

R&D 两面性、外资活动与中国工业生产率增长<sup>\*</sup>

张海洋

(浙江财经学院经贸学院 310012)

**内容提要:**本文首先运用基于 DEA 的 Malmquist 生产率指数对中国内资工业部门生产率、技术效率和技术进步进行了测算,然后检验了在控制自主 R&D 的情况下,外资活动对内资工业部门生产率增长的影响。通过考察 R&D 的创新能力和吸收能力,我们将外资外部性区分为外资技术扩散效应与竞争效应,进而检验了外资促进内资工业部门技术效率和技术进步的途径。我们发现,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;外资活动产生的负向竞争效应抑制了内资部门技术效率的增长;R&D 和外资活动都推动了内资工业部门技术进步,但来源分别为 R&D 创新能力和正向竞争效应,而不是技术扩散;由于高科技行业 R&D 吸收能力较低,内资部门不仅没能吸收外资先进技术,反而呈现显著的逆向技术扩散。一般行业吸收能力比高科技行业强,但外资技术扩散也不显著。

**关键词:**R&D 两面性 技术效率 技术进步 外资技术扩散 竞争效应

## 一、引言

改革开放以来,中国实施“以市场换技术”的外资战略,吸引了大量外资。外资大量流入对于实现中国经济增长、促进人力资本开发和利用、增加国际收支盈余等宏观经济目标具有重要的作用。然而,目前学术界对于内资部门是否获得内含在外资中的先进技术有两种不同观点:一种观点认为大量外资流入产生了显著的溢出效应(何洁,2000;潘文卿,2003;张建华、欧阳轶霏,2003;陈涛涛,2003);外国直接投资(FDI)对中国工业的生产率提高和技术进步起到了不可低估的作用,是解释中国经济增长奇迹的最重要变量之一(胡祖六,2004)。另一种观点认为,外资企业凭借在技术、原材料来源、规模经济、销售渠道和产品开发更新能力等方面的优势,抢占了市场份额,在短期对内资部门造成一定的冲击(张海洋、刘海云,2004);大量外资流入使得国内自主研发和创新能力的提高进展缓慢,形成了严重的技术依赖,中国通过吸引外资推动本国工业的技术进步和产业成长的策略成效不彰(王春法,2004;董书礼,2004)。

对于前一种观点,我们认为上述研究并不能证实外资促进了中国工业技术进步和生产率的提高,理由有四个方面:一是没有考虑内资工业部门(下文简称内资部门)自主 R&D(研究与开发)对生产率的影响。R&D 和技术扩散是实现技术进步的两个基本途径,没有考虑 R&D 投资对生产率和技术进步的影响,有可能高估外资溢出效应(外部性)。实际上,R&D 投资不仅可以产生新的知识和信息,而且可以增强企业吸收现有知识和信息的能力,促进知识和技术的外溢,R&D 投资具有

<sup>\*</sup> 文章是在作者博士论文的基础上做了较大修改而成的。感谢华中科技大学经济学院刘海云教授、徐长生教授、张建华教授和方齐云教授的学术指点,武汉大学商学院陈继勇教授的有益评论。对匿名审稿人的启发性意见深表谢意。当然文中可能的错误概由本人负责。

提高创新能力和吸收能力的两面性 (Two faces of R&D) (Cohen and Levinthal, 1989); 二是没有将外资外部性和外资技术扩散区分开来。上述研究的计量模型建立在 Feder (1982) 估计出口对经济增长作用的模型基础之上, 以国内和国外两个经济部门的生产函数为基础推导出最终的计量方程, 强调的是内资和外资的差异性。模型衡量的是外资外部性对内资部门经济增长的影响, 没有将外资技术扩散与其他效应区分开来。实际上, 外资除了通过技术扩散提高本地企业的生产率之外, 还可以通过降低国内市场的垄断程度, 促进竞争和提高资源配置效率等途径产生竞争效应促进内资部门生产率的提高; 三是没有考虑外资技术扩散发生的条件。事实上, 外资技术扩散特别是关键核心技术的成功扩散是有条件的, 本地企业必须拥有一定的吸收能力, 才能成功地模仿、吸收和消化外资先进技术。与技术扩散不同, 外资活动的外部性则指外资通过各种途径对本地企业生产率的综合影响, 既包括有条件的技术扩散, 又包括自动发生的其他外部效应比如竞争效应; 四是忽略了技术效率变化对生产率增长的影响。和传统研究一样 (Solow, 1957), 上述研究假定生产一直在生产前沿上进行, 将生产率的增长等同于技术进步, 忽略了技术效率的变化对生产率的影响。实际上, 生产率增长又可以进一步拆分为技术效率提高 (如管理效率的提高和生产规模的扩大) 和技术进步 (如新技术的采用和新产品的采用)。技术进步可以定义为生产函数所代表的生产前沿向产出增加方向上的移动; 技术效率的提高定义为对应于在给定要素投入水平下, 实际产出向生产前沿的移动。

对于后一种观点, 主要依据包括外企市场垄断地位日趋加强, 对内资部门造成较大的冲击; 自主研发和创新能力依然薄弱, 产业技术主要源自国外, 技术依赖情况严重; 企业尚未成为技术创新的主体, 自主创新能力提高缓慢等等。由于没有实证研究的支持, 这些研究显然缺乏说服力。那么, 在控制自主 R&D 投资的情况下, 外资活动的外部性是否显著, 是否促进了内资部门的技术效率增长和技术进步? 如果有, 又是通过什么途径, 是技术扩散还是竞争? 为此, 本文运用基于数据包络分析 (DEA) 的 Malmquist 生产率指数对中国内资部门全要素生产率、技术效率和技术进步进行了测算, 并且检验了在控制自主 R&D 的情况下, 外资活动对内资部门生产率的影响。通过考察 R&D 的创新和吸收能力, 我们将外资外部性区分为外资技术扩散效应与竞争效应, 试图分析外资促进内资部门生产率增长的途径。需要指出的是, 本文研究的外资技术扩散是指有内含在外资中的关键核心技术的扩散程度。外资关键核心技术扩散是有条件的, 内资部门必须有一定的吸收能力, 才能成功地促进技术扩散的发生。竞争效应则指除了技术扩散之外, 外资通过降低垄断程度, 促进竞争, 提高资源配置效率等其他途径产生的溢出效应。

