

FDI 后向关联对我国本土企业创新能力的影响

魏彦莉, 郭继鸣

(河北工业大学 管理学院, 天津 300130)

摘 要: 本文对 2001—2007 年我国 36 个工业行业 FDI 后向关联对本土企业创新能力的影响效果进行了检验。研究结果表明, FDI 对本土企业创新能力具有后向关联溢出效应, 通过进一步修正模型, 发现 FDI 对本土企业创新能力的后向关联创新溢出效应呈非线性。

关键词: FDI; 后向关联; 企业创新能力

中图分类号: F124.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-980X(2010)12-0012-05

1 问题提出

改革开放以来, 为弥补国内建设资金和技术实力的不足, 我国政府把利用外商直接投资 (foreign direct investment, FDI) 当作一项紧迫任务提到议事日程上来, 为此制订并实施了许多吸引 FDI 的优惠政策, 希望 FDI 的进入能够带来更多的资金、技术、营销经验和管理方法。改革开放 30 多年的引资实践表明, FDI 所带来的效应已充分显现, 尤其是 FDI 对我国国内工业企业竞争力和生产力的提高所具有的技术溢出效应更是非常显著。实际上 FDI 引致的技术转移、知识扩散已超越外商投资项目本身, 让更多的国内企业最终受益。

目前有关技术溢出的实证研究结论存在很大差异。出现这一现象有多方面的原因, 其中一个重要原因是研究对象的错位。较早时期的研究多以产业内的水平型技术溢出为研究对象, 而现实中为了避免“同行变对手”, 企业通常会千方百计提升自身竞争力, 在与同行企业竞争时, 会想方设法控制和“隔离”技术, 阻止对东道国企业的水平型技术溢出。因此, 外商投资对东道国企业的水平型技术溢出是非常有限的, 有时甚至是负向的, 这与一些实证研究的结果相吻合。Javorcik^[1]认为, 研究者可能是在错误的地方寻找 FDI 的溢出效应, 溢出渠道更可能发生在行业间(垂直方向)而不是行业内(水平方向), 溢出效应可能通过后向关联渠道即当地中间品供应商与跨国公司子公司的直接联系而产生。理论上, 跨国公司为保持公司的垄断优势会采取措施抑制水平方向的技术溢出, 而着力促进垂直方向的技术溢出。

近年来, 为了提高企业的核心竞争力, 许多企业抛弃了以往的“内部化”策略, 采取“生产外包”、“服务外包”等“外部化”策略, 使得供应商和客户之间的供求关系变成垂直型关联。为保证所需中间投入品的质量和准时交货, 企业会主动对上游供应商提供技术援助和支持, 为维持和扩大市场份额, 还会主动为下游客户提供配套服务。

本文利用 2002—2008 年《中国科技统计年鉴》中 36 个工业行业的面板数据, 运用计量经济学软件 Eviews5.1, 对 FDI 后向关联创新溢出效应即 FDI 后向关联对本土企业创新能力的影响进行检验。

2 研究对象及数据来源

数据的收集是存在性检验研究的关键步骤, 它直接关系到研究结论的可靠性和有效性。

2.1 研究对象

本文的研究对象是中国 36 个工业行业。以工业行业为研究对象的主要原因是: 第一, 工业行业是我国利用外商直接投资的主体, 占我国利用外商直接投资份额的重要比例, 工业行业仍然是对投资者最具吸引力的部门; 第二, 工业行业在国民经济中的地位举足轻重, 选择中国工业行业研究 FDI 后向关联创新溢出的总体状况有较高的可信度。此外, 从数据的可获得性、连续性和完整性角度考虑, 工业统计数据是中国所有行业中最完整的, 其他行业的数据要么没有统计、要么不连续, 无法进行计量经济分析。

本文用 2001—2007 年中国 36 个工业行业数据进行检验。按照《国民经济行业分类与代码》(科技

收稿日期: 2010-09-14

作者简介: 魏彦莉 (1976—), 女, 河北衡水人, 河北工业大学管理学院讲师, 博士, 研究方向: 外商投资与科技管理; 郭继鸣 (1958—), 女, 河北廊坊人, 河北工业大学管理学院教授, 研究方向: 外商投资、市场营销。

