,j} - (c_2 q_{2,j} + F_2) \quad (8)$$

$$q_2 = \frac{(a-c_2-bn\bar{q})}{b(n_2+1)} \quad (9)$$

将式(6)代入式(9),得:

$$q_2 = \frac{a-c_2+n(\bar{c}-c_2)}{b(n+1)(n_2+1)} \quad (10)$$

(10)式说明,FDI进入东道国后,其最优供应量受市场份额 $a-c_2$ 、成本差距 $\bar{c}-c_2$ 的正向影响。即成本差距和市场空间很大时,有利于外资企业产值规模增加。

内资企业也在外资企业加入的基础上进一步调整自己的产量和企业数量,设内资企业利润函数如下:

$$\pi_1 = [a - (n_2q_2 + b \sum_{k=1}^{n_1} q_{1,k})]q_{1,j} - (c_1q_{1,j} + F_1) \quad (11)$$

$$q_1 = \frac{(a-c_1-bn_2q_2)}{b(n_1+1)} \quad (12)$$

为方便进一步分析,将三种成本形态(\bar{c} 、 c_1 、 c_2)按以下两种设定条件简化,条件一为忽略内资成本的改善($\bar{c}=c_1$),强调内、外资成本差距($c_1 < c_2$);条件二为强调 FDI 引入后内资成本改善($c_1=c_2$),分别在两种条件下进行内资企业最优产量的推导。

条件一, $\bar{c}=c_1, n_1=n$:

若内、外资企业生产成本具有较大差距,尽管内资企业在吸收 FDI 技术外溢后成本有所下降,但相比内、外资企业成本差距其改善可以忽视,因而设内资企业成本在 FDI 流入前后是一致的,即 $\bar{c}=c_1$;同理内资企业数量的改变忽略, $n_1=n$ 。则:

$$\begin{aligned} q_1 &= \frac{(a-c_1-bn_2q_2)}{b(n_1+1)} = \frac{(n_1+1)[(a-c_1)-n_2(c_1-c_2)]+n_1n_2(a-c_1)}{b(n_1+1)^2(n_2+1)} \\ &= \frac{(a-c_1)-n_2(c_1-c_2)}{b(n_1+1)(n_2+1)} + \frac{n_1n_2(a-c_1)}{b(n_1+1)^2(n_2+1)} \\ \text{令 } A &= \frac{(a-c_1)-n_2(c_1-c_2)}{b(n_1+1)(n_2+1)}, B = \frac{n_1n_2(a-c_1)}{b(n_1+1)^2(n_2+1)} \end{aligned} \quad (13)$$

式(13)显示,有两个方面的力量决定内资企业最优供应: A 是受初始市场规模($a-c_1$)和内、外资企业成本落差(c_1-c_2)影响的,称为成本效应; B 是受初始市场规模($a-c_1$)和内、外资企业数量 n_1n_2 影响的,称为学习效应,当两者合计构成内资企业最优产量。学习效应 B 的符号总是为正,表现出行业企业数量与市场规模总是正向影响 FDI 外溢,FDI 流入的学习效应总对内资企业有积极作用;但成本效应 A 的符号取决于成本落差(c_1-c_2)的大小。考虑企业成本 $c_1(w, r_1)$ 与 $c_2(w, r_2)$ 的差距,当外资流入东道国,则内、外资企业面对同一劳动者市场(即劳动力数量和成本一致),影响成本的主要因素是利率水平高低,即以利率为指标的金融市场的发展程度。本文将(c_1-c_2)称为金融成本落差,金融成本落差反映了内、外资企业获取金融支持的难易程度,受金融市场发育程度的影响。金融成本落差对内资企业最优供应的影响有两种可能:第一,如果 $c_1 < c_2$,表示价格或产量领导企业(内资企业)具有规模和成本优势及先行者的市场优势,外溢效应显著为正;第二,如果 $c_1 > c_2$,即在现实中内资企业虽作为主导企业,但成本高于外企, $c_1-c_2 > 0$ 。金融成本落差成为限制和降低内资企业最优

供给量的因素。但金融成本落差为正值仍不能确定外溢效应为负值,需做进一步分析。

当市场需求较大时,如果 $0 < c_1 - c_2 < \frac{a - c_1}{n_2}$, 意味着尽管具有成本差距,但存在充裕的潜在市场需求,外资企业通过金融成本落差对市场的冲击会减弱,外溢效应 A 仍可以为正向贡献;如果成本落差过大 ($c_1 - c_2 > \frac{a - c_1}{n_2}$) 或有较多的外企进入 (即 n_2 较大), FDI 会对内资企业形成挤出,外溢效应 A 将是负向影响。

综合上述分析,当内资企业具有成本优势 (金融成本落差为负) 时, FDI 带来正向溢出效应,且差距越大溢出越多;当金融成本落差为正时,溢出效应随落差值与市场规模相对关系而确定,成本过大且市场规模小时 FDI 可能出现负向溢出,即攫取效应。这说明 FDI 正向外溢效应具有门限条件,金融成本落差存在一个门限,只有低于此门限位置, FDI 才具有正向外溢效应。

