

FDI 的技术溢出效应 ——中国高新技术产业的实证检验

蒋殿春

(南开大学跨国公司研究中心 天津 300071)

摘要：本报告应用计量经济模型，对外商对我国高新技术产业直接投资的技术溢出效应进行了实证分析。研究表明，第一，FDI 对我国高新技术产业存在积极的技术外溢效应，而且这种技术外溢效应对这些产业技术进步的贡献甚至超过了本国企业自身 R&D 投入所带来的影响；第二，FDI 技术溢出效应的大小主要取决于外商企业的资产效率和科技投入水平，而不是行业内外资部门的规模；第三，行业内外资企业比重增加不仅不利于技术外溢效应的发挥，反而会因过多国内企业被逐出市场而对行业技术进步起阻碍作用；第四，市场集中度越高的行业，FDI 技术外溢效应的发挥往往越差；第五，外商企业技术相对越先进的行业，技术外溢效果越差；第六，国内企业在技术吸收和消化方面的投资能显著地提高行业内技术溢出效应。

关键词：外商直接投资，技术溢出效应，高新技术产业

中国分类号：F **文献标识码：**A

1. FDI 技术外溢效应的存在性检验

我国的高新技术产业一直是外资流入的一个比较主要的行业，同时也是市场竞争较为激烈的一个行业。而高新技术产业自身的发展特点也决定了技术水平在其中的重要性。因而无论是国内企业还是外资企业无不把提升企业的技术水平当成企业发展的第一要务，这种发展特点也导致了在我国的高新技术产业中 FDI 的技术外溢效应可能会得到比其他部门更显著的发挥。因此，我们将实证研究的主要着眼点放在了我国高新技术产业，并对其发展过程中 FDI 技术外溢效应的发挥进行实证检验。

1.1 模型的设定

参考以上各种 FDI 外溢效应的检验方法，并结合实际数据的可得性，我们初步确定通过考察 FDI 流入对我国高新技术产业内资部门全要素生产率的影响来对 FDI 技术外溢作用进行相关的考察和检验。

根据科布—道格拉斯生产函数，有： $Y_h = AL_h^\alpha K_h^\beta$ ，其中， Y_h 为内资部门的总产值， L_h 为内资部门的劳动力要素投入， K_h 为内资部门的资本要素投入， α 、 β 则分别代表了劳动力，资本的产出弹性， A 则代表了内生化的技术进步因素。对该式取对数，可得

$$\ln Y_h = \alpha \ln L_h + \beta \ln K_h + \ln A$$

其中 $\ln A = \ln Y_h - \alpha \ln L_h - \beta \ln K_h$ 即为我们所谓的全要素生产率。

假设全要素生产率由两个方面所决定，一是内资部门的自身技术进步因素，二是外资部门对内资部门所产生的技术外溢效应，我们可以得到如下关系式，即： $A = f(R_h, FDI)$ ，将该关系带入上式可得：

$$\ln Y_h = \alpha \ln L_h + \beta \ln K_h + \ln f(R_h, FDI) \quad (1)$$

进一步假设 $f(R_h, FDI) = R_h^\gamma FDI^\theta e^C$ ，对(1)式进行相应的变换，可以得到如下的检验等式：

$$\ln Y_h = \alpha \ln L_h + \beta \ln K_h + \gamma \ln R_h + \theta \ln FDI + C + u \quad (2)$$

其中 FDI 为外资变量，C 为常数项，代表其他对全要素生产率产生影响的因素，u 为随机扰动项。在模型中，FDI 变量的系数 θ 就是我国高新技术产业中 FDI 技术外溢作用的影响系数。如果该系数为正，则表明外资进入对我国高新技术产业的技术进步有积极的外溢作用，如果该系数为负，则表明外资进入对我国高技术产业的技术进步有消极的阻碍作用。

由于 FDI 的外溢效应可以通过不同的途径得到发挥，我们也应该从多个角度出发来对 FDI 技术外溢效应进行较为系统的考察。根据 FDI 外溢效应的产生机制，我们初步确定将外资部门的资产规模，外资部门的资产利用效率，劳动力流动因素，外资部门的研发力量和市场结构因素作为考察的几个主要方面。根据考察的重点不同，我们分别选取不同的变量作为 FDI 的衡量标准，可以得到以下一系列的检验模型：

$$\ln Y_h = \alpha \ln L_h + \beta \ln K_h + \gamma \ln R_h + \theta \ln(K_f / K_{all}) + C + u \quad (3)$$

$$\ln Y_h = \alpha \ln L_h + \beta \ln K_h + \gamma \ln R_h + \theta \ln(\Delta Y_f / K_f) + C + u \quad (4)$$

$$\ln Y_h = \alpha \ln L_h + \beta \ln K_h + \gamma \ln R_h + \theta \ln(L_f / L_{all}) + C + u \quad (5)$$

$$\ln Y_h = \alpha \ln L_h + \beta \ln K_h + \gamma \ln R_h + \theta \ln(R_f / R_{all}) + C + u \quad (6)$$

$$\ln Y_h = \alpha \ln L_h + \beta \ln K_h + \gamma \ln R_h + \theta \ln(N_f / N_{all}) + C + u \quad (7)$$

其中：在(3)式中，我们选用外资资产占行业全部资产的比重作为 FDI 的衡量标准，来考察外资的资本规模对内资部门的技术外溢作用；在(4)式中，我们选用外资部门产值增加额于资本总额的比重作为 FDI 的衡量标准，来考察外资的资本效率对内资部门的技术外溢作用。在(5)式中，我们选用外资部门的劳动力占行业全部劳动力的比重作为 FDI 的衡量标准，来考察外资部门劳动力流动对内资部门的技术外溢作用；在(6)式中，我们选用外资部门的研发机构占行业全部研发机构的比重作为 FDI 的衡量标准，来考察外资的研发力量对于内资部门的技术外溢作用；在(7)式中，我们选用外资部门的企业总数占行业全部企业数的比重作为 FDI 的衡量标准，来考察外资进入带来的市场结构变化对内资部门的技术外溢作用。

1.2 数据选择

为确保统计口径的一致性，我们选取了《中国高技术产业统计年鉴 2002》所载的全部 29 个行业的面板数据（包括医药制造业中的化学药品制造、中药材及中成药加工、生物药品制造；航空航天器制造业中的飞机制造及修理、航天器制造；电子及通信设备制造业中的通信设备制造、雷达及配套设备制造、广播电视设备制造、电子器件制造、电子元件制造、家用视听设备制造、其他电子设备制造；电子计算机及办公设备制造业中的电子计算机整机制造、电子计算机外部设备制造、办公设备制造；以及医疗设备及仪器仪表制造业中的医疗设备及器械制造、仪器仪表制造），时间跨度为 1999-2001 年，共计 87 个样本数据来作为我们分析检验的基础。

