

# 两种技术引进方式的直接效应研究<sup>\*</sup>

## ——上海市大中型工业企业的微观实证

朱平芳 李 磊

**内容提要:**本文根据上海市大中型工业企业技术引进的实际情况,借助于新古典增长理论的分析框架,研究了技术贸易和 FDI 两种主要的技术引进方式的直接效应。通过对 1998—2003 年上海市大中型工业企业的一个随机样本面板数据的计量经济检验和分析,得到几点主要结论:第一,三资企业的劳动生产率和全要素生产率比内资企业高,造成这一差距的主要原因是随 FDI 转移的无形技术和其较高质量的人力资本;但是三资企业内部转移的有形技术对其技术水平的提高没有显著的贡献。第二,国有企业的有形技术购买对其劳动生产率和技术水平的提高都具有显著的正面影响,而且促进作用强烈依赖于企业的科技人力资源。第三,我们没有发现其他内资企业引进的技术对其生产效率的提高发挥出显著作用。本文从实证研究的结果判断,近六年来上海市三资企业的技术先进性不明显,R&D 投入强度不足,各种所有制类型的企业普遍重技术引进轻消化吸收,企业的科技活动机制上的缺陷,都对技术转移效果产生了一定的影响。

**关键词:**技术引进 外商直接投资 劳动生产率 全要素生产率

### 一、引言

先进的技术是一国经济发展和增长中至关重要的因素。在实际的经济活动中,对生产率的提高起直接作用的不是当前的 R&D 投入,而是先进技术和人力资本的作用。发达国家与发展中国家之间的技术差距既是发展中国家的劣势也是其实施赶超的一个机会。所以,一般对发展中国家来说,技术引进及其人力资本作用的发挥是经济增长的一个主要来源。

改革开放以来,我国的技术引进一直有两个重要渠道:一是以国家或国有企业为主体,从国外购买技术或技术设备;二是通过 FDI 引进国外技术。20 世纪 90 年代“市场换技术”的战略方针提出之后,FDI 在我国发展迅速。近年来,中国吸收了全球 FDI 总量的近 10%,已经成为吸收外资名列前茅的国家。2002 年的技术引进数字中,外商投资企业的合同数为 3471 个,占全国技术引进总数的 57%,合同金额 131.03 亿美元,占全国技术引进总额的 75%(胡景岩,2003,第 79 页)。总的看来,在规模上我国技术引进方式已经发生了转变,由以技术贸易为主转为以 FDI 方式引进技术为主。

从技术引进的效果来看,技术引进具有直接效应和间接效应。直接效应是指引进技术的企业,即购买技术的内资企业和外商投资企业,由于使用先进技术和人力资本作用的发挥而提高了劳动

<sup>\*</sup> 朱平芳,上海财经大学经济学院,上海交通大学经济研究中心,邮政编码:200433,电子信箱:pfzhu@mail.shufe.edu.cn;李磊,上海财经大学经济学院,邮政编码:200433。本文为作者与瑞典厄尔布鲁大学经济系合作研究项目“开放、技术与增长——来自上海与瑞典的微观实证研究”的成果之一。感谢匿名审稿人的宝贵意见,但文责自负。

本文中的技术贸易包括高技术含量的资本设备贸易和狭义的国际技术贸易。

生产率,促进了技术进步。间接效应是指引进技术所产生的外溢:产业的关联、示范效应、人员的流动等都是技术外溢的途径。实际上,技术引进的直接效应是技术外溢的基础。那么,不同技术引进方式对经济增长和技术进步的促进作用有多大?各自又有什么不同的特点?国内已有研究对技术引进的直接效应探讨很少。本文将结合新古典经济增长理论,利用1998—2003年上海市大中型工业企业抽样数据,分析FDI和技术贸易两种技术引进方式对经济增长和技术进步的直接效应。

本文的结构安排如下:第二部分回顾相关文献;第三部分描述上海市大中型工业企业概况;第四部分对两种技术引进方式的直接效应进行实证分析;第五部分总结全文。

## 二、文献回顾

技术和新产品的外部性是研究经济增长的一个重要领域。长期以来FDI和贸易被视为国际技术转移的两个主要渠道。与贸易相关联的技术的外部性是否存在一直是众多学者关注的问题,但是实证研究并没有得出一个统一的结论。Coe and Helpman(1995)用一个国家从其贸易伙伴的进口份额作为权数,发现该国贸易伙伴R&D投入的加权平均与其生产率有明显的正相关关系。Xu and Wang(1999)把机械设备的进口份额作为权数,也得到了类似的结论。Keller(2002b)对七大工业国行业层面上的实证研究证明了存在与进口相联系的技术溢出。但是Kraay, Isoalaga and Tybout(2001)对三个发展中国家企业生产率的研究没有得到类似的结论。