由此,提出如下假说:

假说 1: 受金融市场发展程度影响,内外资企业金融成本落差存在门限位置,只有低于此门限, FDI 才具有正向外溢。

假说 2: 市场规模大小与 FDI 外溢效应正向相关,也可能存在门限效应。

式 (13) 中 B 为学习效应,表现为 FDI 进入随企业数量增加而对内资企业最优供应的改善。厂商数量的交叉项 $n_1 n_2$ 具有正向作用,说明外资企业的进入为更多新企业的出现带来可能。Alfaro 等 (2004) 认为外资企业具有正向技术溢出,是通过人力资本、上下游关联产业传导出的外溢效应,能改善内资企业生产工艺,并促进更多的新企业创办。但是新企业的创办前提是充裕的市场需求、良好的基础设施条件和人力资本条件,也是 FDI 外溢的重要影响因素。

基于此,可以提出如下假说:

假说 3: 人力资本条件与 FDI 外溢效应正向相关,可能存在门限效应。

条件二, $c_1 = c_2, n_1 = n_2$:

若 FDI 进入带来内资企业成本得到较大改善,则引入 FDI 后,内、外资企业成本接近,即 $c_1 = c_2$, 设此时内、外资企业竞争力相同,市场趋近于古诺均衡,内、外资企业数量相当, $n_1 = n_2$, 则:

$$q_1 = \frac{(a - c_1 - b n_2 q_2)}{b(n_1 + 1)} = \frac{nn_1[(a - c_1) - (\bar{c} - c_1)]}{b(n_1 + 1)^2(n + 1)} + \frac{(a - c_1)}{b(n_1 + 1)^2}$$

$$\text{进一步, } q_1 = \frac{nn_1(a - \bar{c})}{b(n_1 + 1)^2(n + 1)} + \frac{(a - c_1)}{b(n_1 + 1)^2} \quad (14)$$

$$\text{令 } A' = \frac{nn_1[(a - c_1) - (\bar{c} - c_1)]}{b(n_1 + 1)^2(n + 1)}, \quad B' = \frac{(a - c_1)}{b(n_1 + 1)^2}$$

从式 (14) 可以看出,在 FDI 流入后内资企业最优供应仍取决于 A' 和 B' , 即成本效应和学习效应,主要受优化后成本与初始成本间 ($\bar{c} - c_1$) 的成本差距和市场规模 ($a - c_1$) 影响。若内资企业成本在 FDI 流入后实现大幅改善,此时内、外资企业间金融成本落差影响降至最低从而忽略,而厂商数量的交叉项 $n_1 n_2$ 和市场规模 (初始市场 ($a - \bar{c}$) 和引入 FDI 后的市场 ($a -$

c_1)成为主要影响因素。市场规模越小,会因 FDI 流入造成的内资企业产值的减少(即挤出和市场攫取效应增加)。反之市场成熟、市场需求越大, A' 和 B' 都会增加但增速递减。FDI 学习效应的实现和扩散需要有一定的接受能力和外部环境的配合,此时市场规模和人力资本条件对 FDI 外溢具有重要影响并可能具有门限条件,呈现非线性特征。

另外,在成本改善条件下($c_1=c_2$),还可假设由于市场进入壁垒等因素带来内、外资企业发展不同步,内资企业增加数量大($n_1 \neq n_2$),而外资企业数量为初始企业数 n ,则 $q_1 = \frac{n^2[(a-c_1)-(\bar{c}-c_1)]}{b(n+1)^2(n_1+1)} + \frac{(a-c_1)}{b(n+1)^2}$,仍支持上述分析(推导过程略去)。

三、FDI 外溢效应的“门限特征”实证分析

(一) 模型设定

FDI 带来的正向外溢被视为一种技术效率,借鉴许和连等(2006)和王明益(2014)的建模思路,以全要素生产率(TFP)作为我国各城市技术进步的代理变量,全要素生产率受一国人力资本代表的研发实力和 FDI 代表的技术外溢及市场规模等共同决定,构建如下计量模型。借鉴 Olley 和 Pakes(1996)提出的估计方法计算 TFP 。先估计劳动要素贡献系数和资本要素贡献系数,根据等式变换计算 TFP ,逐个按城市计算 TFP 以构造面板数据。考虑到数据完整性,本文采用除西藏外 30 个省份中 221 个样本城市 1997-2014 年的面板数据。数据来源于《中国城市统计年鉴(1998-2015)》和《中国统计年鉴》相关年份数据。采用大规模城市样本观测数据,基于两方面的考虑:第一,城市是 FDI 最终流入区域,也是服务业集中分布的区域,目前服务业 FDI 在全部直接投资中占比高达 64%;第二,相比以往省份为单位的分析,城市数据的样本规模更大,不仅提高了面板数据门限回归模型的统计推断效果,而且面向城市的研究结论更具针对性和可行性。模型设定如下:

$$\ln Y = \ln A + \alpha_L \ln L + \alpha_K \ln K \tag{15}$$

$$\ln TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln FDI_{it-1} + \beta_2 \ln stu_{it-1} + \beta_3 \ln fina_{it-1} + \beta_4 \ln GDP_{it-1} + \beta_5 \ln fre_{it-1} + \varepsilon_i \tag{16}$$