在模型中，我们以各行业内资企业的历年总产值（当年值）作为内资企业产值变量 Y_h 的衡量标准，以各行业内资企业年平均就业人数作为内资企业劳动力变量 L_h 的衡量标准，以各行业内资企业固定资产年末价值作为内资企业资产变量 K_h 的衡量标准，以各行业内资企业科研经费投入值占总产值的比重作为内资企业自身研发力量 R_h 的衡量标准。同时，我们选择了各行业三资企业的产值（当年价）、年平均就业人数、固定资产年末价值、外资企业研发机构数量以及三资企业的数量作为外资部门的产值 Y_f 、劳动力 L_f 、资产 K_f 、科研力量 R_f 和企业数量 N_f 的衡量标准，并根据各指标的行业总水平计算出相应的外资变量。

1.3 检验结果

通过对以上各式进行回归，并剔除部分不显著的变量，可以得到如下的结果：

$$\begin{aligned}
 \text{Ln}\hat{Y}_h &= 0.6395\text{Ln}L_h + 0.3008\text{Ln}K_h + 0.2110\text{Ln}R_h + 0.3480\text{Ln}(K_f / K_{all}) - 7.0108 \\
 &\quad (5.73) \quad (2.73) \quad (2.34) \quad (6.24) \quad (-13.03) \\
 R^2 &= 0.898 \quad F\text{-statistic} = 171.63 \quad s.e. = 0.43 \\
 &\quad (8) \\
 \text{Ln}\hat{Y}_h &= 0.3427\text{Ln}L_h + 0.5987\text{Ln}K_h + 0.2546\text{Ln}(\Delta Y_f / K_f) - 4.5108 \quad (2.91) \quad (5.28) \\
 &\quad (5.62) \quad (-7.81) \\
 R^2 &= 0.901 \quad F\text{-statistic} = 279.45 \quad s.e. = 0.39 \\
 &\quad (9) \\
 \text{Ln}\hat{Y}_h &= 0.6065\text{Ln}L_h + 0.3428\text{Ln}K_h + 0.2257\text{Ln}R_h + 0.2893\text{Ln}(L_f / L_{all}) - 7.2842 \quad (5.68) \quad (3.25) \quad (2.59) \\
 &\quad (7.31) \quad (-14.19) \\
 R^2 &= 0.907 \quad F\text{-statistic} = 188.56 \quad s.e. = 0.46 \\
 &\quad (10) \\
 \text{Ln}\hat{Y}_h &= 0.5735\text{Ln}L_h + 0.3454\text{Ln}K_h + 0.3174\text{Ln}R_h + 0.3434\text{Ln}(R_f / R_{all}) - 7.1153 \quad (5.92) \quad (3.51) \quad (3.79) \\
 &\quad (4.41) \quad (-13.90) \\
 R^2 &= 0.918 \quad F\text{-statistic} = 187.19 \quad s.e. = 0.39 \\
 &\quad (11) \\
 \text{Ln}\hat{Y}_h &= 0.6652\text{Ln}L_h + 0.2984\text{Ln}K_h + 0.2222\text{Ln}R_h + 0.4508\text{Ln}(N_f / N_{all}) - 7.2004 \quad (5.85) \quad (2.68) \quad (2.45) \\
 &\quad 6.72) \quad (-13.62) \\
 R^2 &= 0.901 \quad F\text{-statistic} = 182.05 \quad s.e. = 0.43 \\
 &\quad (12)
 \end{aligned}$$

模型的回归系数，特别是外资变量的回归系数均通过了显著性检验。由以上结果可以看到，在单纯考察各种外资影响因素的情况下，FDI 的进入的确对我国的高新技术产业产生了巨大的技术外溢作用，甚至这种外溢作用对技术进步的影响要超过内资部门自身的研发投入。这种外溢作用不仅可以通过外商直接投资的资本规模扩大以及资本利用效率的提高而产生，还可以通过外资部门在我国研发投入的增加、劳动力的流动以及市场竞争结构的改变而得到很好的体现。

为了在更深层次上了解外资对我国高新技术产业技术进步的影响因素，我们进一步对以上模型进行扩展，以综合考察各种外资因素对内资部门技术外溢作用的影响程度。将上述模型调整为如下形式：

$$\text{Ln}Y_h = \alpha \text{Ln}L_h + \beta \text{Ln}K_h + \gamma \text{Ln}R_h + \sum_{i=1}^n \theta_i \text{FDI}_i + C + u \quad (13)$$

其中 $\sum_{i=1}^n \theta_i \text{FDI}_i$ 为外资部门影响内资部门技术进步的 n 种不同的因素。由于纳入了多个外资变量，

模型当中的多重共线性，特别是外资变量当中的多重共线性就成为了一个应该加以注意并尽可能回避的问题。为了避免多重共线性对回归模型的影响，进而得到一个比较可靠的结论，我们在前面的回归结果基础上采用逐步回归法进行分析并确定最终的回归结果。在前述的 5 个回归式中，挑选出解释力最强的 (R^2 最大) 方程作为基础方程，然后在其中依照外资变量解释力的大小依次添加新的解释变量。如果新变量的引入可以改进 R^2 ，且新变量本身可以通过显著性检验，则该变量可以保留在模型中；如果新变量的引入未能改善 R^2 ，但对其他回归系数未造成显著影响，则认为该变量是多余的，应该舍弃；如果新变量的引入既不能改善 R^2 ，又显著的影响了其他回归参数的符号和数值，同时本身的回归参数也同不过检验，则表明出现了多重共线性，应当予以舍弃。

根据前面的考察结果，我们选择 R^2 最大的 (11) 式作为逐步回归的基础方程，并根据各方方程的解释力大小确定变量的添加顺序依次为： $\text{Ln}(L_f/L_{all})$ 、 $\text{Ln}(\Delta Y_f/K_f)$ 、 $\text{Ln}(N_f/N_{all})$ 、 $\text{Ln}(K_f/K_{all})$ 。

将变量 $\text{Ln}(L_f/L_{all})$ 加入回归方程 (11)，可得：

$$\ln Y_h = 0.5627 \ln L_h + 0.3505 \ln K_h + 0.3194 \ln R_h + 0.3540 \ln(R_f / R_{all}) - 0.0294 \ln(L_f / L_{all}) \quad (5.43) \quad (3.49)$$

$$\begin{aligned} & (3.78) \quad (4.13) \quad (-0.31) \\ & -7.0823 \\ & (-13.45) \end{aligned}$$

$$R^2=0.918 \quad F=147.75 \quad s.e.=0.39$$

(14)

可见(14)式的回归系数同(11)式相比并未出现明显的变化，而且 R^2 也未得到显著提高，同时新变量的系数无法通过显著性检验，由此判定变量 $\ln(L_f/L_{all})$ 为多余变量，将其删除。

