

FDI 会促进中国高技术产业的技术进步吗 *

——基于动态面板模型的实证检验

赵国庆 张中元

[摘 要]本文通过利用《中国高科技产业统计年鉴》(2002~2007 年)中 5 个行业的 28 个子行业的 1995~2006 年的相关数据考察 R&D 人力资本、R&D 的支出费用和 FDI 外溢效应对中国高科技产业的技术进步的影响。通过动态面板回归实证分析发现技术进步[以生产率指数(TFP)、技术变化指数(TECH)和技术效率变化指数(EFF)作为测量指标]是向均衡稳态收敛的。但 FDI 没有促进生产率、技术变化和技术效率变化,进一步分析发现 FDI 的外溢效应存在门槛效应,即 FDI 的外溢效应需要一定的人力资本的积累,当前人力资本的积累还没有达到这个阈值,因此中国高技术产业的技术进步不能通过 FDI 溢出效应实现。当区分行业中不同的产权组织形式后,这一结论也仍然成立。

关键词:外商直接投资(FDI) 技术进步 动态面板模型

JEL 分类号: C31 O41 R11

一、引言

FDI 的进入究竟会给东道国的企业和行业带来“正”的还是“负”的知识溢出效应,理论上一直存在争议。有的研究表明 FDI 进入会带来显著的技术溢出效应,如 Blomstrom 和 Sjöholm(1999)发现外资公司比本地公司具有较高的个人劳动生产率,本地公司能从外资的进入获得外溢效应;Glass and Saggi(2002)的模型分析发现 FDI 进入可以减低本地企业模仿的成本;Lee(2006)也发现流入的 FDI 与非实体的(disembodied)直接渠道(主要包括专利引用、技术邻近效应)具有明显的溢出效应。潘镇(2005)发现通过提高国内科技资本投入的产出效率,外资对我国的科技进步产生了积极的促进作用,随着时间的推移,外资对我国科技创新的边际溢出效应不断提高。孙文杰、沈坤荣(2007)利用分位数回归的方法进行计量检验,结果发现对中等技术创新强度的行业来说,技术引进对内资企业技术创新的促进作用较明显;当内资企业生产率处于外资企业生产率的 40%~95% 时,外资企业对内资企业技术创新的促进效应最显著。

但也有研究表明外国投资者对当地企业或行业进行技术转移的“溢出效应”非常有限,甚至为负。如 Borensztein 等(1998)发现 FDI 的外溢效应对经济增长的影响不大;Aitken 和 Harrison(1999)利用委内瑞拉的面板数据研究发现 FDI 对生产率的影响为负;Veugelers 和 Cassimanc(2004)利用比利时的企业数据发现外资公司通过国际市场获取技术,但这些企业并不可能向本地企业转移技术;Zhu 和 Jeon(2007)发现 FDI 虽有利于技术的溢出,但对经济增长的影响很小。潘文卿(2003)分析发现中国工业部门引进外商投资在总体上对内资部门产出增长起到了积极的促进作用,外商投资的外溢效应为正,但这一外溢效应的作用并不是太大。蒋殿春、夏良科(2005)研究发现 FDI 会通

* 赵国庆,经济学博士,中国人民大学经济学院教授,博士生导师;张中元,中国人民大学经济学院。本成果受到中国人民大学“985”工程“中国经济研究哲学社会科学创新基地”,教育部人文社会科学重点研究基地中国人民大学经济改革与发展研究院项目的支持。

过示范效应和科技人员的流动等促进国内企业的研发活动,但 FDI 的竞争效应不利于国内企业创新能力的成长。马林、章凯栋(2008)发现外商直接投资对中国存在显著负向溢出,合资企业负向溢出最大,合作企业次之,独资企业则表现出了不明显的正向溢出。

以上相互矛盾的研究结论表明 FDI 不能在东道国自动地产生溢出效应,FDI 溢出效应的效果还受其它因素的影响。如贸易政策(Balasubramanyam et al., 1996)、金融市场发展程度(Alfaro 等, 2004)、技术差距(Sadayuke, 2005)等。其中关于人力资本积累与 FDI 的相互影响更是广受关注, Wang(1990)建立一个将 FDI 与人力资本联系起来的模型,其模型分析表明 FDI 的增加导致了对手力资本投资的增加,从而促进了 FDI 接收国的追赶潜能。Borensztein 等(1998)认为 FDI 是转移技术的重要渠道,它比本地投资对经济增长的贡献更大,但这种贡献取决于东道国是否具有超过最低门槛(threshold)限制的人力资本存量。

关于人力资本积累与 FDI 的相互影响的研究中,国内学者的结论存在很大差异,吴建军、仇怡(2007)发现人力资本与集聚效应就是影响我国吸收先进技术的重要因素。赖明勇等(2005)发现技术吸收能力的提高、人力资本积累有利于长期经济增长。赵伟、汪全立(2006)发现国内研发、贸易伙伴国溢出的研发与我国全要素生产率之间存在着稳定的长期均衡关系;国外研发溢出是与人力资本相结合来促进全要素生产率提高的,人力资本在技术溢出中发挥着关键的作用。代谦、别朝霞(2006)认为 FDI 能否给发展中国家带来技术进步和经济增长依赖于发展中国家的人力资本积累,只有辅之以较快速度的人力资本积累,FDI 才能给发展中国家带来技术进步和经济增长。而袁诚、陆挺(2005)发现 FDI 对中国企业家有一定的培训效果,但效果不十分显著。薄文广等(2005)发现 FDI 对于中国的技术创新会发挥积极的影响,但前提是要跨越一定的人力资本门槛。