(二) 变量选择

基于数理模型分析,从成本效应与学习效应这两个方面,结合金融发展、人力资本、市场规模等多元变量考察 FDI 外溢的核心影响因素。

被解释变量:全要素贡献率(TFP)。目前研究 FDI 外溢效应的方法主要有三种:生产函数法(C-D)、数据包络法(DEA)、随机前沿分析(SFA),本文采用生产函数法,用全要素贡献率测度技术效率提升,反映 FDI 对经济增长的外溢效果(李燕等,2011)。生产函数和 TFP 估算中资本存量 K 采用永续盘存法,利用各城市固定资产投资指标计算得到。选定基年为 1997 年,基期固定资产投资除以 10%作为该市的初始资本存量。与大多数研究一样(包群、赖明勇,2003;傅元海等,2010),本文将折旧率设定为 10%。

解释变量:外商直接投资(FDI)采用外资实际利用额表示。金融发展指标($fina$)用金融业集聚度(空间基尼系数)与固定资产占比的交叉项表示(刘军、邵军,2011)。金融集聚度是表现金融服务能力的核心指标(黄玖立、冼国明,2010)。常用的金融业集聚指标有区位商,空间基尼系数和 E-G 指数等(Azman-Saini et al.,2010)。区位商以 1 为标准上下波动,不能体现阶段非线性影响;而 E-G 指数的计算需要计算赫希曼指数,利用规模最大的前四

位或十位企业数据计算,但我国城市和行业都缺乏相关数据,国内学者通常假设企业规模一致,这样的假设不能实现 E-G 指数测度目标,结果往往过于粗糙。因此,本文采用空间基尼系数指标,描述各城市金融业集聚发展的水平^①。但考虑到金融业空间基尼系数不能全面测度城市间内、外资企业成本落差,为完善指标,纳入社会固定资产在 GDP 中的占比指标来测度城市发展程度,将金融发展设定为二者交叉项以体现金融产业和城市环境的复合发展(汪旭辉、杨东星,2011)。

人力资本(*stu*)用普通高等学校在校人数表示。由于 FDI 外溢效率的吸收需要人力资本条件,同时国内研发水平也受制于教育条件。为了表现高端人才的市场供应,人力资本条件选择城市大学生人数表示。

市场规模(*GDP*)采用市场交易规模的总量即 GDP 值。中国 FDI 的流入极为不均衡,到 2014 年底,西部地区的 FDI 占比仅为 8.9%。市场规模可能是重要影响因素。

基础设施条件(*fre*)采用(公路、铁路、水运)货运总量指标表示,它是对市场规模指标的补充。考虑到众多城市除了受市场规模的影响,可能还受到地理分布、道路基础设施等条件的限制,因此纳入这一指标作为控制变量,旨在分析基础设施条件是否对 FDI 外溢形成限制或配合效应,同时进行变量稳健性判断。

为了消除各指标的指数增长趋势,各指标都实施自然对数运算。考虑到影响过程存在滞后现象,各解释变量采用一期滞后。表 1 报告了各变量的描述统计信息。

表 1 变量描述性统计

变量	变量描述	观测值	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
$\ln TFP_{it}$	<i>i</i> 城市 <i>t</i> 期年度增长全要素贡献率	3 536	3.390	3.388	0.063	3.169	3.558
$\ln FDI_{it}$	<i>i</i> 城市 <i>t</i> 期年度 FDI	3 536	0.035	0.003	0.200	1.412	7.602
$\ln fina_{it}$	<i>i</i> 城市 <i>t</i> 期年度金融业集聚基尼系数与固定资产在 GDP 占比的交叉项	3 536	9.128	9.214	2.012	0.311	14.233
$\ln stu_{it}$	<i>i</i> 城市 <i>t</i> 期年度在校大学生人数	3 536	9.805	9.871	1.640	0.167	13.761
$\ln fre_{it}$	<i>i</i> 城市 <i>t</i> 期年度货运总量	3 536	8.536	8.537	1.059	0.349	13.373
$\ln GDP_{it}$	<i>i</i> 城市 <i>t</i> 期年度 GDP	3 536	14.740	14.640	0.934	11.230	17.850