将变量 $\ln(\Delta Y_f/K_f)$ 加入回归方程(11)，可得：

$$\ln Y_h = 0.4270 \ln L_h + 0.5554 \ln K_h + 0.1722 \ln R_h + 0.3580 \ln(R_f / R_{all}) + 0.2162 \ln(\Delta Y_f / K_f) \quad (4.39) \quad (5.49)$$

$$\begin{aligned} & (2.21) \quad (5.04) \quad (5.35) \\ & -5.4657 \\ & (-10.09) \end{aligned}$$

$$R^2=0.948 \quad F=209.07 \quad s.e.=0.33 \quad (15)$$

可见在加入了新变量之后，(15)式的 R^2 同(11)式相比有了很大的提高，而且回归系数可以通过显著性检验。因此变量 $\ln(\Delta Y_f/K_f)$ 在模型中予以保留。

将变量 $\ln(N_f/N_{all})$ 加入回归方程(15)，可得：

$$\ln Y_h = 0.3351 \ln L_h + 0.6161 \ln K_h + 0.1529 \ln R_h + 0.4021 \ln(R_f / R_{all}) + 0.2306 \ln(\Delta Y_f / K_f) \quad (3.17) \quad (5.95)$$

$$(2.00) \quad (5.51) \quad (5.75)$$

$$-0.2384 \ln(N_f / N_{all}) - 5.1438$$

$$(-1.95) \quad (-9.29) \quad R^2=0.952 \quad F=183.49 \quad s.e.=0.32 \quad (16)$$

可见在加入了新变量之后，(16)式的 R^2 同(15)式相比有了一定的提高，而且回归系数可以通过显著性检验。因此变量 $\ln(N_f/N_{all})$ 在模型中予以保留。

将变量 $\ln(K_f/K_{all})$ 加入回归方程(16)，可得：

$$\ln Y_h = 0.3123 \ln L_h + 0.6361 \ln K_h + 0.1325 \ln R_h + 0.3466 \ln(R_f / R_{all}) + 0.2501 \ln(\Delta Y_f / K_f) \quad (2.91) \quad (6.08) \quad (1.69)$$

$$(4.01) \quad (5.79)$$

$$-0.4301 \ln(N_f / N_{all}) + 0.1874 \ln(K_f / K_{all}) - 4.9835$$

$$(-2.13) \quad (1.19) \quad (-8.77)$$

$$R^2=0.953 \quad F=158.64 \quad s.e.=0.32$$

(17)

可见，将变量 $\ln(K_f/K_{all})$ 加入回归方程之后， R^2 并未得到显著的提升，其他回归系数也未发生显著的变化，但部分系数的显著性有所减弱，而且变量 $\ln(K_f/K_{all})$ 的系数也未能通过显著性检验，从而表明该变量的加入引起回归方程的多重共线性加强，故而应该在方程中略去该变量。

综合上述逐步回归的结果，我们可以得到最终结果如下：

$$\ln Y_h = 0.3351 \ln L_h + 0.6161 \ln K_h + 0.1529 \ln R_h - 0.2384 \ln(N_f / N_{all}) + 0.4021 \ln(R_f / R_{all}) \quad (3.17) \quad (5.95)$$

$$(1.99) \quad (-1.95) \quad (5.51)$$

$$+ 0.2306 \ln(\Delta Y_f / K_f) - 5.1438$$

$$(5.75) \quad (-9.29)$$

$$R^2=0.952 \quad F=183.49 \quad s.e.=0.32$$

根据以上回归结果，可以看到，综合各种外资因素对技术外溢作用的影响，引进外资的资本规模和吸纳劳动力的数量对内资部门的技术进步没有显著的积极影响。而外资部门的资本利用效率和研发活动则对内资部门的技术进步产生了积极的影响。同时，我们注意到如果外资企业占行业当中的比重过大，

甚至会对内资部门的技术进步产生负面的影响。因此，从计量统计结果来看，认为吸纳外商直接投资越多越好的观点无疑会带来事与愿违的结果，外商直接投资的数量增长和规模扩大并不一定会导致技术外溢作用的产生，而只有吸纳那些质量较高，技术含量较大的外资工业才会对我国的高新技术产业自身的技术进步产生积极的作用。

2. FDI 技术外溢效应的影响因素检验

通过以上的分析我们基本上可以确定，FDI 的流入的确对我国的高新技术产业产生了较强的技术外溢效应，这种效应可以通过市场结构、资产规模、劳动力流动、技术差异等多种方面得到体现。然而仅仅确定 FDI 技术外溢作用的存在与否还不足以对 FDI 技术外溢效应的发挥形成一个较为完整的了解和判断，作为吸引大量外资流入的东道国而言，借鉴外资企业的优势和经验来推动本国相关产业的技术进步是我国吸引外资的一个重要的动机。因此，如何制定适合的政策以指导外资的流入，使外资的技术外溢效应能够得到更为充分的发挥，应该是我们在研究当中予以关注的一个重点。为此，我们就需要进一步来确定影响 FDI 技术外溢效应的各种主要因素，并对其进行分析 and 检验。

2.1 模型的设定

根据前面的检验工作以及相关的结果，我们在这里继续沿用外资流入对内资部门全要素生产率的影响这一考察角度，来对影响 FDI 技术外溢效应的相关因素进行分析和检验。仍然借助前述检验工作所确定的基本检验形式如下：

$$\ln Y_h = \alpha \ln L_h + \beta \ln K_h + \gamma \ln R_h + \theta \ln FDI + C + u \quad (18)$$

其中， $\ln Y_h$ 为内资部门的总产值； $\ln L_h$ 、 $\ln K_h$ 和 $\ln R_h$ 分别为内资部门的劳动力投入、资本投入和研发投入； $\ln FDI$ 为外资变量，其系数 θ 即为 FDI 外溢作用的影响系数。

为了确定不同因素对 FDI 外溢效应影响作用的大小，我们考虑可以依照不同因素指标对相关数据进行排序，并根据排序结果将有关数据分为两组。在模型中引入虚拟变量 D ，使得： $D = \begin{cases} 0, & \text{第一组} \\ 1, & \text{第二组} \end{cases}$ 。因此，

上述检验模型可以进一步变为如下形式：

$$\ln Y_h = \alpha \ln L_h + \beta \ln K_h + \gamma \ln R_h + \theta_1 \ln FDI + \theta_2 D \ln FDI + C + u \quad (19)$$

