

中国外商直接投资与技术进步的实证研究

包群 赖明勇

摘要: 在新增长理论框架下, 本文建立了用外商直接投资将技术进步内生化的增长模型, 协整分析的结果表明外商直接投资虽然促进了我国的技术进步, 但这一作用主要是通过外资企业自身要素生产率的提高, 外资企业对国内企业的技术外溢效果并不明显。同时, 根据新古典增长理论, 本文运用误差修正模型考察了外商直接投资与我国全要素生产率、资本产出率之间的关系, 实证结果进一步证实前述结论, 并且发现外商直接投资的技术进步作用存在较大波动性。

关键词: 外商直接投资 技术进步 技术外溢

一、问题提出

作为国际资本流动的主要方式, 外商直接投资(FDI)对东道国经济的影响和作用日益为国内外研究者所关注。早期研究主要以发展经济学为基础, 强调外商直接投资对东道国, 尤其是发展中东道国经济的资本积累作用, 如Rostow首先提出发展中国家通过利用外资可以改善在经济“起飞”阶段所面临的资本短缺约束。依据新古典增长理论的哈罗德—多马模型, Chenery & Strout进一步提出了“双缺口”模型, 指出外资可以弥补国内投资与储蓄之间的资金缺口、进口与出口之间的外汇缺口。但是, 传统的“双缺口”模型难以解释流入我国的外商直接投资不断增多的现象。首先, 我国并不存在明显的投资资金缺口, 虽然由于利率的下调近年来居民储蓄增速减缓, 但整个20世纪90年代我国居民平均储蓄额达到5400多亿人民币, 高居不下的居民储蓄成为国内投资的重要来源。其次, 我国也没有明显的外汇缺口, 除了个别年份之外(如1993年我国外贸逆差为122.2亿美元), 20世纪90年代以来我国外贸都保持了一定的贸易顺差, 而且充足的外汇储备也避免了外汇短缺的出现。因此, 一些学者从技术进步角度探讨FDI对我国经济的促进作用。

汤文仙、韩福荣(2000)提出了“技术缺口”这一概念, 指出除了传统的双缺口模型外, 中国经济还存在技术落后、生产效率不高所导致的“技术缺口”, 外资的引入正是为了弥补我国的“技术缺口”。江小涓(2000)指出在近年来我国生产能力和资金都过剩的情况下, 内资之所以不能替代外资的原因就在于外商直接投资对东道国经济能起到改善资产质量、促进技术进步、提升产业结构、带动配套产业等作用。张诚等(2001)、陈敏敏(2000)则分别研究了我国FDI的技术外溢渠道及其影响因素。

随着技术进步在我国经济增长方式的转变、产业结构的调整和提升方面发挥着日益重要的作用, 多年来我国一直实行“以市场换技术”的引资战略, 试图通过吸引外商直接投资来促进我国国内的技术进步。已有研究往往侧重从定性分析的角度探讨FDI可能带来的技术扩散、传递、示范作用, 但以“市场换技术”引资政策的实效分析必须建立在定量测算基础上。因此, 本文在新增长理论的框架下, 建立用FDI将技术

进步内生化的增长模型, 并在此基础上具体测算了我国FDI的技术进步效应。

二、用外商直接投资内生技术进步的增长模型

在新增长理论中, 技术进步内生化的表述方式有多种, 如以Romer(1986)为代表的干中学模型, 以Lucas(1990)为代表的人力资本模型以及以Grossman & Helpman(1991)为代表的研发模型。事实上, 在开放经济条件下FDI也是技术进步的重要来源之一。大量的国际经验表明跨国公司的直接投资在国际间技术扩散、传播中扮演了重要作用, 如本国企业对外资企业先进技术的模仿, 外资企业与国内企业的产业关联效应, 外资企业的进入增强本国市场的竞争压力从而迫使本国企业加大研发力度, 以及外资企业对本国员工的人员培训等等。这一点也为众多学者的实证研究所证实, Nadiri(1991)、Imbriani & Reganati(1997)等人发现流入发达国家的外资企业对当地企业存在技术外溢效应; Kokko(1994)、Kokko & Zejan(1994)、Sjoholm(1999)等人对发展中东道国的外商直接投资的研究结果也支持了FDI技术外溢效应的结论。以这些已有实证研究工作为基础, 本文构造了一个用FDI将技术进步内生化的增长模型。