与现有研究不同, 本文在以下四个方面做了文献拓展: (1) 运用基于 DEA 的 Malmquist 生产率指数对近年来中国内资部门生产率及其拆分技术效率和技术进步进行了测算; (2) 考察了在控制自主 R&D 投资的情况下, 外资活动对内资部门生产率增长的影响; (3) 检验了 R&D 投资的两面性——创新能力和吸收能力对生产率增长的影响; (4) 从 R&D 吸收能力的视角, 将外资外部性区分为技术扩散效应与竞争效应, 并检验了它们对内资部门生产率增长的影响。本文将以如下顺序展开, 第二部分是经验设定、方法和数据说明, 然后是经验结果及解释, 最后是结论。

## 二、经验设定、方法和数据说明

在本文的 R&D、外资活动与生产率增长的分析框架中, 生产率由 R&D 和其他外部因素决定, 而其他外部因素来自于外资活动。首先分析 R&D 投资与生产率的关系。考虑新古典生产函数,

$$Y_{it} = A_{it} L_{it}^\alpha K_{it}^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中,  $Y$  表示增加值,  $A$  表示全要素生产率 (TFP) 或索洛残值,  $L$  是劳动投入,  $K$  为资本投入,  $i$  和  $t$  分别表示行业和时间。R&D 资本存量对内资部门的全要素生产率  $A_{it}$  影响可以通过 (2) 式联系起来:

$$A_{it} = B_{it} R_{it} \quad (2)$$

$R_{it}$  表示内资部门的 R&D 资本存量,  $B_{it}$  表示影响 TFP 的其他外部因素, 表示 R&D 资本存量对增加值的弹性, 即  $= \frac{\partial Y}{\partial R} \cdot \frac{R}{Y}$ 。将(2)式取时间差分, 可得:

$$\frac{A_{it}}{A_{it}} = \frac{B_{it}}{B_{it}} + \frac{R_{it}}{R_{it}} \quad (3)$$

根据 Griliches(1980), Nadiri(1989) 和 Goto and Suzuki(1989),  $t$  期的 R&D 资本存量可以用过去所有时期的 R&D 支出  $\{E_{t-k}\}$  的现值与  $t-1$  期的 R&D 资本存量现值之和来表示:

$$R_t = \sum_{k=1}^t \mu_k E_{t-k} + (1 - \mu) R_{t-1} \quad (4)$$

$k$  为滞后期,  $\mu_k$  为 R&D 支出滞后贴现系数,  $\mu$  为 R&D 资本存量的折旧率。取平均滞后期为  $k$  和  $\mu = 1$ , 即  $k = 1$  时,  $\mu_k = 1$ ;  $k \rightarrow \infty$  时,  $\mu_k = 0$ , 使得  $E_t = \sum_{k=1}^t \mu_k E_{t-k}$ 。这样, (4) 式转换为:

$$R_t = E_t + (1 - \mu) R_{t-1} \quad (5)$$

与物质资本不同, R&D 资本折旧是知识存量老化、过时的过程。值估计通常有三种方法: 一是通过计算专利各期收益贴现值总和与专利更新费用差额, 也就是专利的净收益估计出来 (Bosworth, 1978); 二是简单地设定 R&D 资本折旧率  $\mu$  为一固定值, 比如 10% (Goto and Suzuki, 1989); 三是假定  $\mu$  是专利产生收益时间长度的反函数, 如果专利的生命足够长, 那么就可以假定  $\mu$  足够小; 如果数据时间跨度短, 可以假定平均滞后期  $k$  足够小 (Griliches and Mairesse, 1984; Redding and Reenen, 2000)。由于缺乏专利收益和更新费用数据, 通常采用后两种简化方法。本文采用最后一种方法, 假定  $\mu$  和  $k$  足够小。这样, (4) 式转换为:

$$\frac{R_t}{R_t} = \frac{E_t}{R_t} \quad (6)$$

将(6)式代入(3)式, 并由  $= \frac{\partial Y}{\partial R} \cdot \frac{R}{Y}$ , 可得:

$$\frac{A_{it}}{A_{it}} = \frac{B_{it}}{B_{it}} + \frac{E_{it}}{Y_{it}} \quad (7)$$

$= \frac{\partial Y}{\partial R}$  为 R&D 的边际产品。外资活动与生产率的关系可以通过  $\frac{B_{it}}{B_{it}}$  联系起来。假定影响内资部门生产率变化的其他外部因素  $\frac{B_{it}}{B_{it}}$  来自外资活动 (Forei), 这样(7)式可表示为:

$$\frac{A_{it}}{A_{it}} = \text{Forei}_{it} + \frac{E_{it}}{Y_{it}} \quad (8)$$

是外资活动的边际产品, 衡量外资活动外部性。将(8)式代入(1)式的时间差分形式, 可得:

$$\frac{Y_{it}}{Y_{it}} = \frac{L_{it}}{L_{it}} + (1 - \delta) \frac{K_{it}}{K_{it}} + \text{Forei}_{it} + \frac{E_{it}}{Y_{it}} \quad (9)$$

由全要素生产率增长率  $TFP_{it} = \frac{Y_{it}}{Y_{it}} - \frac{L_{it}}{L_{it}} - (1 - \delta) \frac{K_{it}}{K_{it}}$ , 加上随机扰动项  $\epsilon_{it}$ , 可得基本计量方程式:

$$TFP_{it} = \text{Forei}_{it} + \frac{E_{it}}{Y_{it}} + \epsilon_{it} \quad (10)$$