数据来源:根据历年《中国城市统计年鉴》数据整理所得。

(三) 多元门限模型实证分析

1. 金融发展对 FDI 外溢的影响

假定存在多重门限,将 FDI 外溢效应的面板数据门限回归模型设置如下:

$$\begin{aligned} \ln TFP_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln fina_{it-1} + \beta_2 \ln GDP_{it-1} + \beta_3 \ln stu_{it-1} + \beta_4 \ln fre_{it-1} + \\ & \theta_1 \ln FDI_{it-1} I(thre_{it-1} \leq \gamma_1) + \theta_2 \ln FDI_{it-1} I(\gamma_1 < thre_{it-1} \leq \gamma_2) + \\ & \theta_3 \ln FDI_{it-1} I(\gamma_2 < thre_{it-1} \leq \gamma_3) + \theta_4 \ln FDI_{it-1} I(\gamma_3 < thre_{it-1}) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (17)$$

①空间基尼系数用来刻画空间分布的不均匀特性,判断产业的空间集聚程度。这一指标由美国学者克鲁格曼(Krugman)提出,计算公式为: $G_j = \sum_{i=1}^n [h_{ij} - h_j]^2$, h_{ij} 为 *j* 地区第 *i* 产业就业人数占全国该行业就业人员的比例, h_j 为 *j* 地区全部就业人口占全国总就业的比例;各产业人员占比差值的平方和形成 *j* 地区空间集聚程度 G_j 。采用《中国城市统计年鉴》金融业就业人员数据,揭示各城市金融服务能力和金融业发展水平,并将其作为影响内资企业融资成本的指代指标,即集聚度越高(接近 1),融资成本越低。

(17)式中: $thre_{it-1}$ 表示门限变量(分别采用金融发展、市场规模、人力资本、基础设施作为门限变量); $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ 为待估计的门限值; $I(\cdot)$ 为示性函数,当 $thre_{it-1} \geq \gamma_i, I=1$,否则 $I=0$ 。 $FDI_{it-1}I(thre_{it-1} \geq \gamma_i)$ 表示因门限变量分阶段变化而形成的 FDI 外溢的不同影响,通过对系数 θ_i 的正负、大小来判定在门限变量影响下的 FDI 外溢效应。

使用 Hansen(1999)的方法检验单一门限、双门限和多重门限假设,其定义的似然比(LR)检验统计量如下:

$$LR_1 = (S_0 - S_1) / \sigma_1^2 \tag{18}$$

以单一门限检验为例, S_0 是无门限模型的残差平方和, S_1 是单门限模型的残差平方和, σ_1^2 是单门限模型误差项的方差估计值。零假设 H_0 下,模型不存在门限效应,即门限值不可识别,那么经典检验具有非标准分布。通过自举法(Bootstrap)可得到 LR 检验统计量的经验分布。如果 LR 大于经验临界值,则可推断门限效应是显著的,意味着拒绝了 H_0 (不存在门限效应)的原假设,即确定模型中存在一个门限值。如果 LR 值小于检测值,则不能拒绝原假设,认为不存在门限效应。汉森证明了对于给定的显著水平 α ,即可得到 LR 检验的临界值 $c(\alpha)$:

$$c(\alpha) = -2\log(1 - \sqrt{1 - \alpha}) \tag{19}$$

$(1-\alpha) \times 100\%$ 置信水平下,门限值 γ 的渐进置信区间是集合 $\{\gamma | LR(\gamma) \leq c(\alpha)\}$ 。同样的方法可以得到双门限和三门限回归模型的标准值和检验值。

借鉴 Hansen(1999)的方法,先将滞后一期的解释变量数据按组去除固定效应,与当期被解释变量构建最小二乘回归模型。将门限变量去重,并从小到大排序,忽略最大和最小 10% 的样本后作为门限值逐一对模型做回归。选取使残差平方和最小的门限值作为第一个门限值的初始估计值,通过 R 软件包实现自举 300 次得到门限检验 LR 值,分别在 99%、95%、90% 程度上对比临界值检验门限值的存在性,确定门限值和置信区间;继而估算第二门限值及门限值置信区间。由于第一个门限值的初始估计可能存在偏差,还需要对第一个门限值进行重新估计,重新估计后得到第一个门限值,且各门限值均需通过置信区间 95% 的似然比检验。

将金融发展(fin_a)作为门限变量代入式(15),进行门限存在性检验和门限值估计,结果分别见表 2 和表 3。

表 2 金融发展门限特征检验

假设检验		LR	自举临界值(300次)		
			10%	5%	1%
H_0^1 :没有门限值	H_1^1 :有一个门限值	26***	11.3	14.2	18.4
H_0^2 :有一个门限值	H_1^2 :有两个门限值	3.69	7.29	8.45	10.88
H_0^3 :有两个门限值	H_1^3 :有三个门限值	-	-	-	-

注:***表示在 1% 的显著性水平下显著。

表 3 金融发展影响 FDI 外溢的门限估计值及置信区间

门限变量	门限估计值	95% 渐进置信区间
$\hat{\gamma}_1$	0.0039*	[0.0015, 0.0076]
$\hat{\gamma}_2$	0.4007	[0.0000, 0.4646]