在 R&D 投资与 FDI 的相互影响的研究中,王红领、李稻葵、冯俊新(2006)通过回归分析考察了 FDI 对我国民族企业自主创新能力的影 响,认为 FDI 提高了内资企业自主研发能力。但也有相反的结论,张海洋(2005)发现,在控制自主 R&D 的情况下,外资活动对内资工业部门生产率提高没有显著影响,主要原因是内资部门较低的 R&D 吸收能力抑制了生产率的增长。李小平(2007)发现尽管高 R&D 投资行业具有更高的生产率增长,但 R&D 投资并不是造成增长的原因,国外技术引进只对技术进步有促进作用,但自主 R&D 和国内技术购买的 生产率回报率较差。

本文通过利用《中国高科技产业统计年鉴》(2002~2007 年)中 5 个行业的 28 个子行业的 1995~2006 年的相关数据考察 R&D 人力资本、R&D 的支出费用和 FDI 外溢效应对中国高科技产业的技术进步的影响。首先通过 Malmquist 生产率指数将生产率指数(TFP)分解为技术变化指数(TECH)和技术效率变化指数(EFF)作为技术进步的测量指标,采用动态面板回归实证分析结果表明技术变化指数(TECH)、技术效率变化指数(EFF)以及生产率指数(TFP)都是向均衡稳态收敛的;但 FDI 没有促进生产率、技术变化和技术效率变化,进一步分析发现 FDI 的外溢效应存在门槛效应,即 FDI 的外溢效应需要一定的人力资本的积累,当前人力资本的积累还没有达到这个阈值,因此中国高技术产业的技术进步不能通过 FDI 溢出效应实现。当区分行业中不同的产权组织形式后,这一结论也仍然成立。

本文结构如下:第二部分讨论计量分析框架和数据,包括扩展的技术进步模型、技术进步的测量、动态面板数据分析方法以及数据的来源、数据的统计特性;第三部分给出主要的结果和分析结论;第四部分给出结论及政策建议。

二、模型与数据

(一)基本模型

本文按照技术进步贡献率研究文献的通常做法,估计模型基于新古典 C-D 生产函数:

$$Q_{it}=A_{it}L_{it}^{\alpha}K_{it}^{\beta} \quad (1)$$

其中, Q_{it} 表示产业 i 的产出(用增加值表示), L_{it} 是劳动投入, K_{it} 为资本投入, i 和 t 分别表示行业和时间。假设 A_{it} 是技术创新投入和外商直接投资技术溢出效应的函数:

$$A_{it}=e^{c_i}H_{it}^{\gamma_1}E_{it}^{\gamma_2}FDI_{it}^{\beta_3} \quad (2)$$

其中 c_i 可以随产业而变化, H_{it} 表示产业 i 在 t 时期的从事 R&D 的人力资本, E_{it} 表示产业 i 在 t 时期的 R&D 的支出费用, FDI_{it} 表示产业 i 在 t 时期中的外商直接投资的数量。

将(2)代入(1)并取对数得到:

$$\ln(Q_{it})=c_i+\alpha\ln(L_{it})+\beta\ln(K_{it})+\gamma_1\ln(H_{it})+\gamma_2\ln(E_{it})+\beta_3\ln(FDI_{it}) \quad (3)$$

在生产函数(1)两边除以 $L_{it}^{\alpha} \cdot K_{it}^{\beta}$ 得到全要素生产率:

$$TFP_{it}=\frac{Q_{it}}{L_{it}^{\alpha}K_{it}^{\beta}}=A_{it} \quad (4)$$

(4)代入(3)得到:

$$\ln(TFP_{it})=\ln(A_{it})=\ln(Q_{it})-\alpha\ln(L_{it})-\beta\ln(K_{it})=c_i+\gamma_1\ln(H_{it})+\gamma_2\ln(E_{it})+\beta_3\ln(FDI_{it}) \quad (5)$$

为了检验 FDI 对 R&D 的人力资本积累(H_{it})和 R&D 的支出费用(E_{it})的系数是否有影响,我们采用 Nair-Reichert 和 Weinhold(2001)的方法,假设:

$$\gamma_1=\beta_1+\beta_4\ln(FDI_{t-1}) \quad (6)$$

$$\gamma_2=\beta_2+\beta_5\ln(FDI_{t-1}) \quad (7)$$

将(6)、(7)代入(5)得:

$$\begin{aligned} \ln(TFP_{it})= & c_i+\beta_1\ln(H_{it})+\beta_2\ln(E_{it})+\beta_3\ln(FDI_{it})+ \\ & \beta_4\ln(H_{it})\ln(FDI_{t-1})+\beta_5\ln(E_{it})\ln(FDI_{t-1})+\varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

(二) TFP 测量的技术进步的变化

本文中采用 Caves et al.(1982)在理论上提出、后经由 Fare et al.(1994a)推广应用的 Malmquist 生产率指数分解法来获得技术进步变化的测量指标。该方法假定在规模收益报酬不变条件下:

$$\begin{aligned} M_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) &= \frac{D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_i^t(x^t, y^t)} \times \left[\left(\frac{D_i^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right) \cdot \left(\frac{D_i^t(x^t, y^t)}{D_i^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= EC_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \cdot TC_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \end{aligned}$$

其中, $D_i(x, y, t) = \inf_{\phi} \{ \phi > 0: (x, y/\phi, t) \in T \}$ 是产出距离函数, $x \in R^N$ 是投入向量, $y \in R^M$ 是产出向量, $T = \{ (x, y, t): x \text{ can produce } y \text{ at time } t \}$ 。 $D_i(x, y, t)$ 对 y 是非减、一次齐次且是凸的, 对 x 是非减的, 对 (x, y, t) 是连续的。 $EC_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t)$ 测量了技术效率的变化, $TC_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t)$ 测量了技术的变化。

Fare et al.(1994b)又将技术效率的变化分解为:

$$TE_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) = PE_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \cdot SE_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t)$$

其中 $PE_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t)$ 测量了纯粹技术效率的变化, $SE_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t)$ 测量了从时期 t 到 $t+1$ 的规模效率的变化, 所以 Malmquist 生产率指数最终分解为:

$$\begin{aligned} M_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) &= EC_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \cdot TC_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \\ &= PE_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \cdot SE_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \cdot TC_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \end{aligned}$$