由于 R&D 投资具有两面性,不仅可以提高创新能力,而且可以提高吸收能力,促进外资技术扩散。我们用 R&D 支出和外资活动的交互项来衡量 R&D 投资吸收能力,(10)式转化为:

$$TFP_{it} = \text{Forei}_{it} + \frac{E_{it}}{Y_{it}} + \mu \text{Forei}_{it} \cdot \frac{E_{it}}{Y_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

这里,衡量了内资部门 R&D 创新能力对生产率的影响。 $\mu$  有两方面的经济含义,一是表示 R&D 吸收能力;二是表示外资活动与 R&D 投资相结合对内资部门生产率的影响,即外资技术扩散的程度。如果  $\mu$  不显著,表明内资部门 R&D 吸收能力较弱,内资部门没能通过 R&D 途径有效地吸收内含在外资中的先进技术促进生产率的增长,外资技术扩散不明显;如果  $\mu$  显著为正,表明内资部门 R&D 吸收能力较强,成功地吸收了内含在外资中的先进技术促进了生产率增长,外资技术扩散明显;如果  $\mu$  显著为负,表明内资部门 R&D 吸收能力很弱,不仅没能有效地吸收外资先进技术,而且产生了逆向技术扩散,抑制了内资部门生产率的提高,比如内资部门人才流失等。和(10)式表示外资活动的外部性不同,这里表示在控制 R&D 吸收能力  $\mu$  的情况下,内资部门通过除了吸收外资先进技术之外的其他途径对生产率变动的影响,比如通过打破垄断、促进竞争等途径的竞争效应。如果显著为正,表明外资竞争效应促进了生产率提高;显著为负则表明外资通过挤占市场份额,造成内资部门市场缩小,成本上升,生产率下降。为了进一步考察 R&D 和外资活动对技术效率变化  $TE$  和技术进步  $TG$  的影响,对应(10)和(11)式,我们建立以下计量方程:

$$TE_{it} = \beta_2 \text{Forei}_{it} + \beta_2 \frac{E_{it}}{Y_{it}} + \varepsilon_{2it} \quad (12)$$

$$TE_{it} = \beta_2 \text{Forei}_{it} + \beta_2 \frac{E_{it}}{Y_{it}} + \mu_2 \text{Forei}_{it} \cdot \frac{E_{it}}{Y_{it}} + \varepsilon_{2it} \quad (13)$$

$$TG_{it} = \beta_3 \text{Forei}_{it} + \beta_3 \frac{E_{it}}{Y_{it}} + \varepsilon_{3it} \quad (14)$$

$$TG_{it} = \beta_3 \text{Forei}_{it} + \beta_3 \frac{E_{it}}{Y_{it}} + \mu_3 \text{Forei}_{it} \cdot \frac{E_{it}}{Y_{it}} + \varepsilon_{3it} \quad (15)$$

对于系数  $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\mu_2$ 、 $\mu_3$ 、 $\beta_2$  和  $\beta_3$  的经济含义可以参照计量方程(10)和(11)式的解释。本文估算生产率增长及其分解技术效率和技术进步的变化使用的是基于 DEA 的 Malmquist 指数法生产率模型。参照 Färe et al (1994a)定义的以投入为指标的 Malmquist 生产率变化指数,假设在每个时期  $t = 1, \dots, T$ ,第  $k = 1, \dots, K$  个行业使用  $n = 1, \dots, N$  种投入  $x_{k,n}^t$ ,得到第  $m = 1, \dots, M$  种产出  $y_{k,m}^t$ 。在 DEA 条件下,每一期在固定规模报酬(C),投入要素强可处置(S)条件下的参考(最佳)技术定义为:

$$L^t(y^t | C, S) = \left\{ (x_1^t, \dots, x_N^t) : y_m^t \leq \sum_{k=1}^K z_k y_{k,m}^t, m = 1, \dots, M; \right. \\ \left. \sum_{k=1}^K z_k x_{k,n}^t \leq x_n^t, n = 1, \dots, N; z_k \geq 0, k = 1, \dots, K \right\} \quad (16)$$

$L^t$  又叫投入可能性集合,其中每一个给定产出的最小投入子集又被叫做生产技术的前沿。 $z$  表示每一个横截面观察值的密度变量(Intensity variables)。计算每一个行业  $k$  基于投入的 Farrell 技术效率的非参数线性规划模型为:  $F_i^t(y^t, x^t | C, S) = \min \{ \theta^k : x^k \in L^t(y^t | C, S) \}$  s. t.

$$y_m^t \leq \sum_{k=1}^K \theta^k z_k y_{k,m}^t, m = 1, \dots, M; \sum_{k=1}^K \theta^k z_k x_{k,n}^t \leq x_n^t, n = 1, \dots, N; \theta^k \geq 0, k = 1, \dots, K \quad (17)$$

根据 Färe et al (1994a),距离函数是 Farrell 技术效率的倒数,从而可以定义参考技术  $L^t(y^t | C, S)$  下的投入距离函数:

$$D_i^t(y^t, x^t) = 1/F_i^t(y^t, x^t | C, S) \quad (18)$$

投入距离函数可以看作是某一生产点  $(x^t, y^t)$  向理想的最小投入点压缩的比例。注意  $D_i^t(y^t, x^t) = 1$ , 当且仅当  $(x^t, y^t) \in L^t$ 。此外,  $D_i^t(y^t, x^t) = 1$ , 当且仅当  $(x^t, y^t)$  为技术前沿上的点, 生产在技术上是有效率的。这意味着生产从技术上讲其效率为 100%, 也就是在给定产出情况下实行了最小投入 (Farrell, 1957)。如果  $D_i^t(y^t, x^t) < 1$ ,  $t$  期的实际生产点  $(x^t, y^t)$  在技术前沿的外部, 生产在技术上是无效的。在时间  $t+1$ , 将式子中的  $t$  替代为  $t+1$ , 便可以得到此时的距离函数  $D_i^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})$ 。