本文进一步将FDI促进技术进步的渠道分为直接效应和间接效应两类: (1) 外资企业技术进步的直接效应指外资企业相对国内企业的要素生产率优势的提高。正如传统的外商直接投资区位决定因素理论所表明的, 拥有先进技术、研发能力、管理经验这些所有权优势是外商直接投资行为发生的一个前提条件, 外资企业要素生产率的提高将直接带动东道国技术进步。(2) 间接效应是指外资企业对国内企业的技术外溢。显然, 外商直接投资占我国总投资的比重将直接影响技术外溢效应的大小, 如果我国FDI存在正向的技术外溢效应, 则这一比重越大, 外资企业的技术外溢效应也越明显。

传统的Cobb-Douglas生产函数为:

$$Y_t = A_t L_t^{\alpha} K_t^{\beta} \dots \dots \dots (1)$$

新古典增长理论将技术进步视为由常数项 A_t 所表示的残值, 来度量全要素生产率(TFP)。本文则以新增长理论为基础, 假定外商直接投资是决定我国经济全要素生产率的影响因素之一, 从而建立FDI内生化的技术进步模型如下:

$$A_t = B_t [1 + \eta \text{SHARE}_t] \text{FDI}_t^{\theta} \dots\dots\dots (2)$$

其中: Y_t 、 L_t 、 K_t 、 SHARE_t 、 FDI_t 分别代表 GDP、劳动力投入、资本存量、外商直接投资占国内总投资的比重和外商直接投资的实际金额。 A_t 代表 t 时期的全要素生产率, 它是由外商直接投资额、外商直接投资占国内总投资的比重(反映外资企业技术外溢效果)来内生决定的。 θ 为外资企业与国内企业相比的相对生产率弹性系数, 反映了外资企业促进技术进步的直接作用。 η 为外商直接投资占总投资比重的弹性系数, 度量了外资企业的技术外溢效果。 η 值的经济涵义是很明显的。 如 η 为 0, 则(2)式为 $A_t = B_t \text{FDI}_t^{\theta}$, 此时外商直接投资对技术进步的作用仅限于直接效应。 如果 η 取值为正, 说明流入我国的外商直接投资对国内企业存在正的技术外溢作用; 反之, 如果计算的 η 值为负, 则表明外商直接投资对我国国内企业的技术进步还可能存在一定的阻碍效果。 B_t 为全要素生产率的影响因素的残余值, 表示影响技术进步的各种其他因素。

从(2)式可以看到, 外商直接投资通过技术进步来促进经济的内生增长, 其途径主要有两条: 提高外资企业自身的相对要素生产率(θ); 通过外资企业对国内部门、当地企业产生的技术外溢效果(η)。 因此, 外商直接投资促进我国技术进步的综合效应由 θ 、 η 共同决定, 令外资企业技术进步的综合效应为 δ , 由(2)式的 η 、 θ 值可计算出

$$\delta = \frac{\eta \theta}{1 - \eta \theta} \dots\dots\dots (3)$$

将(2)式代入(1)式, 得到:

$$Y_t = B_t [1 + \eta \text{SHARE}_t] \text{FDI}_t^{\theta} L_t^{\alpha_1} K_t^{\alpha_2} \dots\dots\dots (4)$$

上式的两边同时取自然对数, 得到:

$$\ln Y_t = \ln B_t + \ln [1 + \eta \text{SHARE}_t] + \theta \ln \text{FDI}_t + \alpha_1 \ln L_t + \alpha_2 \ln K_t \dots\dots\dots (5)$$

利用近似估计: 当 z 很小时, $\text{Log}(1+z) \approx z$, 对上式中的第二项作近似估计, 则(5)式可写成:

$$\ln Y_t = \ln B_t + \eta \text{SHARE}_t + \theta \ln \text{FDI}_t + \alpha_1 \ln L_t + \alpha_2 \ln K_t \dots\dots\dots (6)$$

式(6)即为基本计算公式。

三、模型的实际测算

(6)式的变量均为时间序列数据, 可能存在非平稳性。 而回归分析是以样本数据的平稳性为前提的, 对非稳定性的时间序列数据应用回归分析往往会导致伪回归现象, 从而致使结论无效。 对于 1 阶差分稳定的时间序列变量, 即在变量在满足 1 阶平稳 $I(1)$ 的条件下, 采用协整分析方法可以确定各变量之间的长期稳定关系。 因此, 本文首先检验式(6)中各经济变量的时间序列数据的平稳性, 然后由此选择(6)式的测算方法。