FDI作为国际技术溢出的一个重要渠道,其直接效应的表现就是外资企业比内资企业具有更高的生产率。不少学者对发展中国家内外资企业的生产率做过比较研究。Haddad and Harrison(1993)发现1985—1989年间,摩洛哥大多数行业中外资企业的人均产出显著高于内资企业。Okamoto and Sjöholm(1999)分析了印度尼西亚1990—1995年间制造业的微观数据,结果发现几乎所有的行业中,外资企业的总产出份额都要高于其从业人员份额。这个结果表明外资企业的劳动生产率更高。Chuang and Lin(1999)从1991年台湾制造业企业中随机抽取了一个样本,他们的研究结论是外资企业的劳动生产率明显比内资企业高,但两类企业的全要素生产率几乎没有差别。此外,Ramstetter(1999)比较研究了东亚五国的内外资企业。总的来说,所有国家外资企业的人均增加值高于内资企业。不过,马来西亚大型内资企业的生产率比外资企业高。

国内学者大都从宏观层面,运用Granger因果性检验和回归分析的计量方法,分析评价技术引进的效果。陈国宏、邵雁(2001)检验了我国技术引进和工业技术进步之间的关系,结果表明技术引进是技术进步的重要原因,但两者之间不存在长期稳定关系。沈坤荣、耿强(2001)基于内生经济增长模型,研究1987—1998年各省的FDI与经济增长的关系,发现FDI导致了经济增长率的增加。包群、赖明勇(2002)考察了FDI与我国全要素生产率、资本产出率之间的关系,结果表明FDI的直接效应明显,但技术外溢效应很小。胡立法(2003)借助于“索洛剩余”,对外资在我国经济增长中的技术贡献进行实证分析,认为FDI对我国经济增长的技术贡献率十分有限。黄静波、付建(2004)研究FDI对广东省技术进步作用的结论是,总体上FDI对技术进步的促进作用不明显。FDI的来源和FDI进入的产业对广东技术进步有明显不同的直接效应和溢出效应。概括来看,这些从总量出发在宏观层面上的实证分析无法区分技术引进的直接效应和间接效应。而且,FDI既包括资本又包括技术,在实证分析中把FDI总量纳入计量经济模型,难以准确地测定FDI中的技术成分对经济增长的作用,这就导致了本文的研究动机。

## 三、上海市大中型工业企业概况

80年代中后期,随着FDI逐渐由广东、福建向北移动,大量的FDI进入上海。90年代中后期,上海实际吸收外商直接投资在全国居前列,仅次于广东省、福建省和江苏省。截止到2003年底,上

海市签订外商直接投资合同共 32061 个,合同金额达 744.37 亿美元,实际吸收外资金额 462.65 亿美元,在全国所占比重约为 9.26%。1995 年至 2001 年上海市引进技术实际到货金额从 6.74 亿美元增长到 17.73 亿美元,平均年增长约 27%。2002 年,猛增到 117.95 亿美元,2003 年又增加了约 40%,达到 165.94 亿美元。

工业是 FDI 在上海市主要进入的行业,也是主要引进和使用先进技术的行业。内资企业从国外购买需要的先进技术是引进技术的传统方式,这些技术基本上是生产线、单机、许可证等有形技术,反映在“技术引进费用”这个统计指标上。相比之下,FDI 是“一揽子创造性投资”,通常情况下随着外商投入资金的转移,观念、技术、管理、营销、市场网络也随之而来。据统计,在制造业的各个行业中,外商投资企业所获得的技术基本上是来自投资方内部的技术,占 90.91%。所以,“三资”企业的“技术引进费用支出”统计基本上是通过企业内部贸易引进的有形技术。FDI 的另一个显著特点是组织管理方法、营销理念等无形技术的流入。由 FDI 带来的有形技术和无形技术是 FDI 产生直接效应的两个渠道。