根据 Caves et al (1982), 基于投入的全要素生产率指数可以用 Malmquist 生产率指数来表示:

$$M_i^t = D_i^t(x^t, y^t) / D_i^t(x^{t+1}, y^{t+1}) \quad (19)$$

这个指数测度了在  $t$  期的技术条件下, 从  $t$  到  $t+1$  期的全要素生产率的变化率。同样, 可以定义在  $t+1$  期的技术条件下, 测度从  $t$  到  $t+1$  期的全要素生产率变化的 Malmquist 生产率指数:

$$M_i^{t+1} = D_i^{t+1}(x^t, y^t) / D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}) \quad (20)$$

为了避免在选择生产技术参照系的随意性, 把以投入为指标的 Malmquist 生产率指数特定为两个 Malmquist 指数的几何平均值, 一个以  $t$  期生产技术为参照, 另一个以  $t+1$  时刻为参照, 可以表示为 (Färe, Grosskopf & Norris, 1997):

$$\begin{aligned} M_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) &= \left\{ \left[ \frac{D_i^t(x^t, y^t)}{D_i^t(x^{t+1}, y^{t+1})} \right] \left[ \frac{D_i^{t+1}(x^t, y^t)}{D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right] \right\}^{\frac{1}{2}} \\ &= \frac{D_i^t(x^t, y^t)}{D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \left[ \frac{D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_i^t(x^{t+1}, y^{t+1})} \times \frac{D_i^{t+1}(x^t, y^t)}{D_i^t(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= TE(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) TG(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \end{aligned} \quad (21)$$

其中,  $TE$  是规模报酬不变且要素强处置条件下的相对效率变化指数, 它测度了从  $t$  到  $t+1$  每个观察对象到最佳实践的追赶程度。  $TG$  是技术进步指数, 它测度了技术边界从  $t$  到  $t+1$  的移动。该指标大于 1 表示技术进步, 等于 1 时技术无进步, 小于 1 时技术退步。这样, 生产率的变化被拆分为两个部分, 一个是技术效率的变化, 一个是技术进步率。 Malmquist 生产率指数的构造要求计算四个混合距离函数  $D_i^{t+1}(y^t, x^t)$ 、 $D_i^t(y^{t+1}, x^{t+1})$ 、 $D_i^t(y^t, x^t)$ 、 $D_i^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})$ 。第  $k$  个行业  $D_i^t(y^{t+1}, x^{t+1} | C, S)$  的倒数可以由线性规划 (22) 求出, 其他几个混合距离可以同理得到。

$$\begin{aligned} [D_i^t(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)]^{-1} &= \min_k \quad \text{s.t.} \\ y_m^{t+1} &= \sum_{k=1}^K z_k^t y_{k,m}^t, m = 1, \dots, M; \quad \sum_{k=1}^K z_k^t x_{k,n}^t \leq x_n^{t+1}, n = 1, \dots, N; \quad z_k^t \geq 0, k = 1, \dots, K \end{aligned} \quad (22)$$

由于我国自 2000 年来才提供外资部门主要经济指标的连续数据, 时间跨度短, 我们采用平行数据模型 (Panel Data) 方法来估计。在平行数据模型中, 选择固定效应模型还是随机效应模型, 可用 Hausman 检验来识别。Hausman (1978) 提出了一个检验:

$$W = (\hat{\alpha}_{FE} - \hat{\alpha}_{RE}) [\text{Var}(\hat{\alpha}_{FE}) - \text{Var}(\hat{\alpha}_{RE})]^{-1} (\hat{\alpha}_{FE} - \hat{\alpha}_{RE}) \quad (23)$$

检验统计量  $W$  在零假设下服从  $\chi^2$  分布。如果 Hausman 检验拒绝了  $H_0$ , 就表示固定效应模型是一个更好的模型。如果 Hausman 检验不拒绝  $H_0$ , 就表示随机效应模型是一个更好的模型。

测算 Malmquist 生产率指数可以假定每个行业为一个决策单位 (DMU), 使用两种要素投入 (劳动和资本) 生产单个产出 (增加值)。产出是全部国有及规模以上非国有内资部门工业增加值, 虽然没有包括规模以下非国有企业的增加值 (年销售收入在 500 万元以下的非国有企业) 低估了内资部门

技术效率又可以分解为规模效率变化、要素可处置度变化和纯技术效率变化。技术进步又可以分解为中性技术进步、产出非中性技术进步和投入非中性进步 Färe et al (1994a)。本文不对技术效率和技术进步进一步拆分。

的产出,但由于本文主要考察效率变化的情况,而小型企业比大中型企业的效率要低(姚洋、章奇,2001),所以使用全部国有及规模以上非国数据并没有低估整个工业部门的效率。劳动投入  $L$  其实应该用劳动时间表示,但由于劳动时间数据无法得到,或者即使得到,其准确性和可靠性也不能确定,因而通常用劳动力人数替代。出于数据可获得性的考虑,并且由于从业人员反映了一定时期内全部劳动力资源的实际利用情况,本文假定劳动力总量等于内资部门从业人员数( $L$ )。

资本存量的度量是一个复杂的过程,不同学者的结果也不尽相同。目前,国际上通用的资本存量度量方法是永续盘存法和资本租赁价格度量法。近年来,许多学者对中国的资本存量进行了度量,但是由于统计资料的限制,至今无法得到满意的结果。这些研究主要集中对全国或省际资本存量进行度量(王小鲁和樊纲,2000;王金营,2001;张军等,2004),而很少对工业部门的资本存量进行度量。结合已有数据,我们用内资工业部门固定资产净值年平均余额表示行业资本存量( $K$ )。

在已有的国内相关文献中,外资活动都用外资部门的资产合计或者固定资产比例来表示。由于外资企业关键核心技术对内资部门的扩散主要体现在人员的流动上,外资的固定资产净值并不能很好地反映外资企业的技术活动。这里,我们用一行业外企就业人数占行业就业人数比例(FOREI)来衡量外资活动外部性对内资工业部门生产率的综合影响。