统计用) (GB/T 4754-2002) 的制造产业分类标准, 2003—2007 年 38 个行业的数据中“其他采矿业”数据缺损严重, 而“工艺品及其他制造业”行业调整较大, 因此扣除这两类行业, 本文研究样本包括 36 个行业。

由于我们所选的时间序列包括两种不同的工业产业分类标准《GB/T 4754-2002》和《GB/T 4754-1994》, 不同标准下制造行业的名称和统计方法有所不同, 因此本文进行了适当调整。

2.2 数据来源

本文数据主要来自于 2002—2008 年《中国科技统计年鉴》, 有部分数据来源于《中国工业经济统计年鉴》、《2004 年经济普查年鉴》和《中国统计年鉴》。本文选择了 36 个工业行业的数据进行分析, 分析的范围为这些行业 2001—2007 年的相关数据。这 36 个工业行业主要由大中型制造企业构成, 因为大中型制造企业在我国全部制造企业中, 无论是产值、利税还是从业人数都占有绝对多数, 因此这些数据具有广泛的代表性。大中型企业占主导地位这一特点在技术创新活动方面表现得尤为明显, 所以我们认为用大中型制造企业的相关数据足可以反映出我国工业行业 FDI 后向关联创新溢出效应的一般情况。

本文另一个重要的数据来源为《2002 年投入产出表》。编制投入产出表要消耗巨大的人力物力, 因此我国并不是每年都进行编制, 而是每逢 2、7 年份编制投入产出基本表, 逢 0、5 年份编制投入产出延长表。本文根据研究的需要, 使用 2002 年的全国投入产出表, 投入产出表的投入产出数据分 42 个部门和 122 个部门。为了和《中国科技统计年鉴》上的 36 个工业行业相对应, 本文将《中国科技统计年鉴》的大中型工业企业行业分类和投入产出表中的 122 个部门行业进行对照合并, 按照 36 个行业分类, 重新计算其投入产出数据和相关的直接消耗系数和直接分配系数。

3 估计模型

在设定估计模型时, 为了研究的方便, 我们使用被广泛采用的 C-D 生产函数模型, 如式(1)所示。

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_1} L_{it}^{\beta_2} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 、 A_{it} 、 K_{it} 、 L_{it} 分别为 i 工业行业第 t 年的创新能力、技术水平、资本投入和劳动力投入。

假设 FDI 的外溢效应通过改变各类要素的使用效率(技术水平 A) 来影响创新能力的增长, 且两者之间存在指数关系, 则 i 工业行业第 t 年的技术水平如式(2)所示。

$$A_{it} = Ce^{\beta_3 \text{Hori}_{it} + \beta_4 \text{Back}_{it} + \beta_5 \text{Forw}_{it}} \quad (2)$$

C 衡量了除 FDI 水平溢出、后向关联溢出和前向关联溢出之外的其他因素对创新能力的影响作用, 即 i 行业的创新能力水平由 FDI 企业通过水平、后向和前向关联溢出效应而产生的技术进步以及来自于除 FDI 水平、后向与前向关联溢出效应之外的其他因素影响的创新能力两部分构成。将式(2)代入式(1), 两边取对数, 可以得到如下计量模型, 如式(3)所示。

$$\ln Y_{it} = \alpha + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \text{Hori}_{it} + \beta_4 \text{Back}_{it} + \beta_5 \text{Forw}_{it} + \eta_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

由于计算采用的是跨行业的数据, 因此取对数也在一定程度上减小了回归结果中出现异方差的可能性。

式(3)中, $\alpha = \ln C$; 下标 i 代表某个行业; 下标 t 代表时间; $\beta_1 \sim \beta_5$ 是回归系数, 可根据这些系数的值来判断 FDI 的水平、后向和前向溢出效应情况; Hori_{it} 、 Back_{it} 、 Forw_{it} 分别表示 FDI 的水平参与度、后向垂直关联度、前向垂直关联度; η 表示不可观测的行业效应; η 表示不可观测的时间效应; ε 为随机扰动项。