(一) 变量的平稳性检验

本文采用 1979- 2000 年的时间序列数据, 考虑到对时间序列数据取对数之后不会改变其时序性质, 且对数化后的数据容易得到平稳序列, 因此对数据进行对数处理, 分别记为 L GDP (国内生产总值)、 L K (资本)、 LLABOR (劳动力)、 L FDI (外商直接投资)。 在计算我国外商直接投资金额占我国总投资比重时, 本文参照文献 [1] 的做法, 采用历年美元的有效汇率将各年外商直接投资额转换为人民币计价, 从而计算出 1979- 2000 年各年外商直接投资额占国内总投资的比重, 用 SHARE 表示。

本文采用 ADF (Augmented Dickey- Fuller) 单位根检验方法来检验变量的平稳性。 检验结果见表 1。

表 1 ADF 单位根检验结果

变量	检验形式 (C, T, K)	ADF 检验统计量	5% 临界值
L GDP	(C, T, 1)	- 3.583	- 3.659
Δ L GDP	(C, N, 3)	- 3.539	- 3.052
L FDI	(C, T, 4)	- 3.254	- 3.735
Δ L FDI	(C, N, 1)	- 3.458	- 3.029
L K	(C, T, 4)	- 2.761	- 3.708
Δ L K	(C, N, 1)	- 3.108	- 3.029
LLABOR	(C, N, 3)	- 1.629	- 3.04
Δ LLABOR	(C, T, 3)	- 3.298	- 3.276
SHARE	(C, T, 2)	- 2.087	- 3.675
Δ SHARE	(C, T, 1)	- 3.890	- 3.674

说明: 检验形式 (C, T, K) 分别表示单位根检验方程包括常数项、时间趋势和滞后阶数, N 是指不包括 C 和 T, 加入滞后项是为了使残差项为白噪声, 滞后项阶数由 AIC 准则确定, Δ 表示差分算子; 表中所列临界值为 5% 置信水平下的 ADF 检验 Mackinnon 统计值。 各类时间序列数据由各年《中国统计年鉴》整理、计算而得。

由表 1 可知, 在 5% 的置信水平下, 所有变量的水平序列都是非平稳的, 而它们的一阶差分都是平稳的, 即都是 $I(1)$ 序列。 因此, 本文以下采用协整分析方法来测算(6)式中各经济变量之间的长期变动关系。

(二) 协整分析结果

关于协整检验的研究已经发展成了两种主要的方法: 一是 1987 年 Engle 和 Granger 提出的基于协整回归残差的 ADF 检验; 二是 Johansen (1988, 1991) 和 Juselius (1990) 提出的基于 VAR 方法的协整系统检验, 通过建立基于最大特征值的比统计量 λ -max 来判别变量之间的协整关系。 Johansen 极大似然法可以精确地检验出协整向量的数目 r , 因此我们采用 Johansen 方法。 同时, 本文采用 AIC 定阶准则, 根据无约束的 VAR 模型的残差分析来确定 VAR 模型的最优滞后阶数。

协整检验结果见表 2。

表 2 Johansen 协整检验结果

L GDP、L K、LLABOR、L FDI 与 SHARE FDI (in VAR lags= 2)				
特征值	零假设 (H_0)	备择假设 (H_1)	似然比统计量	1% 临界值
0.947	$r=0$	$R=1$	156.83	76.07
0.838	$r=1$	$R=2$	97.864	54.46
0.776	$r=2$	$R=3$	61.405	35.65
0.586	$r=3$	$R=4$	31.473	20.04
0.499	$r=4$	$R=5$	13.835	6.65

说明: r 代表协整向量数。

表 2 表明, 在 1% 临界值下 L GDP、L K、LLABOR、L FDI 与 SHARE FDI 之间存在协整关系个数 R 为 4。 选取 L GDP、L K、LLABOR、L FDI 与 SHARE FDI 之间所对应的长期方程式为:

$$\begin{aligned} \text{L GDP} &= 0.375 \text{L K} + 1.88 \text{LLABOR} \\ &+ (0.0701) + (0.1723) \\ &+ 0.158 \Delta \text{L FDI} + 0.014 \text{SHARE} \\ &+ (0.0466) + (0.0028) \dots\dots\dots (7) \end{aligned}$$

(括号内的数值为回归系数的标准差)

协整结果有两点值得我们注意。

1. 由协整分析, $\theta = 0.1586$; $\eta = 0.014$, 进一步由(3)式计算 δ 值, 可得:

$$\delta = \frac{\eta \theta}{1 - \eta \theta} = 0.205 \dots\dots\dots (8)$$

因此, 本文计算结果表明外资企业促进我国技术进步的综合效应大约为 0.205, 即:

(1) 在外资企业自身要素生产率没有改变的情况下, 外

资企业占我国总投资的比重每提高1个百分点,可带动我国技术进步率0.014个百分点。(2)在外资企业占我国总投资的比重不变的情况下,外资企业自身要素生产率每提高1个百分点,可带动我国技术进步率0.1586个百分点。(3)外资企业自身要素生产率、外资企业占我国总投资的比重同时提高1个百分点,则促进我国技术进步的综合效应为0.205个百分点。沈坤荣等(2000)利用各省的外商直接投资总量与各省的全要素生产率作横截面的相关分析,得出FDI占国内生产总值的比重每增加一个单位,可以带来0.37个单位的综合要素生产率增长的结论。本文对时间序列数据的协整分析结果略低于这一数值。

协整结果说明虽然外商直接投资同时通过相对生产率的提高、技术外溢促进了我国技术进步,但外资企业技术进步的直接效应要远大于其对国内企业技术外溢的间接效应,即现阶段外资企业促进我国技术进步主要依赖于其自身要素生产率的提高,而非外资企业对国内企业的技术外溢作用。

因此,尽管普遍认为外资企业的要素生产率要高于国内企业(江小涓,2001),但外资企业的生产优势并没有对国内企业产生技术扩散、传播、示范等外溢作用。其原因主要有以下几点:

首先,我国外资企业的产业链程度低。外资企业通过原料、中间投入品等的当地采购与国内企业发生了前向或后向的产业链效应。然而,我国FDI以产业关联为基础的技术波及效应并不明显,原因在于我国外商直接投资具有加工贸易倾向,外商提供的技术中属于装配组装技术和后工序生产技术的比重较大。由于加工贸易型的外商直接投资的中间品投入主要依靠进口,没有实现国内供给替代,因此这种“两头在外”的外资企业生产结构难以具备带动上、下游产业的产业链作用。据估算,我国外资企业1991-1996年间加工贸易增值系数平均值仅为1.167,低于全国加工贸易增值系数的平均值1.273(戚自科,1999)

其次,外资企业通过人员培训效应产生技术外溢的效果也不显著。研究表明跨国公司的确比当地企业投入更大的人力资本培训,然而在目前外资企业的工资报酬率普遍高于国内企业的情况下,外资企业员工向国内企业的流动现象并不多见。同时,目前跨国公司的原管理者以及技术人员的再创业例子也不多见,原因在于受金融市场、融资渠道的限制,往往难以获取创业所需的资金投入,缺乏较为健全、完善的金融体制大大限制了人员流动所带来的技术外溢。

最后,外资企业也会对技术转移做出种种限制。对于发展中国家而言,在与发达国家存在较大的初始技术差距的情况下,试图完全依赖本国的自主创新体系、研发能力来带动国内技术进步是不切实际的,而且成本巨大。因此,我国制订了“以市场换技术”的引资政策,通过出让一定的国内市场份额来换取外资企业的先进技术。但外商直接投资毕竟是跨国公司全球投资战略的产物,外资企业不会自觉服从东道国政府的产业指导和宏观调控,也无意促进对东道国企业的“技术外溢”效应,甚至跨国公司还通过种种技术转移限制来制约其技术促进作用。此外,我国国内企业对外资企业技术扩散的吸收能力不足也限制了FDI技术外溢效果。

以上分析表明,尽管我国外商直接投资拥有相对生产率优势,但这一优势还难以形成对国内企业的技术外溢效果。

2. 协整结果同时表明作为两种基本投入要素,劳动力对我国经济增长的贡献率要高于投资的作用。对此可能的解释主要有两点。首先,新增长理论表明人力资本是经济增长的

另一主要源泉,卢卡斯(1988)认为人力资本的积累会放松对于广义资本而言的要素报酬递减约束,从而在缺乏外生技术进步的情况下也会导致长期经济增长。然而,本文把人力资本对经济增长的贡献作用完全归结到劳动力(LABOR)一项中,因此劳动力对经济增长的贡献率已经包含了人力资本积累的作用。其次,一些回归分析发现资本积累是我国经济增长的主要原因,但与回归分析不同,协整关系探求的是经济变量之间稳定的长期关系。虽然我国经济增长实践表明改革开放以来资本对于我国经济的快速增长起到了关键作用,但是投资对经济增长的促进作用更多是通过投资金额的数量积累体现出来的。由于缺乏一个有效率的投资体制和融资体制,单纯的资本数量扩张虽然在我国经济发展初期带动了经济的高速增长,但当资本收益出现持续下降,甚至恶化时(见表3),投资的盲目扩张,资本形成过快又直接导致了“粗放型”经济增长,这也解释了我国经济增长率在近年来的连续下降,如张军(2002)通过实证分析发现了改革以来我国的资本-产出比率与增长率之间存在着一个显著的负相关关系。因此,资本数量扩张对长期经济增长的作用必然要远远小于其在短期中的影响效应。