R&D 支出比例本应该用内资工业部门 R&D 支出比例表示。由于统计年鉴只提供了大中型企业的有关科技数据,如果简单地用大中型内资企业 R&D 支出占大中型企业增加值的比例来表示 R&D 支出比例,就会高估整个内资部门的 R&D 支出比例。因为尽管我国小型企业 R&D 活动近年来日趋活跃,但大中型企业研发能力和力度仍然远远强于小型企业。结合数据可获得性,本文 R&D 支出比例(RD)用一行业大中型内资企业技术开发经费内部支出占全部国有以及规模以上的工业企业增加值比例来表示( $E/Y$ )。

数据方面,全部数据样本均来自 2000—2003 年《中国统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》,包括工业部门 34 个行业 1999—2002 年的相关数据。内资工业部门变量数据可由已知的全部国有以及规模以上的工业企业相应变量数据减去三资企业相应变量数据得到。所有行业的工业增加值和固定资产净值都使用 1999 年不变价。增加值缩减指数可以根据工业总产值的当年价和 1990 年不变价数据计算得到。固定资产净值用历年固定资产投资价格指数平减。为了检验不同技术水平行业的 R&D 和外资活动对内资部门效率的影响,我们对整个工业行业进行了分组。根据《2000 年全国 R&D 资源清查工业资料汇编》的有关数据,R&D 密集度最高(R&D 经费内部支出和外部支出占产值、增加值和销售收入比重等 6 项指标都高于工业平均水平)的产业是电子及通信设备制造业、仪器仪表及文化办公用机械制造业、电气机械及器材制造业、交通运输设备制造业、普通机械制造业和专用设备制造业等 6 个机电行业。R&D 密集度较高(R&D 经费支出比重等 6 项指标中有 5 项高于整个工业平均水平)的产业还有化学原料及制品制造业、医药制造业、塑料制品业和金属制品业等 4 个行业。我们将以上 10 个行业划归为高技术行业,其余 24 个行业则为一般行业。

### 三、经验结果和解释

我们用 OnFront 2.0 软件计算了 1999—2002 年中国内资工业部门各行业逐年 Malmquist 生产率指数及其分解技术效率与技术进步的变化情况。表 1 给出了这期间的平均值。从整个内资工业部

我们也用外资部门资产合计比例表示 Forei,得到的结论基本不变。限于篇幅,这里不报告资产比例的计量结果。

由于全部国有以及规模以上的工业企业不包括年销售收入在 500 万元以下的非国有企业,这一定程度上减少了低估我国工业 R&D 支出比例的程度。

由于《中国统计年鉴》中没有提供其他矿采选业和其他制造业的主要经济效益指标,所以没有包括这两个行业。这里我们排除了电力蒸汽热水生产供应业、煤气生产和供应业、自来水生产和供应业三个政府垄断性行业。

门来看,全要素生产率平均增长率为 10.58%,技术效率平均增长率为 3.18%,技术进步平均增长率为 9.17%,不仅明显高于郑京海和胡鞍钢(2004)基于产出的 Malmquist 生产率指数法对全国省级数据分析的结果,而且也高于同样使用基于投入法的颜鹏飞和王兵(2004)的结果,这一方面表明近年来内资工业生产率增长比较明显,增长的主要源泉是技术进步,另一方面也表明工业部门的生产率增长可能高于农业和第三次产业。从行业排序情况来看,无论是生产率,还是技术效率和技术进步,增长率排名靠前的不是高科技行业,而是一般行业。从平均水平来看,技术进步是高科技行业和一般行业的生产率提高的主要原因。高科技行业 TFP 和技术效率提高明显高于一般行业,但技术进步提高却低于一般行业。

表 1 内资工业平均 Malmquist 生产率指数、技术效率与技术进步(1999—2002 年)

行业	Mal TFP	TE	TG	行业	Mal TFP	TE	TG
煤炭采选业	1.0472	0.9825	1.0856	化学原料及制品	1.0878	1.0245	1.0777
石油和天然气开采业	1.2516	1.1324	1.1405	医药制造业	1.0796	1.0217	1.0815
黑色金属矿采选业	1.0847	1.0227	1.0882	化学纤维制造业	1.1429	1.0792	1.0753
有色金属矿采选业	1.0364	0.9696	1.0856	橡胶制品业	1.0874	1.0161	1.0866
非金属矿采选业	0.9789	0.9062	1.0834	塑料制品业	1.1103	1.0383	1.0852
木材及竹材采运业	0.9654	0.8905	1.1020	非金属矿物制品业	1.0903	1.0231	1.0844
食品加工业	1.1665	1.1027	1.0835	黑色金属冶炼	1.1363	1.0760	1.0754
食品制造业	1.0752	1.0121	1.0849	有色金属冶炼	1.1163	1.0614	1.0777
饮料制造业	1.0447	0.9870	1.0797	金属制品业	1.1097	1.0331	1.0925
烟草加工业	1.1180	1.0000	1.1180	普通机械制造业	1.1481	1.0725	1.0891
纺织业	1.1272	1.0575	1.0894	专用设备制造业	1.1376	1.0607	1.0881
服装及其他纤维制品	1.0829	1.0105	1.1095	交通运输设备制造	1.1781	1.0989	1.0828
皮革毛皮羽绒	1.1577	1.0738	1.1040	电气机械及器材	1.1393	1.0716	1.0857
木材加工及竹草制品	1.1125	1.0477	1.0859	电子及通信设备	1.1459	1.0874	1.0818
家具制造业	1.1005	1.0307	1.0925	仪器仪表	1.1321	1.0665	1.0850
造纸及纸制品业	1.0469	0.9801	1.0821				
印刷业记录媒介	1.0758	1.0057	1.0830	内资工业平均:	1.1058	1.0318	1.0917
文教体育用品	1.0473	0.9662	1.1089	高科技平均:	1.1268	1.0575	1.0849
石油加工及炼焦业	1.2370	1.0712	1.1628	一般平均:	1.0971	1.0210	1.0945