根据虚拟变量的取值不同，该检验式也可以写成如下两种不同形式，即：

$$\begin{cases} \ln Y_h = \alpha \ln L_h + \beta \ln K_h + \gamma \ln R_h + \theta_1 \ln FDI + C + u, & \text{第一组} \\ \ln Y_h = \alpha \ln L_h + \beta \ln K_h + \gamma \ln R_h + (\theta_1 + \theta_2) \ln FDI + C + u, & \text{第二组} \end{cases} \quad (20)$$

此时，我们可以通过检验外资变量的系数 θ_1 与 $(\theta_1 + \theta_2)$ 是否发生显著变化来确定两组数据中 FDI 技术外溢作用是否相同，进而来确定分组所依据的指标是否会对 FDI 外溢效应产生显著的影响。进一步而言，我们可以通过对 (19) 式的回归，并判断虚拟变量所在项的估计系数 θ_2 是否显著来确定有关因素是否会对 FDI 技术外溢作用的发挥产生显著的影响。如果 θ_2 显著不为零，则表明两个组中 FDI 技术外溢效应的发挥存在显著的差异，即可以认为分组所依据的指标会对 FDI 技术外溢效应产生显著的影响，其中两个分组中的技术外溢程度分别为 θ_1 和 $(\theta_1 + \theta_2)$ ；而如果 θ_2 不显著非零，则表明两组中 FDI 技术外溢效应的发挥并不存在明显的差异，并可以认定分组所依据的指标对 FDI 技术外溢效应的发挥没有显著的影响。

在统计指标的选择上，我们仍然选用内资企业的总产值（当年价）作为衡量内资部门产值变量 Y_h 的指标，以内资企业年均就业人数作为衡量内资部门劳动力要素投入变量 L_h 的指标，以内资部门固定资产年末余值作为衡量内资部门资产要素投入变量 K_h 的指标，以内资部门研究开发经费占产值的比重

作为衡量内资部门自身技术进步因素变量 R_h 的指标。为了简化模型起见，我们选取了外商投资企业的产值占行业总产值的比重来从整体上对各行业外资介入程度进行度量，并将其作为外资变量 FDI 的衡量标准。

2.2 检验结果

我们仍然以《中国高技术产业统计年鉴 2002》所载的中国 29 个高新技术行业 1999-2001 年期间的行业数据为基础进行检验。根据前面的论述，我们将考察的重点放在以下四个主要的方面，即：市场结构状况、资产状况、劳动力状况、以及技术水平状况。以下我们对影响 FDI 技术外溢效应的不同因素进行分别考察与检验。

2.2.1 市场结构因素

(1) 市场集中度

以各行业大型企业年销售额占全行业销售额的比重作为市场集中程度的衡量标准，以此对数据进行升序排列并分组，从而确定虚拟变量 D 的取值。根据前述模型进行回归分析，可以得到如下结果：

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_h = & 0.6021 \ln L_h + 0.3054 \ln K_h + 0.2298 \ln R_h + 0.6401 \ln Y_f - 0.2938 D \ln Y_f - 6.6155 \\ & (4.84) \quad (-2.52) \quad (-12.0) \\ & R^2=0.906 \quad s.e.=0.429 \quad F=152.36 \end{aligned} \quad \begin{matrix} (5.39) & (2.66) & (2.49) \end{matrix}$$

回归系数均通过了显著性检验。虚拟变量所在项的显著性表明市场集中程度对 FDI 技术外溢效应的发挥存在显著的影响。在市场集中程度较低的组中，FDI 技术外溢效应的影响系数达到了 0.64，而市场集中度相对较高的组中，这一系数下降到了 0.35 左右。这也说明了市场竞争力的强弱会对 FDI 技术外溢效应的发挥产生明显的影响，市场竞争力越强，则 FDI 技术外溢效果越容易得到发挥，相反，垄断力量越强，则 FDI 技术外溢效果越不明显。

(2) 外资企业数量

以各行业外商投资企业的数量为基础对相关数据进行升序排列并依照排序结果将数据分为两组。根据排序结果设定虚拟变量 D，依照前述模型对数据进行回归，得到回归结果如下：

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_h = & 0.4080 \ln L_h + 0.4111 \ln K_h + 0.2948 \ln R_h + 0.3247 \ln Y_f - 0.3460 D \ln Y_f - 6.4947 \\ & (3.72) \quad (3.96) \quad (3.19) \quad (6.66) \quad (-2.93) \quad (-11.8) \\ & R^2=0.908 \quad s.e.=0.424 \quad F=156.74 \end{aligned}$$

方程的系数均通过了显著性检验，表明 FDI 进入所带来的市场竞争结构的变化会对 FDI 技术外溢作用的发挥产生显著的影响。其中虚拟变量所在项的系数为负值，表明外商投资企业数量的增加会对 FDI 技术外溢效应的发挥产生负面的作用。在外商投资企业较少的一组中，FDI 技术外溢作用的影响系数可以打到 0.32，而在外商投资企业较多的一组当中，这一系数变为了 -0.02，从而表明 FDI 技术外溢效应发生了逆转。可见，单纯增加外商投资企业的数量会对 FDI 技术外溢效应的发挥产生极为不利的影响。

(3) 外资企业比重

以各个行业中外商投资企业数量占行业全部企业数量的比重作为标准对相关数据进行升序排列，并依照排序结果将数据分成两组。根据排序结果设定虚拟变量 D，依照前述模型对数据进行回归，得到回归结果如下：

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_h = & 0.4699 \ln L_h + 0.2523 \ln K_h + 0.2152 \ln R_h + 0.2602 \ln Y_f - 0.0387 D \ln Y_f - 4.0933 \\ & (4.97) \quad (2.73) \quad (3.05) \quad (9.26) \quad (-2.18) \quad (-6.52) \\ & R^2=0.936 \quad s.e.=0.355 \quad F=299.57 \end{aligned}$$

方程的系数均通过了显著性检验，而虚拟变量的显著性则表明，市场结构因素对于 FDI 技术外溢效应的发挥确实存在着显著的影响。从分组的结果来看，在外商投资企业所占比重较小的组别中，外资变

量每增长 1%，大约可以带动内资企业的产值增长 0.26%；而在外商投资企业所占比重较大的组别里，外资变量 1% 的增长只能带动内资企业的产值增长将近 0.22%。由此可以看到，外商投资企业的数量增长会导致市场的竞争状况恶化，威胁国内企业的生存空间，从而不利于 FDI 技术外溢作用的发挥。

2.2.2 资产状况

(1) 资产规模

我们以各个行业中外商投资企业固定资产总额占行业全部固定资产总额的比重作为外商投资企业规模的衡量标准，并以此对相关数据进行升序排列，并依照排序结果将数据分成两组。依照前述模型对数据进行回归，得到回归结果如下：