注:*表示通过门限显著性检验的门限值。

数据显示,在 1% 的显著性水平下,第一个 LR 统计量拒绝了存在一个门限的零假设,且门限值置信区间紧凑合理。但第二个 LR 统计量不能拒绝存在两个门限效应的零假设。因此,金融发展对 FDI 外溢的影响存在门限效应,且具有一个显著的门限值位置(0.0039),可以建立单一门限面板数据回归模型如下:

$$\ln TFP_{it} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 \ln fina_{it-1} + \beta_2 \ln GDP_{it-1} + \beta_3 \ln stu_{it-1} + \beta_4 \ln fre_{it-1} + \theta_1 FDI_{it-1} I(fina_{it-1} \leq 0.0039) + \varepsilon_{it} \\ \beta_0 + \beta_1 \ln fina_{it-1} + \beta_2 \ln GDP_{it-1} + \beta_3 \ln stu_{it-1} + \beta_4 \ln fre_{it-1} + \theta_2 FDI_{it-1} I(fina_{it-1} > 0.0039) + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (20)$$

结合门限估计值建模,所得结果见表 4。

表 4 金融发展影响 FDI 外溢门限模型系数估计

变量	系数估计	标准差	t 值	变量	系数估计	标准差	t 值
β_0	2.5061***	0.0054	468.603	$\ln fre$	0.0034***	0.0003	10.019
$\ln GDP$	0.0545***	0.0005	110.909	$\ln FDI(thre \leq \gamma_1)$	-0.0001**	0.0002	17.824
$\ln fina$	0.0104***	0.0013	7.848	$\ln FDI(thre > \gamma_1)$	0.0037***	0.0002	18.464
$\ln stu$	0.0021***	0.0002	8.905	调整 $R^2 = 0.9428$	$Prob(F_{3529,6} > 9705) < 2.2e-16$ ***		

注:***、** 分别表示在 1%、5% 的显著性水平下显著。

由表 4 的估计结果和数据分析可得到如下结论:

(1) 金融业发展程度和 FDI 外溢之间存在显著的非线性关系。以金融发展水平(0.0039)为限,可将金融发展对 FDI 外溢的动态影响过程划分为两个不同的体制或状态。在第一种状态(金融发展水平低于 0.0039),金融发展不足会阻碍 FDI 的溢出,造成 FDI 外溢效应为负值(-0.0001)。说明当缺乏有效的金融环境时,企业融资难度增大,导致内外资企业的金融成本落差增加,不利于发挥外资企业的前后向联系作用,FDI 为负向溢出,不利于经济增长;在第二种状态(金融发展水平高于 0.0039),FDI 外溢效应增加到 0.0037,这是在金融发展的配合下形成的正向外溢。因此,假说 1 得到验证。

(2) 东西部城市金融发展存在差距。获取 FDI 正向外溢的置信区间显示,金融业发展水平的合理下限为 0.0015,且上限没有明显门限特征。结合门限值对中国城市金融发展数据进行分类整理,1997 年能达到金融发展合理水平的城市仅 80 个,其中东、中、西部城市分别为 34 个、24 个、22 个,到 2014 年金融环境对 FDI 外溢具有正向配合能力的城市为 142 个(东中西部城市分别为 65 个、52 个、25 个)。可以看出城市金融发展程度不断提高,提升了对 FDI 吸纳和利用的效率。但是东西部城市间金融发展的差距正在不断加大,西部地区将面对出现金融发展滞后和 FDI 缺乏的双重制约。城市金融发展数据显示,不仅内、外资企业间存在金融成本落差,东西部企业间也存在金融成本落差,而融资成本最高的西部地区企业在吸纳 FDI 外溢时处于不利位置,需要金融环境改善才能缓解。

2. 其他变量对 FDI 外溢的影响

FDI 外溢内在机制的数理分析显示,除金融发展外,影响外溢和学习效应的因素主要有人力资本、市场规模和基础设施条件。将这三个变量依次作为门限变量构建门限模型,得到门限值存在性检验结果见表 5。

表 5 的结果显示,在 5% 的显著性水平下,三个门限变量都拒绝存在两个以上门限效应的零假设,存在多重门限。进行实证研究,得到各门限变量的门限估计值和门限置信区间见表 6,门限模型估计结果见表 7。

表5 FDI外溢多变量门限特征检验

模型假设		人力资本门限效应检验				基础设施门限效应检验				市场规模门限效应检验			
$H_0:$	$H_1:$	LR	10%	5%	1%	LR	10%	5%	1%	LR	10%	5%	1%
无门限值	一门限值	62.9***	21.5	24.9	31.1	86.7***	34.8	41.8	50.3	31.6**	21.6	25.8	32.3
一门限值	两门限值	46.2***	16.7	20.7	24.9	28.8*	24.9	29	35.5	27.2**	21.1	24.1	29.6
两门限值	三门限值	32.9**	23.7	27.9	36.5	28.1***	12.8	14.6	19.5	23**	18.4	21.3	26.3