(三) 动态面板模型的估计

所谓动态模型就是回归元中包括了滞后因变量, 即:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + x_{it}'\beta + u_{it} \quad i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T \quad (9)$$

假设 u_{it} 服从单因素误差组成模型(one-way error component model):

$$u_{it} = \mu_i + v_{it}$$

其中 $\mu_i \sim i.i.d.(0, \sigma_\mu^2)$, $v_{it} \sim i.i.d.(0, \sigma_v^2)$ 都是相互独立的。由于 y_{it} 是 μ_i 的函数, 所以 y_{it-1} 也是 μ_i 的函数, 从而 (9) 右边的 y_{it-1} 与误差项是相关的, 因此 OLS 估计量、效应 (FE) 估计量与随机效应 (RE) 估计量都是有偏的 (Baltagi, 1995)。而 Arellano 和 Bond (1991) 提出的动态面板数据模型的 GMM 估计能得到参数的一致估计量。

1. 动态模型的 GMM 估计

考虑如下动态模型:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \mu_i + v_{it} \quad |\alpha| < 1 \quad (10)$$

对 (10) 进行差分去掉个体效应项:

$$y_{it} - y_{it-1} = \alpha (y_{it-1} - y_{it-2}) + (v_{it} - v_{it-1}) \quad (11)$$

显然 $(v_{it} - v_{it-1})$ 是具有单位根的 MA(1) 过程。Holtz-Eakin, Newey 和 Rosen (1988) 在讨论该类型向量自回归模型的估计量时, 提出了用滞后变量做工具变量的方法, 即 y_{it-2} 可以作为 $(y_{it-1} - y_{it-2})$ 的工具变量。这样可以得到如下的工具变量集合:

$$Z_i = \begin{bmatrix} [y_{1i}] & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & [y_{1i}, y_{2i}] & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 & [y_{1i}, y_{2i}, \cdots, y_{2T-2}] \end{bmatrix}$$

其中 Z_i 是 $(T-2) \times m$ 的矩阵, $m = (T-2)(T-2)/2$ 。

对 $T \geq 3$, 给出 (11) 相应的矩阵表示:

$$\dot{y} = \dot{y}_{-1} \alpha + \dot{v} \quad (12)$$

Arellano 和 Bond (1991) 对 (12) 采用两步 GMM 进行估计, 先得到一阶段 GMM 一致估计量:

$$\hat{\beta}_1 = (\dot{y}_{-1}' Z (Z' H Z)^{-1} Z' \dot{y}_{-1})^{-1} \dot{y}_{-1}' Z (Z' H Z)^{-1} Z' \dot{y}, \text{ 其中 } H = \begin{bmatrix} 2 & -1 & \cdots & 0 \\ -1 & 2 & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & -1 \\ 0 & \cdots & -1 & 2 \end{bmatrix}$$

同时也得到 Ω 的一致估计量, 记为 $\Omega_{\hat{\beta}_1}$, 对方程 (12) 再次估计, 得到两阶段 GMM 估计量:

$$\hat{\beta}_2 = (\dot{y}_{-1}' Z (Z' \Omega_{\hat{\beta}_1} Z)^{-1} Z' \dot{y}_{-1})^{-1} \dot{y}_{-1}' Z (Z' \Omega_{\hat{\beta}_1} Z)^{-1} Z' \dot{y}$$

在线性矩条件下, 该估计量是渐进有效的 (Hansen, 1982; Chamberlain, 1987)。

2. 包含外生变量的动态模型

对于包含外生变量的动态模型:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta' x_{it}^* + \mu_i + v_{it} = \delta' x_{it} + \mu_i + v_{it} \quad (13)$$

对 (13) 差分后得到对应的方程:

$$\dot{y} = \dot{X} \delta + \dot{v} \quad (14)$$

如果 x_{it}^* 是严格外生变量, 则所有的 x_{it}^* 都是有效工具变量, Z_i 就变为: $Z_i = \text{diag}(y_{i1}, \cdots, y_{iT}; x_{i1}^*, \cdots, x_{iT}^*)$, $(s=1, \cdots, T-2)$ 。

用 2.3.1 中同样的方法可以得到 δ 的一阶段、两阶段 GMM 估计量。

3. 动态模型的检验

检验差分方程中的残差是否存在 j 阶自相关, 即在 $H_0: E(\dot{v}_{it} \dot{v}_{i(t-j)}) = 0$ 的假设下, $m_j = \frac{\hat{r}_j}{\text{Se}(\hat{r}_j)}$, 其

中基于一阶差分残差 $\hat{v}_i$ 的 $\hat{r}_j$ 是 r_j 的样本对应物, $r_j=\frac{1}{T-3-j}\sum_{t=4+j}^T r_{jt}$,而 $r_{jt}=E[\hat{v}_i \hat{v}_{i(t-j)}]$,其样本对应物为 $\hat{r}_{jt}=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^N \hat{v}_i \hat{v}_{i(t-j)}$,可以证明(参看 Arellano,2003)在 H_0 下, m_j 渐近服从 $N(0,1)$ 。特别地对 $j=1,2$ 时的 m_1 、 m_2 统计量,在原水平方程(即差分前)中残差是不相关的假设下,我们期望是 m_1 显著的,而 m_2 是不显著的。

在 GMM 估计中,通常采用如下的 Sargan/Hansen 统计量来判断工具变量的有效性:

$$s=\hat{v}'Z(\sum_{i=1}^N Z_i'\hat{v}_i\hat{v}_i'Z_i)^{-1}Z'\hat{v} \tag{15}$$

其中, $\hat{v}=\hat{y}-\hat{X}\hat{\delta}$, $\hat{\delta}$ 是给定工具变量集 Z 后得到的 δ 的一致估计量,可以证明 s 渐近服从 χ^2_{p-k} ,这里 p 是工具变量集 Z 的列数,并且假定 $p>k$ 。