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_i = & 0.5324 \ln L_i + 0.3986 \ln K_i + 0.1896 \ln R_i + 0.3113 \ln FDI - 0.1121 D FDI - 7.0824 \\ & (4.65) \quad (3.51) \quad (2.05) \quad (5.36) \quad (-0.71) \quad (-13.2) \\ & R^2=0.899 \quad s.e.=0.445 \quad F=140.83 \end{aligned}$$

方程的系数基本上通过了显著性检验。但虚拟变量 D 的回归系数并不显著。回归结果表明，外商投资流入的规模对于 FDI 技术外溢效应的发挥存在着负面的影响，但影响力并不显著。从分组的结果来看，在外商投资企业规模较小的组别中，外资变量对内资企业的产值的弹性系数大约为 0.31%；而在外商投资企业资产规模较大的组别里，这一系数则变为了 0.20%。据此可以认为，外商投资企业单纯的资产规模增长并不会对 FDI 技术外溢作用的发挥起到积极的促进作用，相反还可能成为一种阻碍因素。

(2) 资产效率

以外资部门资产效率与内资部门资产效率之比作为资产效率的衡量标准，据此对数据进行升序排列并进行分组。根据排序结果确定虚拟变量 D 的取值，并依照上述模型进行回归，得到如下结果：

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_i = & 0.5340 \ln L_i + 0.3909 \ln K_i + 0.2216 \ln R_i + 0.3072 \ln FDI + 0.0948 D FDI - 7.0997 \\ & (4.88) \quad (3.56) \quad (2.43) \quad (5.78) \quad (1.96) \quad (-13.4) \\ & R^2=0.901 \quad s.e.=0.440 \quad F=144.07 \end{aligned}$$

回归系数全部通过了显著性检验，虚拟变量所在项的显著性表明，外资部门相对于内资部门的资产效率优势是导致 FDI 技术外溢效应产生的另一个重要的因素。对于这种资产效率优势相对不明显的一组而言，FDI 流入对内资部门产值影响的弹性系数约为 0.31，而对于资产效率优势相对较强的一组而言，这一系数可以上升到 0.41。因此，发挥外资企业的资产效率优势也是提升 FDI 技术外溢效果的另一个有效的途径。

2.2.3 劳动力因素

(1) 劳动力规模

以各行业外商投资企业从业人员占行业全部从业人员的比重作为外商投资企业劳动力因素的衡量标准，并据此将数据进行升序排列和分组，以此来确定虚拟变量的数值。根据以上模型进行回归，得到估计结果如下：

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_i = & 0.4816 \ln L_i + 0.4464 \ln K_i + 0.2024 \ln R_i + 0.3456 \ln FDI + 0.0935 D \ln FDI - 7.1039 \\ & (4.03) \quad (3.78) \quad (2.22) \quad (5.97) \quad (0.55) \quad (-13.3) \\ & R^2=0.899 \quad s.e.=0.445 \quad F=140.44 \end{aligned}$$

以上回归式的回归系数基本上通过了显著性检验，但虚拟变量 D 的回归系数难以通过显著性检验。这表明，劳动力流动因素对于我国高新技术产业中 FDI 技术外溢效应的发挥存在着积极的影响作用，但影响力不显著。从分组的结果来看，在外商投资企业规模较小的组别中，外资变量对内资企业的产值的

弹性系数大约为 0.35%；而在外商投资企业资产规模较大的组别里，这一系数则变为了 0.26%。因此，劳动力在行业内的流动尽管可以对 FDI 外溢作用的发挥起到一定的积极作用，但这种作用的效果却并不明显。

(2) 劳动力素质

以各行业外资部门劳动生产率与内资部门劳动生产率的比值作为外资部门对内资部门的劳动力素质相对优势的衡量标准，据此对数据进行排序分组，并确定虚拟变量的取值，根据以上模型进行回归，得到如下结论：

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_h = & 0.5409 \ln L_h + 0.4178 \ln K_h + 0.2486 \ln R_h + 0.3187 \ln FDI + 0.2046 D \ln FDI - 7.6162 \\ & (5.18) \quad (4.04) \quad (2.83) \quad (6.53) \quad (2.99) \quad (-14.2) \\ R^2 = & 0.909 \quad \text{s.e.} = 0.422 \quad F = 157.49 \end{aligned}$$

回归系数均通过了显著性检验。虚拟变量所在项的显著性表明了外资部门相对于内资部门的劳动力素质优势会对 FDI 技术外溢效应的发挥起到显著的积极作用。对于这一优势不明显的一组而言，FDI 技术外溢效应的系数大约为 0.32，而对于优势明显的一组而言，这一系数则上升到了 0.51 左右。因此，提高外资部门劳动力素质可以作为提升 FDI 技术外溢效应发挥程度的一个有效的手段。

(3) 外资部门科研人员投入

以各行业三资企业科技人员占三资企业全部从业人员的比重作为外商投资企业科研人员投入力度的衡量标准，并据此将数据进行升序排列和分组，以此来确定虚拟变量的数值。根据以上模型进行回归，得到估计结果如下：

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_h = & 0.4623 \ln L_h + 0.4624 \ln K_h + 0.1921 \ln R_h + 0.3273 \ln FDI + 0.0239 D \ln FDI - 7.0624 \\ & (4.12) \quad (4.03) \quad (2.09) \quad (6.17) \quad (0.33) \quad (-12.3) \\ R^2 = & 0.892 \quad \text{s.e.} = 0.455 \quad F = 133.29 \end{aligned}$$

回归系数也基本上可以通过显著性检验，但虚拟变量所在项的回归系数不显著，从而表明外商投资企业的科研人员投入会对 FDI 技术外溢效果的提升起到积极的作用，但实际效果并不明显。从分组的结果来看，在外商投资企业科研人员投入较少的组别中，外资变量对内资企业的产值的弹性系数大约为 0.33%；而在外商投资企业科研人员投入较多的组别里，这一系数则变为了 0.35%。因此，外商投资企业科研队伍的扩充尽管可以对 FDI 外溢作用的发挥起到一定的积极作用，但其效果往往并不理想。

(4) 内资部门科研人员投入

以各行业内资企业科技人员占内资企业全部从业人员的比重作为内资企业科研人员投入力度的衡量标准，并据此将数据进行升序排列和分组，以此来确定虚拟变量的数值。根据以上模型进行回归，得到估计结果如下：

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_h = & 0.4876 \ln L_h + 0.4270 \ln K_h + 0.1617 \ln R_h + 0.2430 \ln FDI + 0.0840 D \ln FDI - 6.7656 \\ & (3.94) \quad (3.62) \quad (1.67) \quad (2.25) \quad (0.81) \quad (-12.4) \\ R^2 = & 0.890 \quad \text{s.e.} = 0.462 \quad F = 128.07 \end{aligned}$$