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

表6 FDI外溢多变量门限估计值及置信区间

门限变量	人力资本		基础设施		市场规模	
	门限估计	95%置信区间	门限估计	95%置信区间	门限估计	95%置信区间
$\hat{\gamma}_1$	7.5909*	[7.5689, 7.7084]	7.3298*	[7.2269, 7.3939]	12.6832*	[12.6832, 12.6832]
$\hat{\gamma}_2$	8.9335*	[8.8872, 9.0356]	8.2582*	[8.2204, 8.3364]	13.9826*	[13.9826, 16.2065]
$\hat{\gamma}_3$	10.1469*	[10.0496, 10.8792]	8.7342*	[8.6615, 8.8203]	16.0101*	[15.9621, 16.2327]

注:* 表示通过门限显著性检验的门限值。

表7 FDI外溢多变量门限模型系数的估计结果

系数	一般回归模型 (1)	人力资本模型 (2)	基础设施模型 (3)	市场规模模型 (4)
β_0	2.5038*** (0.0052)	2.5287*** (0.0062)	2.4970*** (0.0062)	2.5110*** (0.0081)
lnGDP	0.0547*** (0.0005)	0.0567*** (0.0005)	0.0583*** (0.0005)	0.0540*** (0.0006)
lnfina	0.0101*** (0.0013)	0.0097*** (0.0013)	0.0093*** (0.0014)	0.0070*** (0.0013)
lnstu	0.0021*** (0.0002)	-0.0024*** (0.0004)	0.0019*** (0.0003)	0.0020*** (0.0002)
lnfre	0.0034*** (0.0003)	0.0041*** (0.0003)	0.0018*** (0.0005)	0.0034*** (0.0003)
lnFDI	0.0036*** (0.0002)	-	-	-
lnFDI ($thre_{it-1} \leq \gamma_1$)	-	-0.0010* (0.0002)	-0.0010*** (0.0002)	-0.0002*** (0.0004)
lnFDI ($\gamma_1 < thre_{it-1} \leq \gamma_2$)	-	0.0004*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)	0.0034*** (0.0002)
lnFDI ($\gamma_2 < thre_{it-1} \leq \gamma_3$)	-	0.0017*** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	0.0006*** (0.0001)
lnFDI ($\gamma_3 < thre_{it-1}$)	-	0.0022*** (0.0001)	0.0007*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)
调整 R ²	0.9427	0.9432	0.9389	0.9447
F 检验	Prob($F_{3530,5} > 11640$) <2.2e-16***	Prob($F_{3527,8} > 7337$) <2.2e-16***	Prob($F_{3527,8} > 6794$) <2.2e-16***	Prob($F_{3527,8} > 7554$) <2.2e-16***

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%显著性水平下显著。

表7中,一般回归模型(1)为不考察门限效应的普通模型,用作对比的基础。模型(2)-模型(4)是根据各门限变量分别构建的门限模型,包括:人力资本模型、基础设施模型、市场规模模型。由表7的结果可以看出,各模型的回归系数具有统计上的显著性,回归系数估计值具有稳健性,但门限模型解释力更强,其门限系数具有显著差别,且结果比较合理、具有说服力。

(1) FDI 外溢效应具有门限特征。作为溢出的外部环境:东道国人力资本、基础设施和市场规模与 FDI 外溢之间存在显著的非线性关系,假说 2 与假说 3 得到验证。

(2) 人力资本提升 FDI 外溢。人力资本条件对 FDI 形成正向溢出具有积极作用。人力资本模型(2)显示,只在第一门限值 7.5909(见表 6,即在校大学生 7 581 人^①)以下,基于人力资本影响的 FDI 为负向溢出,只要人力资本高于这一基本门限,FDI 外溢效应均为正值。这一结果表明,只有人力资本条件高于基本门限值,东道国企业才有能力吸纳 FDI 技术溢出、实现其学习效应,使 FDI 产生正向外溢。按门限值对历年城市人力资本数据进行分组,结果显示我国城市人力资本提升很快。到 2014 年,人力资本负向限制 FDI 外溢的城市仅 64 个,大多数城市的人力资本可以配合形成正向外溢。随人力资本水平逐层提高,其 FDI 外溢贡献不断增大,影响系数分别为 0.0004、0.0017、0.0022。即第三阶段的 FDI 外溢影响系数数倍于前两个阶段。在 1997 年,人力资本影响能达到第三层面的城市仅 28 个,其中东部城市 12 个,中部和西部城市各 8 个;2014 年,达到这一阶段的城市共 145 个,东、中、西部城市分别为 67 个、52 个和 26 个,说明城市人力资本明显积累和提升,成为配合 FDI 外溢的重要资源条件。