4. 样本数据

本文全部样本数据均来自《中国高科技产业统计年鉴》(2002~2007 年)中 5 个行业的 28 个子行业的 1995~2006 年的相关数据,该年鉴包括了 5 种产业:医药制造业、航空航天器制造业、电子及通信设备制造业、电子计算机及办公设备制造业和医疗设备及仪器仪表制造业;同时还包括了 5 种产业的 21 种子产业。为了增加数据的可比性,所有行业的工业增加值和固定资产投资值都使用 1995 年不变价,工业增加值平减指数和固定资产投资价格平减指数均来自于《中国统计年鉴》(1996~2007 年)。

表 1 统计描述

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
LNQ	336	1.7892	0.5362	0.4935	2.9917
LNK	336	1.7894	0.5231	0.5620	2.8870
LNL	336	5.2823	0.4906	4.2355	6.5948
LNRDT	336	8.3096	1.3130	4.3041	11.4908
LNRDE	336	0.6645	1.5375	-5.0385	4.0602
LNFDI	336	4.3245	2.2089	-4.2256	8.0774

表 2 相关分析

	LNQ	LNK	LNL	LNRDT	LNRDE	LNFDI
LNQ	1.0000					
LNK	0.7849	1.0000				
LNL	0.8518	0.8439	1.0000			
LNRDT	0.6470	0.7003	0.7010	1.0000		
LNRDE	0.7427	0.6758	0.6359	0.9115	1.0000	
LNFDI	0.7937	0.4729	0.5412	0.3256	0.4887	1.0000

表 1 给出了本文中用到的变量的统计描述,表 2 给出了变量的相关系数。数据来自于年鉴中生产经营情况部分的主要年份当年价总产值统计、主要年份增加值统计、主要年份三资企业当年价总产值统计,科技活动情况部分的企业年末固定资产原价统计、企业 R&D 活动人员折合全时当

量统计、企业 R&D 经费内部支出统计、企业科技活动人员统计、企业科技活动经费内部支出统计以及从业人员和工程技术人员情况和固定资产投资。

产业总产出 Q , 用平减后(工业增加值平减指数, 1995 年不变价)的产业主要年份增加值(亿元)表示。 $\ln Q$ 表示 Q 的自然对数值($\ln$ 表示取自然对数, 以下其它变量也类似)。估计技术增长率时用到的就业人员 L , 用产业从业人员年平均人数统计(万人)减掉企业科技活动人员统计(万人)表示; 固定资产投资 K 用平减后(固定资产平减指数, 1995 年不变价)的产业年末固定资产原价统计(亿元)表示。用产业 R&D 活动人员折合全时当量(人年, 用 RDT 表示)作为 R&D 人力资本的代理变量(proxies)。用平减后(工业总产值平减指数, 1995 年不变价)的企业 R&D 经费内部支出统计(万元, 用 RDE 表示)作为 R&D 支出的代理变量, 用平减后(工业总产值平减指数, 1995 年不变价)的三资企业当年价总产值统计(亿元)作为外商直接投资的代理变量(用 FDI 表示)。

三、实证分析结果

(一) TFP 分解

Malmquist 生产率指数构造一个所有高技术产业的生产最佳前沿, 然后将各产业每年的实际生产与生产最佳前沿进行比较指数的计算结果代表了相对于上一年本年全要素生产率的增长(指数大于 1)或下降(指数小于 1)。 同时还将全要素生产率指数分解为技术变化、效率变化和规模变化指数(后两者的几何平均组成技术效率变化)。本文中的面板数据包括了 28 个高技术产业 12 年(1995–2006 年)的观测数据, 每个产业用两种投入(资本和劳动)得到一种产出(用产业的增加值测量)。用 DEAP2.0 软件, 按照 2.2 中的 Malmquist 分解方法, 得到了各个产业的技术变化指数(TECH)、技术效率变化指数(EFF)以及生产率指数(TFP)在 1995–2006 年之间的变化情况, 图 1 给出了这些指标的时间趋势图。从图中可以看出技术变化指数随时间显著下降, 而技术效率变化指数与生产率指数随时间的变化不明显。我们的结果与一些研究结论类似, 郑京海、胡鞍钢(2005)发现中国经济增长在 1996–2001 年之间为低增长, 技术进步速度减慢, 技术效率有所下降; 刘舜佳(2008)用 DEA 方法测算了 1952–2006 年之间的中国 27 个省份的全要素生产率, 结果发现全要素生产率逐年下降, 且开放后比开放前更加明显。

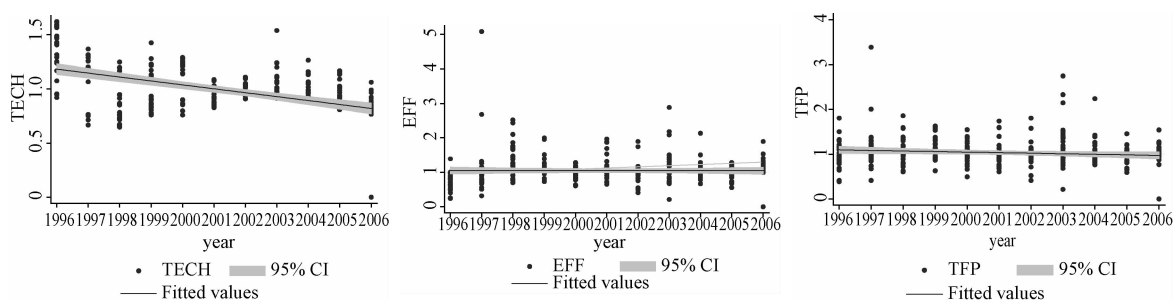


图 1 技术变化指数(TECH)、技术效率变化指数(EFF)以及生产率指数(TFP)的时间趋势

(二) 动态模型的估计结果

首先检验 R&D 人力资本 RDT , R&D 支出费用 RDE 以及外商直接投资 FDI 对技术进步的影响, 在方程(5)中加入被解释变量的滞后项使之成为动态方程, 滞后项期数选择为 2, 这样(5)变为:

表 3 动态面板模型的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Y(-1)	-0.2834 (-36.4100)***	-0.1674 (-7.1700)***	-0.3634 (-13.8800)***	-0.2950 (-15.6500)***	-0.1782 (-6.4400)***	-0.3822 (-10.2700)***
Y(-2)	-0.3711 (-65.3600)***	-0.0027 (-0.2100)	-0.0431 (-1.9200)*	-0.3782 (-34.2100)***	-0.0244 (-1.1900)	-0.0544 (-2.3500)**
LNRDT	0.0977 (20.4100)***	0.1525 (12.7500)***	0.1171 (8.2900)***	-0.3470 (-10.2100)***	-0.3092 (-3.3000)***	-0.3607 (-4.5400)***
LNRDE	-0.1023 (-10.0100)***	0.0684 (5.9500)***	-0.0131 (-2.5200)***	0.1381 (6.3600)***	0.2621 (8.3500)***	0.1378 (2.4400)**
LNFDI	-0.0626 (-4.5000)***	-0.3274 (-14.3700)***	-0.2161 (-7.5400)***	-0.5913 (-9.0000)***	-0.8791 (-7.2700)***	-0.8034 (-8.3900)***
LNRDT*				0.0743 (14.9100)***	0.0769 (5.1900)***	0.0806 (7.3900)***
LNFDI				-0.0519 (-12.7500)***	-0.0388 (-8.0000)***	-0.0346 (-3.2100)***
LNRDE*				-0.0250 (0.4600)	0.0240 (0.0940)	-0.0113 (-0.0122)
MRDT				-0.0058 (-0.0058)	-0.2629 (-0.2629)	-0.1529 (-0.1529)
MRDE						
MFDI						
因变量	TECH	EFF	TFP	TECH	EFF	TFP
Sargan 统计量	[27.4147]***	[25.0160]***	[23.5366]***	[27.2290]***	[23.4959]***	[21.3579]***
m ₁ 统计量	[-4.0032]***	[-3.0935]***	[-3.0996]***	[-3.6167]***	[-3.2580]***	[-3.0570]***
m ₂ 统计量	[2.3883]**	[-1.5757]	[-1.3753]	[1.7636]*	[-1.5004]	[-1.5798]

注: 括号中的数值是 t 统计量; 方括号中是 Sargan、m₁ 和 m₂ 统计量。***, **, * 分别表示 1%, 5%, 10% 显著水平。

$$Y_{it}=c_i+\delta_1Y_{it-1}+\delta_2Y_{it-2}+\beta_1\cdot Ln(RDT_{it-1})+\beta_2\cdot Ln(RDE_{it-1})+\beta_3\cdot Ln(FDI_{it-1})+\varepsilon_{it} \tag{16}$$

其中 Y_{it} 可以分别用生产率指数(TFP)、技术变化指数(TECH)以及技术效率变化指数(EFF)来表示。对(16)按照 2.3 中动态面板数据的估计方法进行估计,其结果见表 3。

表 3 中(1)~(3)栏分别给出了当 Y 分别代表生产率指数(TFP)、技术变化指数(TECH)以及技术效率变化指数(EFF)时的回归结果。考虑到 R&D 支出费用和 FDI 对技术进步的影响滞后作用以及避免反向的因果关系(即技术进步引致 FDI 的流入),在模型估计时这两个变量均选取它们的一阶滞后值。从 Sargan 统计量上看,都在 1%水平上显著,检验差分方程中的残差是否存在一阶自相关的 m_1 统计量也在 1%水平上显著,检验差分方程中的残差是否存在二阶自相关的 m_2 统计量除(1)栏外都不显著(取 10%显著性水平)。从回归系数上看, Y 的一阶滞后值的系数都在 1%显著水平上为负,二阶滞后值的系数除了 EFF 方程中外也是显著的,并且系数的绝对值都小于 1,表明技术进步是向均衡稳态收敛的。其它解释变量中,R&D 人力资本的系数都在 1%显著水平上为正,表明 R&D 人力资本对生产率(TFP)、技术变化(TECH)以及技术效率变化(EFF)都是正向影响,而 FDI 的系数都在 1%显著水平上为负,表明 FDI 没有促进生产率、技术变化和技术效率变化;R&D 支出费用的系数也在 1%水平上显著,但它只对技术效率变化有正向影响,对生产率和技术变化却是负向影响。

为了检验 FDI 对 R&D 的人力资本积累和 R&D 的支出费用是否有影响,下面在(8)中加入被解释变量的滞后项使之成为动态方程,滞后项期数选择也为 2,这样(8)变为:

$$Y_{it}=c_i+\delta_1 Y_{it-1}+\delta_2 Y_{it-2}+\beta_1 \cdot \ln(RDT_{it-1})+\beta_2 \cdot \ln(RDE_{it-1})+\beta_3 \cdot \ln(FDI_{it-1}) \\ +\beta_4 \cdot \ln(RDT_{it-1}) \cdot \ln(FDI_{it-1})+\beta_5 \cdot \ln(RDE_{it-1}) \cdot \ln(FDI_{it-1})+\varepsilon_{it} \quad (17)$$

同样对(17)按照 2.3 中动态面板数据的估计方法进行估计,表 3 中(4)~(6)栏给出了(17)的估计结果,加入 R&D 的人力资本积累和 R&D 的支出费用与 FDI 的交叉项之后,Sargan 统计量都在 1%水平上显著,检验差分方程中的残差是否存在一阶自相关的 m_1 统计量也在 1%水平上显著,检验差分方程中的残差是否存在二阶自相关的 m_2 统计量除(1)栏外都不显著(取 10%显著性水平)。从回归系数上看, Y 的一阶滞后值的系数都在 1%显著水平上为负,二阶滞后值的系数除了 EFF 方程中外也是显著的,并且系数的绝对值都小于 1,表明技术进步是向均衡稳态收敛的,这些结果与表 3 中(1)~(3)栏的结果类似。