回归系数也基本上可以通过显著性检验，但虚拟变量所在项的回归系数不显著，从而表明内资企业科研人员投入的增加会对 FDI 技术外溢效果的提升起到积极的作用，但实际效果也不显著。从分组的结果来看，在内资企业科研人员投入较少的组别中，外资变量对内资企业的产值的弹性系数大约为 0.24%；而在内资企业科研人员投入较多的组别里，这一系数则变为了 0.32%。因此，依靠扩充内资企业的科研

队伍来促进 FDI 技术外溢效果的发挥，尽管可以取得一定的效果，但其结果往往也并不尽如人意。

2.2.4 技术水平因素

(1) 技术水平差异

我们选择外资部门与内资部门各年专利授予数量之比作为外资部门与内资部门技术水平差异状况的衡量标准，该比值越大，则表明外资部门与内资部门的技术水平差异越大。以此指标对数据进行排序分组并确定虚拟变量的取值，对模型进行回归，得到如下估计结果：

$$\begin{aligned} \text{Ln}\hat{Y}_h = & 0.5306\text{Ln}L_h + 0.3718\text{Ln}K_h + 0.2261\text{Ln}R_h + 0.3135\text{Ln}FDI - 0.2402D\text{Ln}FDI - 6.9664 \\ & (5.02) \quad (3.48) \quad (2.56) \quad (6.29) \quad (-2.53) \quad (-13.4) \\ R^2 = & 0.906 \quad \text{s.e.} = 0.429 \quad F = 152.5 \end{aligned}$$

回归式的各项系数均已通过了显著性检验。虚拟变量 D 的显著性表明，技术水平的差异对 FDI 技术外溢作用的发挥存在着显著的影响。而且这种技术水平差异越小，则外资部门技术外溢作用的效果越明显。在技术水平差异较小的组别中，FDI 外溢作用的影响系数达到了 0.31，而在技术水平差异较为悬殊的一组中，这一系数则降到了 0.08 左右。由此也可以看到，引进的外资企业技术水平应该与本国的技术状况相适应，忽视这种状况，盲目追求引进高技术的外资企业并期望由此提高本国相关产业的技术水平的做法往往会起到适得其反的效果。

(2) 外资企业的研发能力

以各行业外资企业人均 R&D 支出作为外资企业研发能力的衡量标准对数据进行升序排列并分组，以此确定虚拟变量的取值。依照上述模型对数据进行回归分析，得到如下结果：

$$\begin{aligned} \text{Ln}\hat{Y}_h = & 0.5709\text{Ln}L_h + 0.3205\text{Ln}K_h + 0.2244\text{Ln}R_h + 0.3477\text{Ln}FDI - 0.1779D\text{Ln}FDI - 6.6766 \\ & (5.22) \quad (2.80) \quad (2.52) \quad (6.92) \quad (-2.29) \quad (-12.1) \\ R^2 = & 0.905 \quad \text{s.e.} = 0.432 \quad F = 150.26 \end{aligned}$$

回归等式的系数均通过了显著性检验，但虚拟变量所在项的系数为负值，表明外资部门研发活动的加强可能会对 FDI 技术外溢作用的发挥起到一定的阻碍和限制作用。在外资部门 R&D 投入较弱的一组中，FDI 技术外溢作用的系数可以达到 0.35，而在外资部门 R&D 投入较强的一组当中，这一系数则降低到了 0.17 左右。因此，单纯依靠外资部门的研发投入增强对于促进 FDI 技术外溢作用的发挥其效果往往是不理想的。

(3) 内资企业消化吸收能力

以内资企业的消化吸收支出占内资企业总产值的比重作为内资企业消化吸收能力的一个衡量标准，以此指标对数据进行排序分组并确定虚拟变量的取值，对模型进行回归，得到如下估计结果：

$$\begin{aligned} \text{Ln}\hat{Y}_h = & 0.5378\text{Ln}L_h + 0.4117\text{Ln}K_h + 0.2028\text{Ln}R_h + 0.2729\text{Ln}FDI + 0.1304D\text{Ln}FDI - 7.3232 \\ & (5.01) \quad (3.87) \quad (2.29) \quad (4.82) \quad (2.16) \quad (-13.8) \\ R^2 = & 0.904 \quad \text{s.e.} = 0.433 \quad F = 149.04 \end{aligned}$$

估计式的各项系数也均通过了显著性检验，这一结果表明了内资企业的消化吸收能力对 FDI 技术外溢效应的发挥起到了重要的促进作用。在消化吸收支出较少的组别中，外资部门技术外溢作用的影响系数为 0.27，而在消化吸收支出较多的组别中，这一系数则上升到了 0.40。从而表明，内资部门加强消化吸收投入的力量也是加强吸收外资部门技术外溢效果的一个非常重要的途径。

3. FDI 技术外溢效应实证检验的一些基本结论

3.1 我国高新技术产业 FDI 技术外溢效应的存在性

在前面的实证检验当中，我们首先对我国高新技术产业 FDI 技术外溢效应的存在与否进行了分析和

检验。综合以上的分析结果，我们可以得到一下一些基本的结论：

首先，FDI 流入对我国高新技术产业存在积极的技术外溢效应。

根据前面所进行的实证检验，我们可以认为 FDI 的流入确实对于我国的高新技术产业起到了相当强的技术外溢作用。无论是对于单因素的考察，还是多因素的综合考察，所得到的结论均有力的证明了这一结论。检验结果表明，FDI 的流入对我国的高新技术产业所产生的技术外溢效应不仅可以成为我国高新技术企业自身 R&D 投入的一个有力的补充，而且从某种意义上而言，FDI 流入所带来的这种技术外溢效应对我国高新技术产业技术进步的贡献甚至超过了本国企业自身 R&D 投入所带来的影响。因此，从总体上而言，我国高新技术产业引进外资的政策还是比较成功的，由 FDI 流入所带来的技术外溢效应也是比较显著的。

其次，这种技术外溢效应可以通过多种途径得到实现，但起主要作用的因素并非 FDI 的流入规模，而是 FDI 的质量水平。

从我们所进行的单因素考察来看，FDI 流入所带来的这种技术外溢效应可以通过各种途径得到体现。从我们检验的结果来看，这种技术外溢效应的发挥不仅可以通过外资部门资产规模扩大，外资企业进入所带来的行业结构变化以及由此所带来的人员流动等一些基本的方面得到有效的体现，而且可以通过外资部门的资产效率优势以及技术投入优势方面得以充分的发挥。

然而从我们随后所进行的多因素综合分析来看，外资流入的规模因素在产生技术外溢效应方面却表现得不尽如人意。无论是外资企业的资产规模还是就业规模在回归模型当中均缺乏显著性，而以外资部门资产效率和科技投入水平为代表的质量和技术水平因素则成为产生技术外溢效应的主要力量。