注:限于篇幅,省去每年的结果,读者若需要,可向作者索取。

郑京海和胡鞍钢(2004)用 DEA 方法测度了 1979—2001 年中国 29 个省的 Malmquist 生产率指数,发现 1995 年—2001 年中国 TFP 增长出现了下降,TFP 增长主要是通过技术进步实现的,而不是通过效率的增长。而颜鹏飞和王兵(2004)的结论相反,认为效率提高是中国 TFP 增长的主要原因。

表 2 R&D、外资活动对内资工业部门及其分组生产率、技术效率和技术进步的影响

整个工业	回归	RD	FOREI	RDFOR	W	R <sup>2</sup>	Adj R <sup>2</sup>	F	D - W
生产率 (TFP)	2.1	- 3.16 ( - 4.20) *	0.01 (0.1)		27.64 <sup>#</sup>	0.99	0.99	27996	2.71
	2.2	0.95 (0.88)	1.13 (4.09) *	- 14.9 ( - 4.72) *	53.14 <sup>#</sup>	0.99	0.99	4621	2.73
技术效率 (TE)	2.3	- 4.19 ( - 2.82) *	- 2.07 ( - 4.49) *		36.19 <sup>#</sup>	0.99	0.99	6364	2.08
	2.4	- 4.15 ( - 1.99) ***	- 2.05 ( - 2.57) **	- 0.23 ( - 0.03)	35.85 <sup>#</sup>	0.99	0.99	1303	2.08
技术进步 (TG)	2.5	2.33 (0.99)	2.09 (3.84) *		17.55 <sup>#</sup>	0.64	0.45	119	1.84
	2.6	10.84 (2.81) *	4.19 (4.61) *	- 28.23 ( - 2.59) **	29.47 <sup>#</sup>	0.79	0.67	119	1.94
分组：高科技部门回归结果									
生产率 (TFP)	3.1	- 7.17 ( - 5.00) *	0.1 (0.84)		29.13 <sup>#</sup>	0.99	0.99	13576	2.85
	3.2	5.57 (2.21) **	1.79 (4.25) *	- 23.7 ( - 4.36) *	35.68 <sup>#</sup>	0.99	0.99	1550	2.89
技术效率 (TE)	3.3	- 8.61 ( - 3.48) *	- 0.71 ( - 3.06) *		36.04 <sup>#</sup>	0.97	0.95	608	2.07
	3.4	- 5.96 ( - 1.62)	- 0.1 ( - 0.13)	- 8.28 ( - 0.84)	38.89 <sup>#</sup>	0.98	0.97	420	2.18
技术进步 (TG)	3.5	5.14 (2.60) **	0.77 (2.60) **		13.57 <sup>#</sup>	0.85	0.77	105	2.06
	3.6	- 1.41 (3.34) *	2.88 (2.53) **	- 29.42 ( - 2.02) ***	24.01 <sup>#</sup>	0.94	0.89	122	2.22
分组：一般部门回归结果									
生产率 (TFP)	4.1	- 0.42 (0.1)	- 0.89 (0.3)		10.42 <sup>#</sup>	0.99	0.99	8841	2.79
	4.2	0.56 (0.56)	- 0.65 ( - 1.54)	- 6.29 ( - 0.98)	31.13 <sup>#</sup>	0.99	0.99	8597	2.77
技术效率 (TE)	4.3	- 2.87 ( - 3.46) *	- 5.49 ( - 7.81) *		63.06 <sup>#</sup>	0.99	0.99	8745	2.33
	4.4	- 4.21 ( - 4.15) *	- 5.82 ( - 10.37) *	11.92 (1.27)	131.95 <sup>#</sup>	0.99	0.99	3037	2.29
技术进步 (TG)	4.5	1.83 (2.63) **	6.88 (16.35) *		426.90 <sup>#</sup>	0.99	0.99	2953	2.03
	4.6	1.75 (0.92)	6.65 (8.02) *	4.06 (0.28)	134.03 <sup>#</sup>	0.99	0.99	2640	2.07

注：1) 整个工业的样本数为 102，高科技部门为 30，一般部门为 72；2) 系数下括号内的数值是该系数的  $t$  值。3) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示通过显著水平为 1%、5%、10% 的  $t$  检验。表示通过显著水平为 1% 的  $F$  检验。<sup>#</sup> 表示通过显著水平为 1% 的 Hausman 检验。4) 回归软件是 Eviews3.1，Hausman 检验  $W$  值通过 Matlab 6.5 计算得到。

根据计量方程 (10) —(15) 式，表 2 给出了内资部门及其分组的回归结果。由于所有回归 Hausman 检验  $W$  值都显著，给出的都是固定效应的结果。回归 2.1—2.6 给出的是整个工业部门的回归结果。回归 2.1 衡量 R&D 和外资外部性对内资部门 TFP 变化的影响。结果表明在控制自主



R&D 的情况下,外资活动没有显著地促进内资部门生产率的提高。R&D 支出比例显著为负,表明 R&D 支出比例越高的行业,生产率提高反而越少。这可能与近年来高科技行业步入调整期,行业竞争加剧,生产效率下降有关。回归 2.2 衡量了控制 R&D 吸收能力的情况下,外资活动对生产率的影响。交互项 RDFOR 显著为负表明外资不仅没有通过与 R&D 途径促进生产率的提高,反而由于 R&D 吸收能力较低,阻碍了生产率增长。FOREI 项显著为正,表明控制 R&D 吸收能力的情况下,外资活动通过竞争促进了内资部门的生产率提高。RD 项不显著表明内资部门 R&D 创新能力对生产率的提高并没有明显作用。