其它解释变量的系数有一些变化,R&D 人力资本和的 FDI 系数都在 1%显著水平上为负,其交叉项 $\ln RDT \times \ln FDI$ 的系数在 1%显著水平上为正,表明 FDI 的外溢效应存在门槛效应,即 FDI 的外溢效应不会自动发生,它需要一定的人力资本的积累。R&D 的支出费用的系数在 1%显著水平上为正,它与 FDI 的交叉项 $\ln RDE \times \ln FDI$ 的系数在 1%显著水平上为负,表明 FDI 与 R&D 的支出费用之间存在替代关系。为了求得 R&D 的支出费用对技术进步的综合效应,需要求出其对技术进步 Y 的边际效应。在(17)中 R&D 人力资本、R&D 的支出费用和的 FDI 对技术进步 Y 的边际效应分别为:

$$\beta_{MRDT}=\beta_1+\beta_4 \cdot \ln(FDI_{it-1}) \quad (18)$$

$$\beta_{MRDE}=\beta_2+\beta_5 \cdot \ln(FDI_{it-1}) \quad (19)$$

$$\beta_{MFDI}=\beta_3+\beta_4 \cdot \ln(RDT_{it-1})+\beta_5 \cdot \ln(RDE_{it-1}) \quad (20)$$

表 3 分别给出了 R&D 人力资本、R&D 的支出费用和的 FDI 对技术进步 Y 的边际效应值,R&D 人力资本和 R&D 的支出费用对 EFF 的边际效应值为正,即它们促进了技术效率变化;对技术变化(TECH)的边际效应值分别为正、负,表明 R&D 人力资本促进了技术变化,而 R&D 的支出费用对技术变化没有促进作用;FDI 对生产率(TFP)、技术变化(TECH)以及技术效率变化(EFF)的边际效应值一直为负,因此中国高技术产业的技术进步不是通过 FDI 溢出效应实现的。

(三)国有企业与三资企业的比较

许多研究表明产权结构对外商直接投资的溢出效应有明显的影响,跨国公司倾向于向全资子公司而非合资子公司转移先进的技术和技能(Javorcik B. S., 2004)。Aitken 和 Harrison(1999)发现 FDI 的进入对本地同行业的企业有负向的影响,这可能是因为外资企业抢占了本地企业的市场份额造成“商业窃取效应”(business-stealing effect),使得本地企业产量降低,增加了他们的平均成本。

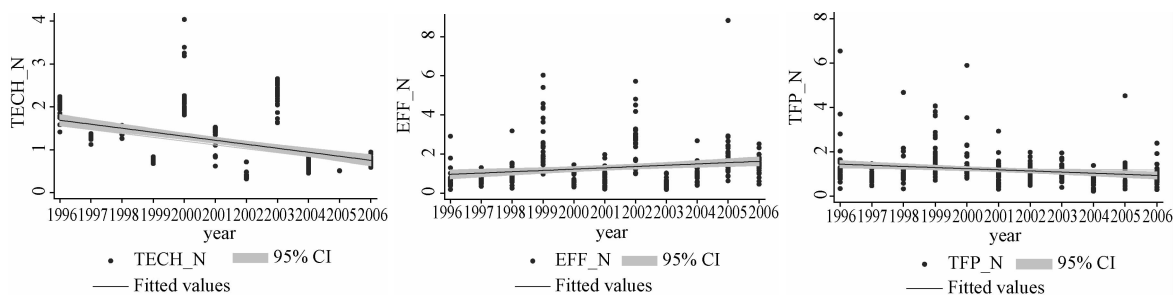


图 2 国有企业 TECH、EFF 和 TFP 时间趋势图

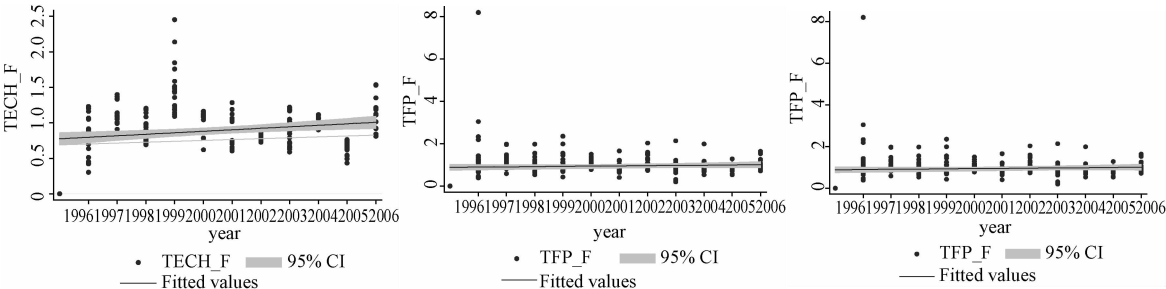


图 3 三资企业 TECH、EFF 和 TFP 时间趋势图

在《中国高科技产业统计年鉴》中也给出了国有企业与三资企业的相关数据,在本部分我们将检验 FDI 对这两种不同产权性质企业的技术进步的影响。首先,用 Malmquist 方法得到国有企业与三资企业的 TECH、EFF 和 TFP,图 2 给出了国有企业 TECH、EFF 和 TFP 时间趋势图,与图 1 相比差别不大:技术变化指数随时间显著下降,而技术效率变化指数随时间显著上升,生产率指数随时间略有下降。图 3 给出了三资企业 TECH、EFF 和 TFP 时间趋势图,与国有企业相比,其显著变化是技术变化指数不再随时间下降,而是显著上升,技术效率变化指数与生产率指数也都随时间显著上升。