使用对数所受到的一个限制是变量不能取零或为负值。但在 Y 非负而又可等于零的情形中, 有时采用 $\ln(1+Y)$ 。除了从 $Y=0$ 开始的变化(此时的百分比变化没有定义)外, 通常的百分比变化几乎完全保留了百分比变化的解释。一般而言, 如果并非多数为零时, 使用 $\ln(1+Y)$, 并把估计值做变量为 $\ln Y$ 时的解释, 通常是可以接受的。因为内资企业的创新能力指标 Y 有个别数字为 0, 所以用 $\ln(1+Y_{it})$ 代替 $\ln Y_{it}$, 不影响估计结果。

3.1 因变量

本文采用创新投入和创新产出相结合的方式度量企业创新能力, 而且前者对后者存在一定的决定关系。创新投入方面, 因为 FDI 后向关联所导致的创新基本上属于引进消化吸收再创新, 所以我们选取消化吸收经费作为创新投入的指标。

大部分学者对创新产出的测度使用的是专利指标, 但是结合本文所要研究和测量的具体对象, 采用新产品销售收入来测量行业的年度创新产出水平更合适^[2]。这是因为: 第一, 新产品销售收入在创新的技术先进性方面虽然弱于专利数据, 但是更广泛地包括了创新本身和创新成果的商业化水平, 所以新产品销售收入在广泛性和全面性、系统性方面都具有比较优势; 第二, 考虑到我国目前技术创新的水平和特征, 我国企业的技术创新更多的是在引进和学习国外先进技术基础上的二次创新, 是一种模仿、追赶为主的学习性创新, 这种创新的特征就是新产品的大量涌现, 但是有可能申请专利的原始性创新的

项目数量很少。与美国等国家占据产业技术前沿的技术创新效益水平不同,在我国现阶段专利不能很好地用于测度行业的创新产出水平,而将新产品销售收入用于测度创新产出水平更加符合我国的创新现状。

综上,度量本文设计的企业创新能力变量采取创新投入和产出组合变项的方法,将指标标准化后,采取等权重相加,作为创新能力的衡量指标,其中创新投入采用内资企业消化吸收经费来度量,创新产出采用内资企业新产品销售收入来度量。内资企业数据通过将大中型工业企业数据减去三资企业数据计算得到,数据来源为 2002—2008 年的《中国科技统计年鉴》。

由于两个指标间数量差异较大,不同指标很难在量上直接进行比较,不能直接相加,因此需要对各个指标值进行数据标准化处理。标准化之后采用式(4)计算不同年份不同行业的内资企业的创新能力。

创新能力 = 创新投入标准值 $\times$ 50% + 创新产出标准值 $\times$ 50%。

3.2 自变量

模型中 K 为内资企业科技活动经费内部支出额,具体计算是用 2002—2008 年《中国科技统计年鉴》中大中型工业企业科技活动经费内部支出额减去三资企业科技活动经费内部支出额; L 为内资企业科技活动人员数,具体计算也是采用 2002—2008 年《中国科技统计年鉴》中大中型工业企业数据减去三资企业数据。

在模型中,最关键的自变量就是用来表示 FDI 在水平(行业内)和垂直(行业间)的参与度的变量。由于后文计算 FDI 后向、前向垂直参与度指标时要运用投入产出表的数据,对 FDI 的参与程度要采用外资企业占东道国行业总销售收入或总产值的比重,因此,为了前后统一,这里采用三资企业占全行业总销售收入的比重来衡量 FDI 的水平(行业内)参与程度。行业 i 的 FDI 水平参与度 $Hori_i$ 用外资销售收入所占比例来表示,如式(5)所示。

$Hori_i = \text{外资行业 } i \text{ 的销售收入} / \text{行业 } i \text{ 总销售收入}$ 。

对于垂直参与度变量的构造,这里参照了国外学者的做法,主要借助投入产出表来构造各行业之间的联系。模型中主要用到 $Back_i$ 和 $Forw_i$ 两个变量,下面分别详细加以描述。