表3 我国全社会固定资产投资效益表

	国内生产总值(GDP)年增加额(亿元)	固定资产年投资额(亿元)	投资效益系数
1980	479.6	910.9	0.5265
1985	1793.4	2543.2	0.7052
1990	1638.7	4517.0	0.3628
1995	11718.7	20019.3	0.5854
1998	3882.6	28406.2	0.1367
1999	3722.2	29854.7	0.1247
2000	7336.1	32619.0	0.2249

说明:投资效益系数计算公式为:GDP年增加额/固定资产年投资额。

资料来源:根据历年《中国统计年鉴》整理、计算而得。

四、外商直接投资技术进步效应的进一步研究

为了验证基于新增长理论的(6)式中外资企业技术进步效应的协整结果,本文以下根据新古典增长理论的“索洛余值法”,先直接计算出1979-2000年间我国全要素生产率,再运用协整分析和误差修正模型(Error Correction model)考察全要素生产率与FDI SHARE之间的长期关系以及短期动态调整关系。

建立同(1)式的Cobb-Douglas生产函数如下:

$$Y_t = A_t \cdot K_t^\alpha \cdot L_t^\beta \dots\dots\dots (1)$$

索洛余值法衡量了除资本、劳动力要素之外的其他因素对经济增长的影响作用,其中 A_t 即全要素生产率(TFP)。对上式进行不带常数项的对数回归后计算得到:

$$\ln(Y_t) = 0.80\ln(K_t) + 0.26\ln(L_t) \dots\dots\dots (9)$$

计算上述回归方程式的残差值得到1979-2000年的全要素生产率的对数值,记为LTFP:

$$LTFP_t = \ln(Y_t) - 0.80\ln(K_t) - 0.26\ln(L_t) \dots\dots\dots (10)$$

同时,为了比较研究我们还采用各年的资本产出率,即 GDP_t/K_t ,来衡量技术进步作用,记为 YK 。在新古典增长理论中,由于资本边际报酬率递减而导致了经济增长率的长期下降;新增长理论则强调技术进步阻碍了资本边际报酬率的递减现象,使得经济的长期增长成为可能。因此,资本产出率的变化在一定程度上反映了技术进步的作用。

同前,采用ADF单位根检验方法来检验变量LTFP、

YK 的平稳性, 检验结果如表 3 所示, 在 5% 的置信水平下, LTFP、YK 的水平序列都是非平稳的, 而它们的一阶差分 $\Delta LTFP$ 、 ΔYK 都是平稳的。

表 4 ADF 单位根检验结果

变量	检验形式 (C, T, K)	ADF 检验统计量	5% 临界值
LTFP	(C, N, 4)	- 1.417	- 1.963
$\Delta LTFP$	(C, T, 3)	- 3.768	- 3.712
YK	(C, T, 4)	- 3.106	- 3.712
ΔYK	(C, N, 1)	- 3.259	- 3.029

运用 Johansen 协整方法分别分析 LTFP、YK 与 FDI SHARE 之间的长期关系, 结果如下。

表 5 技术进步效应的 Johansen 协整检验结果

LTFP、LFDI 与 SHARE (in VAR lags= 2)				
特征值	零假设 (H ₀)	备择假设 (H ₁)	似然比统计量	1% 临界值
0.8135	r= 0	R= 1	49.968	35.65
0.5794	r= 1	R= 2	18.058	20.04
0.0809	r= 2	R= 3	1.603	6.65
YK、LFDI 与 SHARE (in VAR lags= 2)				
0.7811	r= 0	R= 1	49.551	35.65
0.6302	r= 1	R= 2	17.691	20.04
0.0899	r= 2	R= 3	1.789	6.65