表 4 国有企业与三资企业的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Y(-1)	-0.4576 (-81.1100)***	-0.6137 (-66.4000)***	-0.1531 (-8.6600)***	-0.3535 (-28.8300)***	-0.1570 (-9.9600)***	-0.1070 (-1.9300)**
Y(-2)	-0.2847 (-34.4900)***	-0.4235 (-29.2500)***	-0.0899 (-7.0200)***	-0.0260 (-2.0700)***	-0.0037 (-0.2400)	0.0059 (0.1300)
LNRDT	-0.2115 (-2.4000)**	0.0168 (0.1200)	0.1226 (1.1200)	-0.1235 (-2.1700)***	0.1692 (2.6500)***	-0.0853 (-0.8200)
LNRDE	0.1576 (2.0700)**	0.0308 (0.3400)	0.2181 (3.8200)***	0.0186 (0.4700)	-0.2162 (-2.8000)***	-0.0398 (-0.4100)
LNFDI	0.2337 (2.0100)**	0.5839 (3.0900)***	0.3399 (2.1700)**	-0.2098 (-2.1200)**	-0.4944 (-2.3900)**	-0.7690 (-2.3700)**
LNRDT*	-0.0462 (-2.5300)***	-0.0295 (-1.3100)	-0.0776 (-4.1500)***	0.0025 (0.2400)	-0.0110 (-0.7500)	0.0211 (1.1200)
LNFDI	-0.0358 (-2.9700)***	0.0246 (1.4700)	0.0075 (0.9200)***	-0.0010 (-0.1500)	0.0405 (2.5900)***	0.0172 (0.7700)
MRDT	-0.4117	-0.1110	-0.2138	-0.1109	0.1136	0.0215
MRDE	-0.0426	0.1374	0.2505	0.0311	-0.0110	0.0474
MFDI	-0.4271	0.5773	-0.1787	-0.2015	-0.2155	-0.4777
因变量	TECH	EFF	TFP	TECH	EFF	TFP
Sargan 统计量	[27.6961]**	[26.9233]**	[23.4890]***	[22.9184]**	[22.2931]***	[20.2047]***
m ₁ 统计量	[-4.7750]***	[-3.5684]***	[-3.0255]***	[-2.9556]***	[-2.9476]***	[-3.1779]***
m ₂ 统计量	[0.4739]	[-1.0376]	[-0.0582]	[-2.5851]**	[-1.2235]	[-0.9808]

注:括号中的数值是 t 统计量;方括号中是 Sargan、m₁ 和 m₂ 统计量。***, **, * 分别表示 1%, 5%, 10% 显著水平。

表 4 给出了对(17)采用国有企业和三资企业相应数据的估计结果,其中(1)~(3)栏为国有企业的估计结果,(4)~(6)栏为三资企业的估计结果 Sargan 统计量都至少在 5%水平上显著,检验差分方程中的残差是否存在一阶自相关的 m_1 统计量都在 1%水平上显著,检验差分方程中的残差是否存在二阶自相关的 m_2 统计量除三资企业的 TECH 方程(第(4)栏)外都不显著。从回归系数上看,的一阶滞后值的系数至少都在 5%显著水平上为负,二阶滞后值的系数除了三资企业的 EFF 和 TFP 方程外也是显著的。

表 4 还分别给出了 R&D 人力资本、R&D 的支出费用和的 FDI 对技术进步的边际效应值,对国有企业而言,R&D 人力资本的边际效应一直为负,表明 R&D 人力资本对国有企业的技术进步月度没有产生积极作用;而 R&D 的支出费用对 EFF 和 TFP 的边际效应值为正,即它促进了技术效率变化和生产率;对三资企业而言,R&D 人力资本对技术变化(TECH)的边际效应负,但对 EFF 和 TFP 的边际效应值为正,而且 FDI 的外溢效应仍然存在门槛效应,虽然其交叉项 $\text{LNRDT} \times \text{LNFDI}$ 的系数不太显著;R&D 的支出费用虽然对 EFF 对的边际效应值为负,但 TECH 和 TFP 的边际效应值为正,即它促进了技术变化和生产率;无论是国有企业还是三资企业,FDI 除了对国有企业 EFF 的边际效应为正外,其边际效应值一直为负,因此 FDI 溢出效应对中国高技术产业的技术进步贡献较小。

另外值得注意的是国有企业是通过 R&D 的支出费用以及 FDI 外溢效应促进技术效率,而三资企业恰好相反,是通过 R&D 人力资本来促进技术效率,除此之外,R&D 人力资本、R&D 的支出费用和的 FDI 对技术进步发挥的作用并不充分,如在三资企业中 R&D 的支出费用虽然对技术变化(TECH)和生产率(TFP)的边际效应为正,但都不显著。这可能是由于外资的进入,外资企业通过高工资报酬吸引人力资本从研发部门转移到最终产品部门,使研发部门人力资本投资下降从而抑制了技术创新,但高素质的人才进入到最终产品部门,却因此提高了技术效率,从长期看外资的进入会通过改变东道国人力资本配置的结构,使得东道国的人力资本转移到了最终产品部门,从而导致了该国研发部门投入不足,最终对东道国长期的技术进步产生负面影响。而且 FDI 对外资企业的技术进步也没有发挥积极的作用,一个可能的原因是这些进入的外资企业之间存在激烈的竞争,导致竞争效应超过外溢效应,该解释需要进一步通过更微观的企业层面的数据来验证。

当区分行业中不同的产权组织形式后,R&D 人力资本、R&D 的支出费用和的 FDI 对技术进步的影响在国有企业与三资企业中发生了一些改变,但外商直接投资没有促进了技术进步这一结果并没有多大改变。因此我们可以得出如下结论:第一,无论是国有企业还是三资企业,通过外商直接投资引致的外溢效应来促进中国高技术产业的技术进步效果并不理想;第二,中国高技术产业中的技术进步还应当立足于 R&D 人力资本的积累和 R&D 方面的投入。