首先介绍投入产出表分析的两个重要系数。

直接消耗系数,也称为投入系数,记为 a_{ij} 。在投入产出表中,中间产品流量 x_j 是 j 产品部门生产 X_j 单位时所投入的 i 产品部门的产品量,如式(6)所

示。

$$a_{ij} = x_{ij} / X_j (i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, n)。$$

a_{ij} 表示 j 产品部门消耗的来自 i 产品部门的中间产品量占 j 部门总投入的比重。

直接分配系数记为 h_{ij} ,它是指 i 部门分配给 j 部门作为中间投入的产品占 i 部门总产出的比重,如式(7)所示。

$$h_{ij} = x_{ij} / X_i (i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, n)。$$

$Back_i$ 为 FDI 的后向垂直参与度,用来衡量外资企业对上游行业国内厂商的创新能力的溢出影响。这里借鉴了 Blalock 对后向溢出效应的定义,并稍做改进^[3]。行业 i 的 FDI 后向垂直参与度的计算公式见式(8)。

$$Back_i = \sum_j h_{ij} Hori_j N_i。$$

h_{ij} 为由投入产出表计算得到的直接分配系数的行数据(剔除对角线上的元素)。因为在 $Hori_i$ 变量中已经包含了部门内的效果,因此供给给同部门的投入品应被剔除出去,也就是权重 h_{ij} 不能包含部门内,即 $i = j$ 的情况(水平溢出效应)。 h_{ij} 表示行业 j 向行业 i 购买中间产品占行业 i 总产出的比例, $Hori_j$ 是行业 j 的 FDI 水平参与度; N_i 是行业 i 中内资销售收入的比例。和前人的研究相比,本文增加了 N_i 这个系数,因为行业 i 向外资行业 j 提供的中间产品有 i 行业的外资企业生产的,也有内资企业生产的,而我们所要研究的对象是 FDI 通过后向关联对内资企业的影响,所以要乘以 N_i 系数。显然, i 行业下游部门的外资比重越高,供给到下游部门中间品的比重就越高,也就是 $Back_i$ 变量的值越大。

$Forw_i$ 为 FDI 的前向垂直参与度,用来衡量 FDI 企业通过提供高质量的产品或示范效应而对东道国下游行业的国内厂商的创新能力的溢出影响。这里参照了 Schoors 的做法,并稍作改进^[4]。行业 i 的 FDI 前向垂直参与度的计算公式见式(9)。

$$Forw_i = \sum_m a_{im} Hori_m N_i。$$

a_{im} 为由投入产出表计算的直接消耗系数的列数据(剔除对角线上的元素),同样,也排除了行业内采购中间产品的情况,即排除 $i = m$ 情况,因为行业内的情况已经由 $Hori_i$ 变量包含进去了。该参数表示产出部门 i 的产品消耗各投入部门 m 的产品的数量; $Hori_m$ 是行业 m 的 FDI 水平参与度; N_i 是行业 i 中内资销售收入的比例。 $Forw_i$ 溢出变量的值随着上游行业外资比重的提高而变大。

4 FDI 后向关联对本土企业创新能力影响的检验

4.1 估计方法

选择固定效应模型还是随机效应模型的判别方法是采用 Hausman 检验,但是实际应用中往往根据所研究问题的特点来决定。如果仅对样本本身的个体差异情况进行分析,则可使用固定效应模型;如果是用样本推断总体的个体差异情况,则应采用随机效应模型。

本文的研究对象是 2001—2007 年 36 个工业行业,是对总体情况的研究,反映的是总体效应,所以应该选用固定效应模型。由于研究的时间区间(2001—2007 年)相对于省份个数(36)而言很短,研究对象的差异主要在行业间而非时间序列上,因此首先用个体固定效应模型进行估计。