(3) 基础设施缺乏会限制 FDI 外溢。基础设施不足对 FDI 外溢具有抑制作用,只有超过较高门限位置才能产生积极影响。模型(3)显示,基础设施不足会阻碍 FDI 的溢出,前三个区间表现为持续的负向溢出。随着基础设施条件改善,抑制作用不断下降,FDI 贡献系数分别为 -0.0010、-0.0006、-0.0001。结合表 6 可知,当基础设施条件超过第三门限值 8.7342(即货运总量大于 1 525 万吨),对 FDI 外溢形成显著正向配合。按门限值对城市基础设施数据分类:1997 年,基础设施条件达到正向促进 FDI 外溢的城市在全国仅 41 个,东、中、西部城市分别为 24 个、11 个、6 个;到了 2014 年底,此类城市合计 201 个,东、中、西部城市分别为 124 个、49 个、28 个。可见中国城市的基础设施投入和兴建规模发展很快。但是,东西部城市仍存在较大差距,作为约束性较强的指标,基础设施条件也是 FDI 长期锁定和集中在东部城市的重要原因。

(4) 市场规模对 FDI 的影响阶段性特征显著。当市场发展水平不高于 12.6832(即 GDP 产值为 32 亿元)时,市场规模条件会限制 FDI 外溢,产生负向外溢(-0.0002),说明当城市规模狭小,缺乏充分市场需求,FDI 技术外溢无法有效发挥。当 GDP 产值处于 118 亿元到 897 亿元之间时,适度的市场规模下 FDI 外溢效应显著为正(0.0034、0.0006),说明市场发展和内资企业规模处于可以合理和充分利用 FDI 外溢的阶段。然而随着市场发展,对 FDI 外溢的配合作用再次下降,当市场规模大于第三门限值 16.0101(即 GDP 值大于 897 亿元)时,在市场门限变量作用下,FDI 外溢效应再次为负值,成为攫取效应。整个过程说明:当东道国缺乏有效的市场环境或潜在市场需求过小时,FDI 投入后难以发挥其前后向联系和技术溢出作用,对经济增长形成负向影响;当市场规模增大到第四区间,内、外资企业的竞争强度增大,也会再次形成 FDI 攫取效应。分析结果显示:达到第四区间的城市在 1997 年有 11 个,西部城市仅成都一市;到 2014 年全国有 32 个,其中东部城市 22 个,西部城市有重庆、成都、西安。这意味着受市场规模和需求限制,FDI 持续流入特定的城市,其外溢效应可能会降

^①括号中的门限值绝对数通过对应初始数据表获得,限于篇幅没有列出初始数据表。下同。

低,FDI 过度集中不利于实现正向外溢和带动经济增长。

四、结论和建议

本文实证结果表明:金融发展不足导致 FDI 负向溢出,说明金融集聚水平的相对滞后,导致内、外资企业间的“金融成本落差”增加,会抑制 FDI 外溢效应的发挥。市场规模对 FDI 外溢具有显著阶段性影响:在市场需求较小或内资企业规模较大时,都会形成 FDI 负向外溢,即市场攫取效应。基础设施和人力资本具有配合功能,是发挥 FDI 外溢效应的基础条件,低于特定门限位置会限制 FDI 正向外溢,高于基础门限的城市才能具备吸纳 FDI 的能力。

门限分析是掌握阶段性特征,实施差别化政策的重要工具。而有为政府是 FDI 外溢效应充分发挥的保障。我们认为,应强调金融服务业、基础设施和人力资本等产业基础的发展,重视不同市场中资本规模的监控和对流入 FDI 的引导,实施不同地区、不同发展阶段的差异化引资政策是获取外溢效应的政策保障。研究显示,部分东部城市的 FDI 外溢效应已降低,出现了内、外资争夺市场的攫取效应;中西部城市对 FDI 的吸引和对其外溢效应的吸收都还存在不足,主要是来自基础设施、人力资本、市场规模等方面的制约。中西部地区应结合自身特点,改善引资环境,提高 FDI 外溢的吸收能力。

参考文献:

- 1.包群、赖明勇,2003:《FDI 技术外溢的动态测算及原因解释》,《统计研究》第 6 期。
- 2.傅元海、唐未兵、王展祥,2010:《FDI 溢出机制、技术进步路径与经济增长绩效》,《经济研究》第 6 期。
- 3.黄玖立、冼国明,2010:《金融发展、FDI 与中国地区的制造业出口》,《管理世界》第 7 期。
- 4.鞠建东、林毅夫、王勇,2004:《要素禀赋、专业化分工、贸易的理论与实证——与杨小凯、张永生商榷》,《经济学(季刊)》第 1 期。
- 5.刘军、邵军,2011:《技术差距与外资的溢出效应:基于分位数回归的分析》,《国际商务(对外经济贸易大学学报)》第 21 期。
- 6.李燕、韩伯棠、张庆普,2011:《FDI 溢出与区域技术差距的双门槛效应研究》,《科学学研究》第 2 期。
- 7.林毅夫,2013:《新结构经济学的理论框架研究》,《现代产业经济》第 2 期。
- 8.彭红枫、鲁维洁,2011:《外商直接投资的动态挤出挤出效应——基于全国及地区差异的分析和检验》,《世界经济研究》第 2 期。
- 9.王明益,2014:《外资异质性、行业差异与东道国技术进步——基于制造业分行业的全参数与半参数估计比较》,《财经研究》第 9 期。
- 10.汪旭晖、杨东星,2011:《我国流通服务业 FDI 溢出效应及其影响因素——基于省际面板数据的实证检验》,《宏观经济研究》第 6 期。
- 11.冼国明、欧志斌,2008:《FDI 对中国国内投资的挤出和挤出效应及进入壁垒对该效应的影响——基于行业面板数据的重新检验》,《世界经济研究》第 3 期。
- 12.许和连、亓朋、祝树金,2006:《贸易开放度、人力资本与全要素生产率:基于中国省际面板数据的经验分析》,《世界经济》第 12 期。
- 13.余泳泽、武鹏,2010:《FDI、技术势能与技术外溢——来自我国高技术产业的实证研究》,《金融研究》第 11 期。
- 14.余泳泽,2012:《FDI 技术外溢是否存在“门槛条件”——来自我国高技术产业的面板门限回归分析》,《数量经济技术经济研究》第 8 期。
- 15.张宇,2008:《FDI 技术外溢的地区差异与吸收能力的门限特征——基于中国省际面板数据的门限回归分析》,《数量经济技术经济研究》第 1 期。
- 16.张中元、赵国庆,2012:《环境规制对 FDI 溢出效应的影响——来自中国市场的证据》,《经济理论与经济管理》第 2 期。

17. Aitken, B. J., and A. E. Harrison. 1999. "Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela." *American Economic Review* 89(3):605-618.
18. Alfaro, L., A. Chanda, S. Kalemli-Ozcan, and S. Sayek. 2004. "FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Markets." *Journal of International Economics* 64(1):89-112.
19. Azman-Saini, W. N. W., S. H. Law, and A. H. Ahmad. 2010. "FDI and Economic Growth: New Evidence on the Role of Financial Markets." *Economics Letters* 107(2):211-213.
20. Barbosa, N., and V. Eiriz. 2009. "The Role of Inward Foreign Direct Investment on Entrepreneurship." *International Entrepreneurship and Management Journal* 5(3):319-339.
21. Dunning, J. H. 1981. *International Production and the Multinational Enterprise*, 46-71. London: George Allen and Unwin.
22. Javorcik, B. S. 2004. "Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages." *American Economic Review* 94(3):605-627.
23. Hansen, B. E. 1999. "Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference." *Journal of Econometrics* 93(2):345-368.
24. Olley, S., and A. Pakes. 1996. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Industry." *Econometrica* 64(6):1263-1297.
25. Sbia, R., M. Shahbaz, and H. Hamdi. 2014. "A Contribution of Foreign Direct Investment, Clean Energy, Trade Openness, Carbon Emissions and Economic Growth to Energy Demand in UAE." *Economic Modelling* 36(C):191-197.
26. Smruti, R. B., D. Pami, and G. Bishwanath. 2012. "Foreign Direct Investment and Technology Spillovers: Evidence across Indian Manufacturing Industries." *The Singapore Economic Review* 57(2):1-23.

Research on Multi-threshold Feature of FDI Spillover from Perspective of New Structural Economics

Guan Chunyu^{1,2}, Xu Qifa¹ and Jiang Cuixia¹

(1: Management School, Hefei University of Technology;

2: Economics School, Beifang University of Nationalities)

Abstract: By building a Stacklberg equilibrium which include variance of capital cost, this paper finds that whether the FDI spillover effects are positive or negative depends on the development of finance, human capital and size of the market. By using panel data of 221 cities in China from 1997 to 2014, we construct multi-threshold regressive model to empirically test the non-linear hypothesis. The results show that: firstly, the decisive factors have nonlinear relationship with spillover effects of FDI. Secondly, the development of finance will restricts the FDI spillover effects when below the threshold. Thirdly, scale of market can produced periodic effects on FDI spillover: when the size of the market below or above some thresholds, it will produce negative effects; only during the reasonable range, can make significant positive effects. This means that when the FDI excessive concentrates in the same city, may strengthens the competition between foreign enterprises and local enterprises in this city, and will reduce the positive spillover of FDI. The theory of New Structural Economics advocate that, the developing countries should not just compare the differences between them with the developed countries, but also think about the key features of their own economics. According the factors influence their economics in different stages, the developing countries should provide different policies to improve spillover of the FDI.

Keywords: Variance of Capital Cost, Spillover of FDI, Threshold Regressive Model of Panel Data, New Structural Economics

JEL Classification: D33, E25

(责任编辑:彭爽)