四、结论及建议

本文通过利用《中国高科技产业统计年鉴》(2002~2007 年)中 5 个行业的 28 个子行业的 1995~2006 年的相关数据考察 R&D 人力资本、R&D 的支出费用和的 FDI 外溢效应对中国高科技产业的技术进步的影响。通过实证分析我们得到如下结论:

第一,通过 Malmquist 生产率指数分解得到的技术变化指数 (TECH)、技术效率变化指数 (EFF)以及生产率指数(TFP),从整个行业来看,技术变化指数随时间显著下降,而技术效率变化指数随时间显著上升,生产率指数随时间的变化不明显;当区分国有企业与三资企业两种不同的产权形式后发现国有企业与整个行业的变化特征相比差别不大;但三资企业与国有企业相比,其显著变化是技术变化指数不再随时间下降,而是显著上升。

第二,采用动态面板回归后发现以技术变化指数(TECH)、技术效率变化指数(EFF)以及生产

率指数(TFP)测量的技术进步都是向均衡稳态收敛的;实证结果表明 FDI 没有促进生产率、技术变化和技术效率变化,进一步分析发现 FDI 的外溢效应存在门槛效应,即 FDI 的外溢效应不会自动发生,它需要一定的人力资本的积累。当前 FDI 对生产率(TFP)、技术变化(TECH)以及技术效率变化(EFF)的边际效应值一直为负,因此中国高技术产业的技术进步不是通过 FDI 溢出效应实现的。当区分行业中不同的产权组织形式后,R&D 人力资本、R&D 的支出费用和 FDI 对技术进步的影响在国有企业与三资企业中发生了一些改变,但外商直接投资没有促进了技术进步这一结果并没有多大改变。

在中国高科技产业中缺乏积极的 FDI 外溢效应,表明政府主管部门还可以通过一些政策激励外资企业向国内引进先进的技术,如鼓励外资企业在国内设立研发中心并将最先进的技术引入中国,同时激励外资企业在研发方面与国内企业、高校以及各种科研机构进行合作,使得 FDI 的流入能促进国内企业的技术创新活动。其次,中国高技术产业中的技术进步还应当立足于 R&D 人力资本的积累和 R&D 方面的投入,国内企业必须加快机制的改革,建立高效、吸引、培养人才的制度,提高自己自主创新的能力,加大在科研方面的资金投入、提高企业的技术水平和人力资本水平,使自己能够消化吸收外资的先进技术,为企业获取外资的溢出效应积极创造条件。

参考文献

- 薄文广,马先标,冼国明(2005):《外国直接投资对于中国技术创新作用的影响分析》,《中国软科学》,第 11 期。
- 代谦,别朝霞(2006):《FDI、人力资本积累与经济增长》,《经济研究》,第 4 期。
- 蒋殿春,夏良科(2005):《外商直接投资对中国高技术产业技术创新作用的经验分析》,《世界经济》,第 8 期。
- 赖明勇,张新,彭水军,包群(2005):《经济增长的源泉:人力资本、研究开发与技术外溢》,《中国社会科学》,第 2 期。
- 李小平(2007):《自主 R&D、技术引进和生产率增长——对中国分行业大中型工业企业的实证研究》,《数量经济技术经济研究》,第 7 期。
- 刘舜佳(2008):《国际贸易、FDI 和中国全要素生产率下降》,《数量经济技术经济研究》,第 11 期。
- 马林,章凯栋(2008):《外商直接投资对中国技术溢出的分类检验研究》,《世界经济》,第 7 期。
- 潘文卿(2003):《外商投资对中国工业部门的外溢效应:基于面板数据的分析》,《世界经济》,第 6 期。
- 潘镇(2005):《外商直接投资是否促进了中国的科技进步——来自各地区的经验证据》,《中国软科学》,第 10 期。
- 孙文杰,沈坤荣(2007):《技术引进与中国企业的自主创新:基于分位数回归模型的经验研究》,《世界经济》,第 11 期。
- 王红领,李稻葵,冯俊新(2006):《FDI 与自主研发:基于行业数据的经验研究》,《经济研究》,第 2 期。
- 吴建军,仇怡(2007):《人力资本与贸易集聚对技术扩散模型的拓展与应用》,《中国软科学》,第 8 期。
- 袁诚,陆挺(2005):《外商直接投资与管理知识溢出效应:来自中国民营企业家的证据》,《经济研究》,第 3 期。
- 张海洋(2005):《R&D 两面性、外资活动与中国工业生产率增长》,《经济研究》,第 5 期。
- 赵伟,汪全立(2006):《人力资本与技术溢出:基于进口传导机制的实证研究》,《中国软科学》,第 4 期。
- 郑京海,胡鞍钢(2005):《中国改革时期省际生产率增长变化的实证分析(1979~2001 年)》,《经济学(季刊)》,第 4 卷(2)。
- Aitken, B.J., Harrison, A.(1999):“Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela”, *American Economic Review* 89, 605-618.
- Alfaro, L., Areendam Chandab, Sebnem Kalemli-Ozcan(2004):“FDI and Economic Growth: the Role of Local Financial Markets”, *Journal of International Economics* 64, 89-112.
- Arellano, M., and S. Bond.(1991):“Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies* 58: 277-297.
- Arellano, M.(2003): *Panel Data Econometrics*, Oxford University Press Inc., New York.
- Balasubramanyam, V.N., Salisu, M., Sapsford, D.(1996):“Foreign Direct Investment and Growth in EP and IS Countries”, *Economic Journal* 106, 92-105.
- Baltagi, B.H.(1995): *Econometric Analysis of Panel Data*. New York: Wiley, 128-139.
- Blomstrom, M. and Fredrik Sjöholm (1999):“Technology Transfer and Spillovers: Does local Participation with Multinationals matter?”, *European Economic Review* 43, 915-923.
- Borensztein, E., De Gregorio, J., Lee, J.-W.(1998):“How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth”, *Journal of International Economics* 45, 115-135.

(下转第 102 页)