这一结论实际上告诉我们，尽管从表面上来看，任何形式的 FDI 流入都会对我国高新技术产业的发展起到积极的技术外溢效果，但实际上真正对我国高新技术产业的技术进步起到实际作用的因素并不是外资部门规模上的增加，而是外资企业相对于内资企业的管理水平优势和技术水平优势。因此，认为在外资引进方面单纯追求数量和规模，却忽视引进外资的质量和效率的“重量不重质”的做法实际上对我国高新技术产业的技术进步不会产生任何积极的作用。相反，吸引一些在管理水平和技术水平上优于国内企业的外国公司和企业来华投资则会对我国的高新技术企业起到积极的示范和带动效应，从而有效的促进我国高新技术产业的发展。

最后，FDI 流入所带来的外资部门企业数量的增加不仅不会对我国高新技术产业产生积极的技术外溢效应，反而会恶化市场竞争状况，压缩本国企业的生存空间，对我国高新技术产业的技术进步产生消极的阻碍作用。

在多因素分析当中出现的一个值得我们进行注意的问题是，外资部门的企业数量这一变量的回归系数变为负值，这一结果表明外资企业比重的增加对于我国高新技术产业的技术进步实际上起到阻碍的作用。结合前面的结论，我们可以进一步认为，忽视引进外资的质量，单纯追求数量和规模效果的做法不仅不会对我国的高新技术产业的发展产生积极的影响，反而会恶化我国高新技术产业的市场竞争状况，进而压缩了本国企业的生存空间，这对于我国高新技术产业的技术进步无疑会产生严重的消极阻碍作用。

3.2 影响我国高新技术产业 FDI 技术外溢效应的因素

在对我国高新技术产业 FDI 技术外溢效应的存在性进行检验的基础上，我们进一步着手分析了影响我国高新技术产业当中影响 FDI 技术外溢效应发挥的若干因素。通过对相关数据进行分组比较和计量检验，我们可以对影响 FDI 技术外溢效应的因素形成如下一些基本的认识和结论：

3.2.1 市场结构因素

我们首先考察了市场集中程度对 FDI 技术外溢效应发挥程度的影响。检验的结果表明，市场集中度越高的行业，其 FDI 技术外溢效应的发挥往往越差，而且这种差异在统计上存在显著性。这一结果意味着竞争因素实际上是导致 FDI 技术外溢效应得以充分发挥的一个主要的影响力量。竞争越强的行业，FDI 的技术外溢效应往往越容易得到发挥。

然而在随后的考察中,我们发现 FDI 流入导致的外资企业数量和比重的增加都会对 FDI 的技术外溢效应发挥程度起到不同程度的消极作用。即外资企业数量和比重越大的行业,其 FDI 技术外溢效应的发挥往往越不理想,特别是外商企业数量的增加甚至还会对 FDI 技术外溢效应产生逆转性的影响。这一结论似乎同我们的直觉存在一定的差异。究其原因,我们认为在我国高新技术产业当中,外资企业自身的技术优势和规模优势仍然是我国企业无法与之抗衡的,因此外资企业的进入不仅没有带来预想的强化竞争的局面,反而促成了外资企业形成了一定程度的垄断,而这种垄断局面的出现对于我国国内企业的生存和发展构成了一定的威胁,无疑不利于 FDI 技术外溢效应的发挥。

3.2.2. 资产因素

对于资产因素我们主要从外资部门的资产规模和其资产的效率优势两个方面进行了考察。结果表明,外资部门的资产规模对于 FDI 技术外溢效应的发挥起到了一定程度的阻碍作用,即外资部门的资产规模越大,其技术外溢效果往往越不明显。然而这种差异并不存在统计意义上的显著性,因此从总体而言,我们认为外资部门资产规模的扩大不会对 FDI 技术外溢效应的发挥产生影响。

而对于资产的效率优势而言,情况则恰好相反。我们的检验结果表明,外资部门相对于内资部门的资产效率优势会对 FDI 技术外溢效应的发挥产生积极的促进作用。这种优势越明显,则 FDI 的技术外溢效应越显著,而且这种差异可以通过统计检验,因此被认为是比较明显的。由于外资部门的资产效率优势体现了外资企业同内资企业在管理水平和技术水平上的差异,我们可以认定,引进外资的管理水平和技术水平越高,则越有利于 FDI 技术外溢效应的发挥。而以上的检验结果无疑再次为 FDI 的引进过程中质量重于规模这一结论提供了有力的佐证。

3.2.3. 劳动力因素

劳动力在行业内的流动一直是导致 FDI 技术外溢效应产生的非常重要的原因。因此,不同行业的劳动力规模和结构的差异也会对 FDI 技术外溢效应的发挥产生非常重要的影响。在以上所进行的检验中,我们对外资部门劳动力的规模,外资部门对内资部门的劳动力素质优势,以及外资部门和内资部门的科研人员投入等因素进行考察,来检验劳动力因素对 FDI 技术外溢效应发挥的影响

根据我们的检验结果,外资部门的劳动力规模会对 FDI 技术外溢效应的发挥产生一定的影响。在外资部门劳动力所占比重较大的行业中,FDI 的技术外溢效应也比较高,然而这种差异在统计意义上并不显著。因而我们基本上可以认为外资部门劳动力规模的扩大对 FDI 技术外溢效应的发挥并不存在显著的促进作用。

与劳动力的规模因素相比,外资部门劳动力的素质优势显然在促进 FDI 技术外溢效应发挥的方面作用更加明显。检验结果表明,外资部门的劳动力素质优势越明显,则 FDI 技术外溢效应会越强烈,而且这种差异在统计上也表现出一定的显著性。从外资企业和内资企业的科技人员比例来看,这种比例的提升会导致 FDI 技术外溢效应的增强,但我们的检验结果并没有对其显著性提供有力的支持。

基于以上分析,我们可以认为,在影响 FDI 技术外溢效应发挥的劳动力因素当中,外资企业劳动力的素质优势是发挥作用的一个主要的原因。这种劳动力的素质优势一方面来自于外资企业相对科学和规范的管理,另一方面则得益于外资企业相对优厚的待遇条件以及由此吸引的大批素质较高的就业人员。相对而言外资企业的劳动力规模扩张对于 FDI 技术外溢效应的发挥影响不大。这表明在劳动力因素对 FDI 技术外溢效应产生影响的过程当中,仍然是企业间的竞争和示范效应在起作用,单纯的劳动力流动对其影响不大。究其原因,一是由于外资企业当中的管理层和核心技术往往为外资人员所控制,当地员工通常被排斥在外围,难以接触到企业最核心的生产技术和管理经验,从而对技术外溢作用的传播和发挥形成了一定的限制和阻碍;另一方面而言,在外企优厚待遇的鼓励下,人员流动往往呈现一种由内资部门向外资部门的单向流动,大量优秀人才的流失不仅削弱了内资企业的竞争能力,而且这种单向的人员流动也必然不利于内资企业学习和吸收国外企业的先进技术和先进经验。因此,从总体来看,我国高新技术产业的劳动力流动对于 FDI 技术外溢效应的发挥并没有显著的促进作用。