表 1 上海市大中型工业企业概况(1998—2003 年)

|        | 人均工业总产值<br>(千元)    | 人均劳动报酬<br>(千元)  | 技术引进强度<br>(%)  | R&D 投入强度<br>(%) | 技术人员比重<br>(%)  |
|--------|--------------------|-----------------|----------------|-----------------|----------------|
| 国有企业   | 305.07<br>(87.33)  | 17.10<br>(4.50) | 0.42<br>(0.29) | 0.50<br>(0.13)  | 7.12<br>(1.23) |
| 三资企业   | 726.26<br>(172.74) | 24.05<br>(4.34) | 1.03<br>(0.23) | 0.89<br>(0.12)  | 6.67<br>(0.77) |
| 其他内资企业 | 419.67<br>(199.20) | 17.63<br>(6.41) | 0.62<br>(0.33) | 0.51<br>(0.19)  | 6.38<br>(0.76) |

注:括号内的数字是标准差。数据来源:《上海市科技统计年鉴》1999—2004 年。

按照企业的经济类型,并考虑到国有企业与其他内资企业在管理方式和运营机制方面的差别,将上海市大中型工业企业分为三资企业、国有企业和其他内资企业三类。在进行实证研究之前先概括地描述一下 1998—2003 年上海市大中型工业企业的整体情况。表 1 中的数据是上海市三类大中型工业企业几项主要的指标在这六年间的平均值和标准差。从表 1 中我们发现:首先,三资企业的人均工业总产值明显高于内资企业,约为国有企业的 2 倍、其他内资企业的 1.7 倍,显著的差距意味着内外资企业的生产效率很可能有显著差别。国有企业的人均工业总产值比其他内资企业低一些,不过其他内资企业的人均工业总产值的波动是最大的。其次,内资企业的人均劳动报酬水平基本一致,但是明显低于三资企业的人均劳动报酬。第三,三资企业的 R&D 投入强度要比内资企业高约 0.39 个百分点,国有企业和其他内资企业的 R&D 投入强度持平。因此,就技术引进强度而言,国有企业最低,只有 0.42%,相比之下其他内资企业高出 47.6%,三资企业的技术引进强度最高,达到 1.03%。第四,三种类型企业的技术人员比重相差不大,国有企业最高,三资企业次之,其他内资企业的技术人员比重最低。总体上,宏观数据反映出三资企业与内资企业之间存在

不过,该指标统计的仅是外商投资企业设立后通过技术贸易引进的技术,不包括外商投资企业设立时引进的技术和通过销售额提取技术费来引进的技术。

R&D 强度是当年 R&D 支出占销售收入的比重。

技术引进强度是当年技术引进费用支出占销售收入的比重。

明显差别。下面将利用上海市大中型工业企业的抽样数据,进一步分析技术引进的两种渠道是否产生了直接效应,各自有什么不同的特点。

#### 四、实证分析

##### (一)数据

本文的实证分析所用的数据来自我们与上海市科技信息中心、上海市统计局合作研究的项目,它是采用等距随机抽样的方法,从上海市大中型工业企业中抽取的整齐样本。原始数据包括199家企业1998—2003年的面板数据(panel data)。在剔除了有缺失数据和异常值的样本点之后,用于实证研究的总样本包括189家大中型工业企业。1998—2003年里,样本中企业的个数约占总体的10%—15%。样本基本涵盖了上海市有技术引进支出的2位数字代码的工业行业。

由于有的行业大类中企业数目太少,为了在后面的实证分析中能剔除行业间的差别造成的影响,我们参照联合国的国际标准产业分类(ISIC),将行业大类归并为食品服装、化学原料及制品、医药制造、非金属矿物制品、金属制品、通用专用设备、电气机械、通信电子设备、交通运输设备和水电热供应十类。另外,还根据企业的登记注册类型,将189家企业划分为国有企业、非国有内资企业(或称“其他内资企业”)和三资企业三大类。研究样本中主要指标的描述性统计见表2。

表2 样本的描述性统计量(按企业类型分)

|              | 国有企业   |        | 非国有内资企业 |        | 外资企业   |        |
|--------------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|
|              | 均值     | 标准差    | 均值      | 标准差    | 均值     | 标准差    |
| 人均销售收入(千元)   | 145.15 | 137.10 | 209.62  | 175.53 | 616.31 | 761.79 |
| 人均增加值(千元)    | 0.45   | 0.71   | 0.52    | 0.82   | 1.90   | 3.27   |
| 人均固定资产(千元)   | 132.78 | 98.33  | 157.98  | 138.73 | 415.64 | 583.66 |
| 人均R&D投入(千元)  | 0.99   | 2.82   | 0.99    | 2.59   | 4.40   | 16.93  |
| 人均技术引进支出(千元) | 0.49   | 4.42   | 0.34    | 1.81   | 5.85   | 36.80  |
| S&T活动人员比重    | 0.08   | 0.10   | 0.06    | 0.11   | 0.05   | 0.10   |
| 企业平均职工数(人)   | 767    | 149    | 1078    | 128    | 890    | 109    |
| 企业个数(总计:189) | 48     |        | 29      |        | 112    |        |