说明: r 代表协整向量个数。

表 4 表明, 在 1% 临界值下 LTFP、LFDI SHARE、YK、LFDI SHARE 之间均存在唯一的协整关系, 所对应的长期方程式分别为:

$$LTFP = 0.518 + 0.2698LFDI + 0.0771SHARE + (0.04145) \quad (0.05145) \quad \dots \quad (11)$$

$$YK = 6.6497 + 1.3015LFDI + 0.2807DK + (0.1422) \quad (0.0409) \quad \dots \quad (12)$$

(括号内的数值为回归系数的标准差)

协整结果(4)、(5)式进一步支持了前述结论: 我国外资企业促进国内技术进步更多地通过提高自身要素生产率, 同时外资企业对国内企业的技术外溢效应不明显, 即 FDI 技术进步的直接效应大于间接效应。

根据 Granger 定理, 一组具有协整关系的变量具有误差修正模型的表达形式。因此, 在协整检验的基础上我们进一步建立包括误差修正项(EC)在内的误差修正模型(ECM), 以此来研究 FDI 技术扩散效应的短期动态调整与长期特征, 误差修正项的大小表明了从非均衡向长期均衡状态调整的速度。

误差修正模型的一般形式为:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_i \Delta LFDI_{t-i} + \sum_{j=0}^n \alpha_j \Delta SHARE_{t-j} + \alpha_k EC_{t-1} \dots \quad (13)$$

其中 Y 为因变量。在误差修正模型的估计过程中, 根据文献 1 从一般到特殊的建模方法, 我们从滞后 2 阶开始逐渐排除不显著的变量, 得到模型估计结果见表 6。

表 6 误差修正模型的估计结果(ECM)

因变量 $\Delta LTFP_t$ (1)			因变量 ΔYK_t (2)		
回归变量	参数估计值	t- 统计量	回归变量	参数估计值	t- 统计量
$\Delta LTFP_{t-1}$	1.0265	2.069	ΔYK_{t-1}	1.284	2.668
$\Delta LFDI_{t-3}$	0.1491	1.359	$\Delta LFDI_{t-2}$	0.628	2.003
$\Delta SHARE_{t-2}$	0.0160	1.528	$\Delta SHARE_{t-2}$	0.077	1.954
EC_{t-1}	- 0.5834	- 1.775	EC_{t-1}	- 0.9215	- 1.826
R ² = 0.629 S.E. 0.066			R ² = 0.747 S.E. 0.2494		

上述检验误差修正项分别为:

$$EC1_{t-1} = LTFP_{t-1} - 0.518 - 0.2698LFDI - 0.0771SHARE \dots \quad (14)$$

$$EC2_{t-1} = YK_{t-1} - 6.6497 - 1.3015FDI - 0.2807SHARE \dots \quad (15)$$

其中 $EC_{i,t-1}$ 为第 (i) 个误差修正模型的一阶滞后残差。

两个误差修正模型的拟合度分别为 0.629、0.747, 这是因为模型缺省了一些自变量的原因。误差修正模型只考虑了外资对技术进步的影响, 而没有包括国内企业 R&D 投入、人力资本以及政府研发投入这些因素对技术进步的影响作用, 但这并不影响模型变量之间的关系, 尤其是模型所反映的变量之间的长期关系。

误差修正模型表明了技术扩散效应的动态过程: (1) 用全要素生产率或者资本产出率代替技术进步率的误差修正模型结果再一次验证了协整检验的结论, 即外资企业相对要素生产率的提高对经济进步有着明显的正面推动作用, 同时外资企业技术外溢对技术进步影响很小。同时, 从模型中 LFDI SHARE 自变量的滞后期选择来看, 外资企业对我国技术进步的作用存在较为明显的滞后效应。一方面, 外资企业所带来的先进技术并不能迅速适应当地生产条件、市场环境的要求, 外资企业首先花费一定的时间来进行人员培训、技术改造、技术支持, 以改进其技术的适应性; 另一方面, 东道国企业对外资企业先进技术的吸收、消化也需要一个过程, 由于初始技术水平的差距, 以及受本国人力资源、生产条件、管理水平的限制, 本国企业往往需要一个较长时期才能模仿、吸收外资企业的技术。(2) 作为生产要素中最活跃的部分, 长期中技术进步往往具有很大的不确定性。模型中误差修正项的系数分别为 - 0.5834、- 0.9215, 即长期中校正上一年技术进步率非均衡的程度分别达 58.34%、92.15%, 说明技术进步率存在较大的波动现象。尽管外资企业在一定程度上促进了我国的技术进步, 但外资企业的技术进步作用存在着较大的波动性, 这使得外商直接投资在长期中并不能成为我国技术进步的可靠来源。