3.2.4. 技术因素

技术因素是导致 FDI 技术外溢效应产生的另一个重要因素。内资部门同外资部门的技术水平差异以及双方的研发投入都会对外溢效应的发挥产生重要的影响。从我们所进行的分析和检验结果看来, 外资部门和内资部门技术水平的差异是影响 FDI 技术外溢效应发挥的一个主要的因素。这种技术水平的差别越明显, 则 FDI 的技术外溢效果发挥得往往越不理想。

这一点从对外资部门的 R&D 投入因素的分析当中也进一步得到了证实。根据我们的检验结果, 外资部门的 R&D 投入力度越大, 则 FDI 的技术外溢效果越不显著。其原因就在于外资部门单方面增加 R&D 投入无疑会拉大同内资企业的技术差距, 从而增加了内资企业对 FDI 技术外溢效应进行消化吸收的难度, 必然会对 FDI 技术外溢效应的发挥产生不利的影响。

相应来看, 增加内资部门消化吸收投入则是解决这一问题的一个有效途径。根据我们所做的实证检验来看, 消化吸收投入的增加实际上可以显著增强内资部门对 FDI 技术外溢效应的吸收程度, 从而在一定程度上克服了内外资企业技术差异过大所带来的不利影响。

通过对影响 FDI 技术外溢效应的技术因素进行分析, 我们可以看到, 认为“引进外资的技术水平越高越有利”的观点其实是一种认识误区。忽视了适用性, 盲目求新求强的引资政策实际上会对内资企业的学习和消化吸收过程形成不小的障碍, 不仅不利于内资企业技术水平的提高, 反而会为内资企业树立了一个强大的竞争对手, 导致内资企业丧失应有的生存和发展空间, 从而在实际上得到适得其反的效果。

参考文献

- [1] Aitken, B., Hanson, G.H. and Harrison, A., 1997, Spillovers, Foreign Investment and Export Behaviour, *Journal of International Economics* 43 (1-2), August 103-132.
- [2] Aitken, B., Harrison, A., 1999, Do Domestic Firms Benefit from Foreign Direct Investment? Evidence from Venezuela, *American Economic Review*, 89, 605-618.
- [3] Blomstrom, M and Kokko, 1993, Policies To Encourage Inflows of Foreign Multinationals, NBER Working Paper, No. 4289.
- [4] Blomstrom, M. and Kokko, A., 1998. Multinational Corporations and Spillovers, *Journal of Economic Surveys* 12, 247-277.
- [5] Blomstrom, M. and Persson, H., 1983, Foreign Direct Investment and Spillover Efficiency in An Underdeveloped Economy: Evidence from the Mexican Manufacturing Industry. *World Development*, 11, 493-501.
- [6] Caves, R.E., 1974. Multinational Firms, Competition and Productivity in Host-country Markets, *Economica* 41, 176-193.
- [7] Findlay, R., 1978, Relative Backwardness Direct Foreign Investment and The Transfer of Technology: A Simple Dynamic Model, *Quarterly Journal of Economics*, 92, 1-16.
- [8] Jaffe, A. 2001, Patent Citations and International Knowledge Flow: The Cases of Korea and Taiwan, NBER Working Paper, No. 8528.
- [9] Jaffe, A. 1986, Technological Opportunity and Spillovers of R&D: Evidence from Firms' Patents, Profits and Market Value, *American Economic Review*, 76: 984-1001.
- [10] Katz, J.M., 1969, *Production Functions, Foreign Investment and Growth*, Amsterdam: North Holland.
- [11] Kokko, A., 1994, Technology Market Characteristics and Spillovers, *Journal of Development Economics* 43, 279-293.
- [12] Kugler, M., 2001, The Sectoral Diffusion of Spillovers from Foreign Direct Investment, Mimeo, University of Southampton, August.

- 【13】 Li, Xiaoying, Liu, Xiaming and David Parker, 2001, Foreign Direct Investment and Pproductivity Spillovers in The Chinese Manufacturing Sector, *Economic Systems*, 25,305-321.
- 【14】 Sjöholm Fredrik, 1999a, Technology Gap, Competition and Spillovers from Direct Foreign Investment: Evidence from Establishment Data, *Journal of Development Studies*, 36, 53-73.
- 【15】 Sjöholm Fredrik, 1999b, Productivity Growth in Indonesia: The Role of Regional Characteristics and Direct Foreign Investment. *Economic Development and Cultural Change*, 47, 559-584.
- 【16】 Wang, J. and Blomstrom M., 1992, Foreign Investment and Technology Transfer, A Simple Model, *European Economic Review*, 36, 137-155.
- 【17】 陈涛涛 (a): “影响中国外商直接投资溢出效应的行业特征”, 《中国社会科学》, 2003年第4期。
- 【18】 陈涛涛 (b): “中国FDI行业内溢出效应的内在机制研究”, 《世界经济》, 2003年第9期。
- 【19】 郭克莎: “外国直接投资对我国产业结构的影响研究”, 《管理世界》, 2000年第2期。
- 【20】 何洁: “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》, 1999年第12期。
- 【21】 蒋殿春: “跨国公司与发展中东道国企业的技术创新博弈”, 《世界经济》, 2001(9)。
- 【22】 蒋殿春: “发展中国家在国际技术转让中的利益、成本和技术选择”, 《南开学报》, 2001(3)。
- 【23】 江小娟: 《中国的外资经济——对增长、结构升级和竞争力的贡献》, 人民出版社, 2002。
- 【24】 朱华桂: “跨国公司在华子公司技术溢出效应实证研究”, 《科研管理》, 2003年3月第24卷第2期。

MNEs' Impacts on the R&D Capability of Chinese Enterprises: A Game Theory Model

JIANG Dian-chun

(Center for transnational corporation's Study, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: The paper analyzes the spillover effects of FDI in the high tech industries in China, based on data during 1999-2001, and establishes several findings. Firstly, the spillover effects of FDI in these industries are positive and significant, and contribute to the technology progress more than the R&D investment does; Secondly, the most significant factors affecting spillovers are the efficiency of assets and the level of technology of FDI enterprises, rather than the proportion of FDI firms within the specific industry; Thirdly, the significances of spillover effects are found to be negatively correlated to the proportion of FDI firms in the industry, to the concentration degree of the market, and to the level of the technologies of FDI enterprises, but positively related to the local firms' abilities and efforts of technology absorption.

Key Words: Foreign direct investment; technology spillover; high-tech industries.