回归 2.3 给出了 R&D、外资活动对内资部门技术效率的影响。RD 项显著为负,表明 R&D 对内资部门技术效率的提高并没有显著作用。FOREI 显著为负,表明外资外部性抑制了技术效率的提高。回归 2.4 考察了 R&D 吸收能力对技术效率的影响,交互项不显著表明内资部门并没有通过 R&D 投资学习吸收到外资部门先进的管理技术,外资技术扩散对内资部门的管理效率和生产经验的积累并没有明显作用。FOREI 项显著为负,表明控制 R&D 吸收能力后,外资活动的负外部性主要是由于外资部门在国内市场份额迅速扩大,使得内资部门市场缩小,成本上升,效率下降,产生的负向竞争效应造成的。回归 2.5 给出了对技术进步的影响。RD 和 FOREI 项同时显著为正,表明 R&D 和外资活动都促进了内资部门的技术进步。但在回归 2.6 中,交互项 RDFOR 显著为负,FOREI 项显著为正,表明外资主要是通过竞争而不是技术扩散促进技术进步。由于 R&D 吸收能力较低,内资部门不仅没有通过技术扩散获得外资先进技术,反而存在显著的逆向技术扩散。这一方面由于外资企业不希望核心技术被泄露,会努力保守技术秘密,内资企业难以获得外企的先进技术。另一方面,外企的良好工作环境和优厚待遇吸引了内资企业培养的优秀人才,人才流失造成了实际上的内资部门向外资部门的技术扩散。RD 项显著为正表明 R&D 促进内资部门技术进步来自其创新能力而不是吸收能力,R&D 自主创新是推动内资工业技术进步的重要因素。

回归 3.1 - 3.6 给出了高科技行业的回归结果。在回归 3.1 中,FOREI 不显著,表明外资外部性对高科技行业生产率提高没有显著影响,RD 显著为负,表明 R&D 支出比例越高的行业,生产率提高越少。回归 3.2 中,交互项 RDFOR 显著为负,表明外资不仅没有通过与 R&D 途径促进内资部门生产率的提高,反而由于 R&D 吸收能力较低,阻碍了内资部门生产率的提高。而控制 R&D 吸收能力后,FOREI 项显著为正,表明与外资竞争效应促进了生产率的提高。RD 项显著为正,表明 R&D 自主创新推动了生产率的提高。回归 3.3 给出了 R&D、外资活动对技术效率的影响。R&D 和外资活动都显著为负,说明 R&D 支出越高的行业,技术效率提高越慢,外资外部性一定程度上阻碍了高科技行业生产率的提高。回归 3.4 考察了交互项对技术效率的影响,结果表明 R&D 吸收能力对内资部门技术效率没有显著作用。RD 项和 FOREI 项都不显著为负,说明在控制 R&D 吸收能力的情况下,R&D 创新能力和外资竞争效应对技术效率的提高没有显著影响。回归 3.5 给出了 R&D、外资活动对高科技部门技术进步的影响。RD 项和 FOREI 项显著为正,表明 R&D 投资和外资活动都积极地推动了技术进步。而回归 3.6 交互项 RDFOR 显著为负,FOREI 项为正表明外资活动促进技术进步主要是通过竞争效应而不是技术扩散。由于高科技行业 R&D 吸收能力较弱,内资部门不仅没能吸收外资先进技术,反而呈现显著的逆向技术扩散的局面。这可能与外资企业吸引大量内资企业培养的优秀人才有关。

回归 4.1 - 4.6 给出一般行业的回归结果。在回归 4.1 中,RD 和 FOREI 对生产率都没有显著影响。而回归 4.2 中的交互项 RDFOR 不显著为负,表明外资并没有明显地通过 R&D 推动行业生产率的提高,R&D 吸收能力对生产率提高没有显著作用。回归 4.3 RD 和 FOREI 显著为负,表明 R&D 与技术效率提高呈反向关系,外资活动阻碍了一般行业技术效率的提高。而回归 4.4 交互项 RDFOR 不显著表明 R&D 吸收能力对技术效率的的影响不显著,FOREI 显著为负表明外资活动

产生较大的负向竞争效应,抑制了内资部门技术效率的提高。和高科技行业一样,回归 4.5 RD 项和 FOREI 都显著为正,表明 R&D 自主创新和外资活动都积极地推动了技术进步。但回归 4.6 交互项不显著,表明一般行业 R&D 吸收能力虽然比高科技行业强,没有产生显著的逆向技术扩散,但也没有明显地吸收到外资先进技术。而 FOREI 项显著为正,表明在控制 R&D 吸收能力的情况下,外资的竞争效应显著地推动了技术进步。与高科技行业相同,RD 项显著为正表明 R&D 投资促进行业技术进步来自于 R&D 创新能力而不是吸收能力。

## 六、结 论

通过以上分析,我们发现,在控制自主 R&D 的情况下,无论整个内资工业部门还是分组部门,外资活动对生产率提高都没有显著影响,主要原因是过低的 R&D 吸收能力抑制了生产率的增长;在整个内资工业部门,外资通过竞争效应抑制了行业的技术效率的增长,这在一般行业尤为明显;无论在哪个内资工业部门还是在分组部门,R&D 和外资活动都显著地推动了技术进步,但它们主要是通过 R&D 创新能力和外资竞争效应,而不是技术扩散;由于高科技行业 R&D 吸收能力较弱,内资部门不仅没能吸收外资先进技术,反而呈现显著的逆向技术扩散,一般行业吸收能力比高科技行业强,但外资技术扩散也不显著;R&D 投资对生产率的影响不稳定,主要原因是 R&D 投资对技术效率的影响为负。这可能与影响技术效率变化还有其他因素有关,比如市场化程度、规模效应以及 R&D 投资构成(公共研究机构和企业 R&D 支出比例),这有待于进一步研究。