五、结论

本文研究结果表明以下几点:

(1) 与国内企业相比, 外资企业的确具有一定的相对要素生产率优势, 而且外资企业相对生产优势的提高是其促进我国技术进步的主要原因。

(2) 外资企业对国内企业的技术外溢效应并非普遍认为的那样显著, 本文分别以新增长理论、新古典增长理论为基础, 采用生产函数法、利用全要素生产率和资本产出率测算的结果都表明目前外资企业的技术外溢效应实际很小, 这就对我国长期以来所实行的“以市场换技术”引资基本战略的实际效果提出了质疑。

(3) 误差修正模型表明外资企业的技术进步效应还存在较大的波动性, 即在短期技术进步效应的动态调整速度很快, 说明外商直接投资并不是促进我国技术进步的一条稳定渠道。

因此, 在上述分析基础上, 本文提出如下政策建议:

(1) 我们不仅要通过外商投资的产业导向来调整外资投资方向, 而且还要通过政策导向来促进外资的技术外溢效应。促进外资企业与国内企业的产业关联度将是我国今后制订引资政策的核心目标, 而且产业关联不仅仅局限于原材料、零部件采购等后向关联, 而且要加强国内企业与外资企业在技术研发、产品创新方面的前向关联。如通过政策优惠、研发环境的改善鼓励跨国公司不仅将其生产(下转第 71 页)

析,我们发现,进化对策论的发展动力来自于与其他社会学科的交叉融合,吸收其他社会科学中的有益知识。为了把有关的选择过程、学习过程以及变异过程的类别变窄,我们需要更多地知晓个体、团体、组织、厂商以及整个社会是如何随时间而适应和学习的。这里的部分内容正是实验对策论中所要探讨的,同时这也是我们应向其他社会科学学习的领域。

参考文献:

1. 王忠玉:《1994年度诺贝尔经济学奖与对策论》,载《科学(Scientific American 中文版)》,1996(7),3~5页。
2. 王忠玉:《金融市场从众行为的数理模型》,载《中国管理科学》,2000(2),50~55页。
3. Binmore, K., 1990. *Essays on the Foundations of Game Theory*, Basil Blackwell
4. Binmore, K., Samuelson, L. and Vaughan, R., 1995. *Musical Chairs: Modelling Noisy Evolution*. *Game and Economic Behavior* 11, 1-35
5. Binmore, K. and Samuelson, L., 1999. *Evolutionary Drift and Equilibrium Selection*. *Review of Economic Studies*, 66, 363-393
6. Blume, L. and Easley, D., 1992. *Evolution and Market Behavior*. *Journal of Economic Theory* 58, 9-45
7. Blume L. and Easley, D., 1990. *Evolution and Learning in Competitive Markets*, in Kimman, A. and Salmon, M. (eds), *Learning and Rationality in Economics*, Blackwell(Oxford).
8. Bomze, I. and Potscher, B., 1989. *Game Theoretical Foundations of Evolutionary Stability*. Springer Verlag (Berlin).
9. Bomze, I. and Weibull, J., 1996. *Does Neutral Stability Imply Lyapunov Stability?* *Game and Economic Behavior* 11, 173-192
10. Bryan, R. Routledge, 1999. *Adaptive Learning in Financial Markets*. *The Review of Financial Studies* 12, 1165-1202

11. Canning, D., 1990. *Learning and Social Equilibrium in Large Populations*, in Kimman, A. and Salmon, M. (eds), *Learning and Rationality in Economics*, Blackwell(Oxford).
12. Cressman, R., 1992. *The Stability Concept of Evolutionary Game Theory*, Springer Verlag (Berlin).
13. Van Damme E., 1987. *Stability and Perfection of Nash Equilibria*, Springer Verlag (Berlin).
14. Dekel, E. and Scotchmer, S., 1992. *On the Evolution of Optimal Behavior*. *Journal of Economic Theory* 57, 392-406
15. Fudenberg, D. and Levine, D., 1993. *Steady-state Learning and Nash Equilibrium*, *Econometrica* 61, 523-574
16. Fudenberg, D. and Levine, D., 1997. *The Theory of Learning in Games*. MIT Press.
17. Haesanyi, J. and Selten, R., 1988. *A General Theory of Equilibrium Selection in Game*, MIT Press
18. Kandori, M., Mailath, G. and Rob, R., 1993. *Learning, Mutation, and Long-run Equilibria in Game*, *Econometrica* 61, 29-56
19. Nelson, R. and Winter, S. 1982. *An Evolutionary Theory of Economic Change*. Harvard University Press (Cambridge MA).
20. Robson, J. A. 2001. *The Biological Basis of Economic Behavior*. *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIX (March 2001), 11-33.
21. Samuelson, L. and Zhang, J., 1992. *Evolutionary Stability in A symmetric Games*. *Journal of Economic Theory*, 57, 363-391.
22. Weibull, J., 1995. *Evolutionary Game Theory*. MIT Press
23. Vega-Redondo, F., 1995. *Expectations, Drift and Volatility in Evolutionary Games*. *Games and Economic Behavior* 11, 391-412