进一步,还需进行个体固定效应模型和混合估计模型的选择。可以通过 F 检验来决定是否建立个体固定效应模型。首先建立混合效应估计模型,然后把回归结果的 Sum squared resid 值复制出来,就是 RRSS;然后建立个体固定效应模型,把回归结果的 Sum squared resid 值复制出来,就是 URSS;最后,根据计算结果查 F 值分布表,看是否通过检验。检验准则:当 $F > F_{\alpha}(N-1, NT-N-k)$, $\alpha=0.01$ 或 0.05 或 0.1 时,拒绝原假设,应该建立个体固定效应模型;反之,接受原假设,不能建立个体固定效应模型。最后算出 $F=5.8207$, P 值小于 0.01 , 结果显著,拒绝原假设,有必要建立个体固定效应模型。

另外, Hausman 检验结果显著,拒绝原假设,表明应该选择个体固定效应模型。

4.2 估计结果分析

运用 Eviews5.1 软件,采用个体固定效应模型进行计算。另外,古典线性回归模型的一个基本假设是随机扰动项 u_i 无序列相关,如果随机扰动项的协方差不等于零,则称为序列相关。如果模型被检验证明既存在异方差,同时又存在序列相关,则需要发展新方法估计模型。最常用的估计方法是广义最小二乘法。考虑到面板数据同时包含横截面数据和时间序列数据的信息,比较容易产生异方差和序列相关问题,为此我们采用估计的广义最小二乘法(EGLS)进行回归分析,选择横截面加权法。估计结果见表 1。

表 1 模型估计结果

解释变量	回归系数	系数标准差	T 检验值	显著性
C	- 0.497468	0.022650	- 21.96278	0.0000
lnK	0.029775	0.002583	11.52852	0.0000
lnL	0.225797	0.043172	5.230137	0.0000
Hori	0.231240	0.027615	8.373711	0.0000
Back	0.346848	0.104189	3.329017	0.0011
Forw	1.557294	0.290998	5.351567	0.0000
R ²	0.918307	被解释变量均值		0.120104
调整后 R ²	0.899634	被解释变量方差		0.157860
回归标准差	0.045072	残差平方和		0.355511
总体 F 检验值	49.17897	DW 检验值		1.390775
F 检验显著性	0.000000			

估计结果显示,科技经费内部支出系数、科技人员投入系数均为显著的正向,这和大多数学者的检验结果是一致的。

水平溢出为显著的正向,即行业内外资比例对本行业所有企业的创新能力起到了显著的正向外部效应,即存在水平型的创新溢出。

前向溢出为显著的正向,表明外资供应商对本行业内资企业的创新能力起到了显著的正向外部效应,即存在正的前向垂直创新溢出。

后向溢出也为显著的正向,表明内资企业通过向外资客户供应中间产品使内资企业的创新能力得到了提升,即存在正的后向垂直创新溢出。

Damijan^[5]等指出,已有研究水平溢出的文献一般得到否定的结论,得出否定结论的原因之一就是所有的研究都基于外资比重与生产力的线性关系来衡量水平溢出。而他们认为两者很有可能是非线性关系;当外资比重很低时,水平溢出效应也很低,外资比重的增加会提高溢出效应;而当超过一定程度时,更多的外资将阻碍当地企业的发展并使不具备竞争能力的企业退出市场,外资比重与水平溢出呈现了倒 U 型关系。遗憾的是, Damijan 等在衡量水平溢出时也采用了线性关系,只是在结论部分提出上述观点。外资比重的增加并不一定导致溢出效应的单调增强。本文讨论的 FDI 后向关联与创新能力溢出也可能具有类似的非线性关系。

因此,考虑加入后向垂直参与度的平方项 $Back_{it}^2$ 和 $Back_{it}$ 共同反映 FDI 后向关联创新效应。如果后向关联与创新溢出是线性关系,则只有 $Back_{it}$ 显著;如果前文分析的倒 U 型关系成立,则 $Back_{it}^2$ 的系数符号为负, $Back_{it}$ 的系数符号为正;如果正 U 型假说成立,则反之。估计模型如式(10)所示。模型改进后的估计结果如表 2 所示。

$$\ln Y_{it} = \alpha + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 Hori_{it} + \beta_4 Back_{it} + \beta_5 Back_{it}^2 + \beta_6 Forw_{it} + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