上述结论可以给出一些政策含义。首先,外资活动促进了技术进步。中国应该继续引进外资促进竞争和技术进步;其次,有助于正确评价外资作用。外资一方面推动了内资部门的技术进步,另一方面抑制了技术效率的提高,而外资促进技术进步是通过竞争,而不是技术扩散。这说明我国外资政策不宜优惠,政府部门应该把完善市场经济制度和投资环境作为吸引外资的战略重点。加快知识产权保护和市场规范制度的建立与完善,维护正常的市场秩序,提高市场竞争的效率。在保留外资企业优惠条件的同时,对非外资企业给予同样的待遇;再次,由于我国自主研发实力有限,难以吸收外资先进技术,所以,加大自主研发投资,增强吸收能力是我国工业技术进步的关键;最后,实施有差别的行业开放政策。在高科技行业,内资部门的市场份额下降和人才流失,造成逆向技术扩散。所以,考虑到外资冲击,高科技行业应采用逐步开放的政策。对于吸收能力较强的传统行业,可以采取开放政策,促进外资技术扩散。

## 参考文献

陈涛涛,2003:《中国 FDI 行业内溢出效应的内资机制研究》,《世界经济》第 9 期。

董书礼,2004:《以市场换技术战略成效不佳的原因辨析及我国的对策》,商务部重点软科学研究课题《我国加入 WTO 后的技术引进对策研究》研究报告。

何洁,2000:《外国直接投资对中国工业部门外溢效应的进一步精确量化》,《世界经济》第 12 期。

胡祖六,2004:《关于中国引进外资的三大问题》,《国际经济评论》第 3—4 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。

王春法,2004:《FDI 与内生技术能力培育》,《国际经济评论》第 3—4 期。

王金营,2001:《人力资本与经济增长——理论与实证》,中国财政经济出版社。

王小鲁、樊纲,2000:《中国经济增长的可持续性——跨世纪的回顾与展望》,经济科学出版社。

颜鹏飞、王兵,2004:《技术效率、技术进步与生产率增长:基于 DEA 的实证分析》,《经济研究》第 12 期。

姚洋、章奇,2001:《中国工业企业技术效率分析》,《经济研究》第 10 期。

张建华、欧阳轶霏,2003:《FDI、技术外溢与经济增长——广东数据的实证分析》,《经济学季刊》第 4 期。

张军、吴桂英、张吉朋,2004:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第 10 期。

张海洋、刘海云,2004:《外资溢出效应与竞争效应对中国工业部门的影响》,《国际贸易问题》第 3 期。

- 郑京海、胡鞍钢, 2004:《中国改革时期省级生产率增长变化的实证分析》, 国情研究中心工作论文第 1 期。
- 郑京海、刘小玄、Arne Bligsten, 2002:《1980—1994 年期间中国国有企业的效率、技术进步和最佳实践》,《经济学季刊》第 3 期。
- Bosworth, D.L., 1978, "The Rate of Obsolescence of Technical Knowledge: A Note". *Journal of Industrial Economics*, 26, pp. 273—279.
- Cohen, W. and D. Levinthal., 1989, "Innovation and Learning: The Two faces of R&D". *Economic Journal*, 99, pp. 569—596.
- Färe R., Grosskopf, s., and Lovell, C. A. K., 1994a, *Production Frontiers*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Färe R., Grosskopf, s., Norris, M., and Zhang, Z., 1994b, "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries", *American Economic Review*, 84, pp. 66—83.
- Färe R., Grosskopf, s., and Norris, M., 1997, "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries: Reply", *American Economic Review*, 87, pp. 1040—1043.
- Feder, G., 1982, "On Exports and Economic Growth", *Journal of Development Economics*, 12, pp. 59—73.
- Goto, A. and K. Suzuki., 1989, "R&D Capital, Rate of Return on R&D Investment and Spillovers of R&D in Japanese Manufacturing Industries", *Review of Economics and Statistics*, 4, pp. 555—64.
- Giliches, Z., 1980, "R&D and Productivity Slowdown", *American Economic Review*, 70, pp. 343—348.
- Giliches, Z. and Mairesse, 1984, "Productivity and R&D at the Firm Level", University of Chicago Press.
- Haddad, M. & Harrison, A., 1993, "Are There Spillovers from Direct Foreign Investment? Evidence from Panel Data for Morocco", *Journal of Development Economics*, 42, pp. 51—74.
- Hausman, J. A., 1978, "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46, pp. 1251—1271.
- Redding, G. and J. Van Reenen, J., 2000, "Mapping the Two Faces of R&D: Productivity Growth in a Panel of OECD Industries", *IFS Working Paper* WP02/00, Institute for Fiscal Studies, London.
- Solow, Robert, M., 1957, "Technical Change and Aggregate Production Function", *The Review of Economics and Statistics*, 39, pp. 312—320.

## Two Faces of R&D, Activity of FDI and the Growth of Productivity of Domestic Manufacturing in China

Zhang Haiyang

(Economics and Trade School, Zhejiang University of Finance and Economics)

**Abstract:** The total factor productivity, technical efficiency and technical progress are measured by the Malmquist productivity index based on the DEA. Controlling the R&D, the effect of the activities of FDI on the TFP of the domestic manufacturing are estimated. The externalities of FDI is divided into the technological diffusion and competitive effect; the channels of technical efficiency and technical progress are examined. We find that controlling the R&D, the activity of FDI do not have significant effect on domestic manufacturing. Lower absorptive capacity of R&D cumbars the growth of TFP. The negative competitive effect combars the growth of technical efficiency. Through the self-innovative and positive competitive effect, but not technological diffusion, R&D and FDI both prompt the technical progress of domestic manufacturing. In high-tech industries, the domestic industries could not absorb the advanced technology embodied in FDI as the low absorptive capacity of R&D, and there is the converse technological diffusion from the domestic sectors to foreign ones. In the traditional industries, their absorptive capacity is higher than Hi-tech ones, but the technological diffusion is also not significantly.

**Key Words:** Two Faces of R&D; Technological Diffusion via FDI; Competitive Effect; Technical Efficiency; Technical Progress

**JEL Classification:** O320, O410, O210

(责任编辑:詹小洪)(校对:林)