(作者单位: 哈尔滨工业大学管理学院 哈尔滨 150001)
(责任编辑: N)

(上接第66页)基地,还要将其研发机构,甚至研发中心向我国转移。

(2)应加强我国对外资企业技术外溢的吸收能力。一是加大人力资本的投入,尤其是研发人员培养的投入,以缩小目前国内企业与外资企业的技术差距;二是健全、完善本国金融市场,这不仅能够为跨国公司雇用、培训的本国技术人员、管理人员的再创业提供资金支持,而且为国内企业提供了良好的融资渠道,增强国内企业的竞争力,迫使跨国公司在激烈的市场竞争环境下加大对我国的技术转移力度。

(3)虽然外商直接投资是我国技术进步的重要源泉,但我们绝不能放弃本国自主研发能力的培育,尤其是对技术含量高的技术密集型产业的研发投入支持。我国多年来在技术引进方面投入有余,甚至出现了重复引进,用于消化、吸收的投入却严重不足,只为前者的1/3(日本、韩国的情况恰好相反)。因此,完善本国创新体系,积极培育本国企业的研发能力,才是利用外资企业的技术外溢作用带动本国技术进步的根所在。

参考文献:

1. Hendry, David F. and Ericsson, Neil R., 1991. *An Econometric Analysis of U. K. Money Demand and in Monetary Trends in the United States and the United Kingdom* by Milton Friedman and Anna J. Schwartz. *The American Economic Review*, 81, 8-35
2. Nadiri, I., 1991. *U. S. Direct Investment and the Production Structure of the Manufacturing Sector in France, Germany, Japan and the U. K.*, *Maneograph*, New York University.
3. Johansen, S. and Juselius, K., 1990. *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52

4. Kokko and Zejan, 1996. *Local Technological Capability and Productivity Spillovers from FDI in the Uruguayan Manufacturing Sector*. *Journal of Development Studies*, 32(4), 602-611.
5. Sjöholm, F., 1999. *Productivity Growth in Indonesia: The Role of Regional Characteristics and Foreign Direct Investment*. *Economic Development and Cultural Change*
6. Barro & Lee:《经济增长》,中文版,北京,中国社会科学出版社,2000。
7. 张军, 2002:《改革以来中国的资本形成与经济增长:一些发现及其解释》,载《世界经济文汇》,2002(1),18~31页。
8. 江小涓, 2000:《内资不能替代外资》,载《国际贸易》,2000(3),4~8页。
9. 沈坤荣, 耿强, 2000:《外商直接投资的外溢效应分析》,载《金融研究》,2000(3),103~110页。
10. 魏巍贤, 1997:《中国出口与有效汇率的关系分析》,载《统计研究》,1997(5),45~50页。
11. 陈敏敏, 2000:《跨国公司对东道国技术进步的反思》,载《国际贸易问题》,2000(5),13~16页。
12. 戚自科, 1999:《论外商直接投资的加工贸易倾向》,载《现代财经》,1999(1),43~49页。
13. 张诚等, 2001:《跨国公司的技术溢出效应及其制约因素》,载《南开经济研究》,2001(3),3~5页。
14. 汤文仙, 韩福荣, 2000:《三缺口模型:对双缺口模型的修正》,载《当代经济科学》,2000(5),36~40页。
15. 赖明勇, 包群, 2001:《外商直接投资研究进展述评》,载《国际经贸探索》,2001(6)。
16. 赖明勇, 包群, 2002a:《我国外商直接投资的吸收能力研究》,载《南开经济研究》,2002(6)。
17. 赖明勇, 包群, 2002b:《我国外商直接投资与国内投资的比较研究》,载《投资研究》,2002(4)。

(作者单位: 湖南大学工商管理学院 长沙 410082)
(责任编辑: N)