表 2 模型改进后的估计结果

解释变量	回归系数	系数标准差	T 检验值	显著性
C	- 0. 523864	0. 024171	- 21. 67298	0. 0000
lnK	0. 028657	0. 002314	12. 38636	0. 0000
lnL	0. 240919	0. 041960	5. 741681	0. 0000
H ori	0. 236388	0. 028882	8. 184590	0. 0000
Back	1. 426195	0. 226515	6. 296243	0. 0000
Back ²	- 4. 124807	0. 973075	- 4. 238942	0. 0000
Forw	1. 424075	0. 291756	4. 881053	0. 0000
R ²	0. 919439	被解释变量均值	0. 120065	
调整后 R ²	0. 900456	被解释变量方差	0. 157755	
回归标准差	0. 044864	残差平方和	0. 350221	
总体 F 检验值	48. 43540	D W. 检验值	1. 405552	
F 检验显著性	0. 000000			

加入后向垂直参与度平方项后, 模型估计结果显示, 其他变量的显著关系变化很小, 而平方项回归系数符号为负, 且在 0. 01 水平显著。这表明 FDI 后向关联与东道国内资企业创新能力呈倒 U 型关系。这也表明, 中国工业企业在外资逐渐增加的过程中首先会提升国内企业的创新绩效与创新能力, 当初始竞争度较低时, 外资进入将迫使当地企业提高创新的投入力度以打击竞争对手, 因此外资进入程度与本土企业创新能力的提高成正比; 随着外资比重进一步提高, 垄断利润大大降低, 企业研发能力下降, 同时更激烈的竞争将减少企业的创新收益, 降低东道国企业的创新能力。因此, 当进入的外资超过某一定量时, 国内企业的创新能力会降低。

5 政策启示

基于以上结论, 我们认为, 中国在进一步吸引外

资以提高国内企业的技术水平和生产效率的同时, 应注重提高国内企业与其的联系程度和联系能力。当然, 仅仅依靠行政命令提高外资企业的国产化比率来实现这个目标是不现实的, 这既不符合国际惯例, 也不能从根本上提高国内企业的技术水平。对此, 需要从环境和服务上出发, 培育企业参与国际化经营的视野和能力; 同时, 促进国内企业提高技术溢出吸收能力和配套研发能力, 从而增强外资企业的后向关联创新溢出效应。

参考文献

[1] JAVORCIK B S, SPATAREANU M. To share or not to share: Does local participation matter for spillovers from foreign direct investment? [J]. Journal of Development Economics, 2008, 85: 194-217.

[2] Liu Zhiqiang. Foreign direct investment and technology spillovers: Theory and evidence[J]. Journal of Development Economics, 2008, 85: 176-193.

[3] 姜瑾, 朱桂龙. 外商直接投资行业间技术溢出效应实证分析[J]. 财经研究, 2007(1): 112-121.

[4] 王苍峰. FDI、行业间联系与溢出效应——基于我国制造业行业面板数据的实证分析[J]. 世界经济研究, 2008(3): 73-79.

[5] DAMIJAN J P, KNELL M S, MAJCEN B, et al. Technology transfer through FDI in top 10 transition countries: how important are direct effects, horizontal and vertical spillovers? [R]. William Davidson Working Papers, the University of Michigan Business School, 2003

Impact of Backward Linkage of FDI on Local Enterprises' Innovation Capability

Wei Yanli, Guo Jiming

(School of Management, Hebei University of Technology, Tianjin 300130, China)

Abstract: This paper tests the effects of FDI backward linkage spillover on enterprises' innovation capability through using the data about 36 industries from 2001 to 2007. The results show that there exists the positive and significant backward linkage spillover from FDI to enterprises' innovation capability. After amending the model, the results show that the backward linkage spillover from FDI to enterprises' innovation capability is the non-linear.

Key words: FDI; backward linkage; enterprises' innovation capability