注:人均增加值较小是由于不少企业增加值为较大的负值,使得加总后的增加值由于正负抵消而减小。

数据来源:作者与上海市科技信息中心、上海市统计局合作研究的项目。

从表2中我们发现,国有企业除在S&T活动人员比重上领先外,外资企业在人均销售收入、人均增加值、人均固定资产、人均R&D投入和人均技术引进支出这几个效率指标上都领先,非国有内资企业仅在企业平均职工数上领先。

##### (二)两种技术引进方式对劳动生产率的作用

企业的劳动生产率衡量的是劳动力在生产过程中效率水平的高低,它是企业生产技术水平、经营管理水平、职工技术熟练程度和劳动积极性的综合体现。技术引进的直接效应首先应体现为能够提高劳动生产率。

###### 1. 模型设定

本文的目的是要考察FDI和技术贸易两种技术引进方式的直接效应,而技术引进行为本身就意味着国际技术和知识的外部性在技术引进方的经济发展中发挥了作用。因此,我们从规模报酬不变的柯布-道格拉斯函数出发,并假定技术进步满足希克斯中性的条件。单个工业企业的生产

函数具有形式:

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

其中,  $Y_{it}$  是用工业增加值价格指数剔除价格因素后的实际工业增加值,  $K_{it}$  是用固定资产投资价格指数剔除价格因素后的实际固定资产净值,  $L_{it}$  则是劳动力平均人数,  $A_t$  代表技术水平。(1)式两边同除以  $L_{it}$ , 得到(1)式的集约形式:

$$y_{it} = A_t k_{it} \quad (2)$$

其中,  $y$  和  $k$  分别是劳动生产率和资本强度。企业引进的有形技术和无形技术都可能提高劳动生产率, 这里需要强调的是, 国外有形技术的转让主要是通过内资企业的购买和三资企业的内部贸易两条途径完成的, 无形技术的转让则基本上是与 FDI 相结合; 且先进技术对企业经济增长的促进作用还可能受企业人力资本的制约 (Borensztein 等, 1998)。所以, 我们利用(2)式的扩展模型作为计量分析的理论基础:

$$y_{it} = A_0 g(TT, ITT, HC) k_{it} \quad (3)$$

(3)式中的  $g(\cdot)$  是个多变量函数,  $TT$ 、 $ITT$ 、 $HC$  分别表示有形技术引进、无形技术引进和人力资本。我们在实证研究中采用线性的函数形式, 并在模型中控制时间因素、行业因素和企业特定因素的影响。最终得到用于本实证分析的计量经济模型:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln k_{it} + \beta_2 \text{techimp}_{it-T} + \beta_3 \text{stshr}_{it} + \beta_4 \text{techimp}_{it-T} \times \text{stshr}_{it} + \beta_5 \text{firmsize}_{it} \\ & + \beta_6 \text{RDepd}_{it} + \beta_7 \text{Joint} + \beta_8 \text{SOE} + \sum_j \beta_j \text{Industry}_j + \sum_j \beta_j \text{Year}_j + \varepsilon_{it} \quad (4) \end{aligned}$$

其中,  $y_{it} = (Y/L)_{it}$  和  $k_{it} = (K/L)_{it}$  是劳动生产率和资本强度。  $\text{techimp}_{it-T}$  是企业的技术引进强度, 衡量企业有形技术的引进。这个变量的时间下标  $t-T$  表示可能有时间上的滞后, 具体的滞后期数要在后面的实证分析中来选定。  $\text{stshr}_{it}$  是企业中科技活动人员占职工总数的比重, 反映企业的科技人力资源状况, 可作为企业人力资本水平的代理变量。在模型中加入  $\text{techimp}_{it-T}$  与  $\text{stshr}_{it}$  的交叉项, 是为了考察有形技术引进与企业的人力资本之间是否存在互补关系。  $\text{firmsize}_{it}$  是第  $t$  年中企业  $i$  的职工总数与其所在行业的平均职工数的比值, 反映企业的规模;  $\text{RDepd}_{it}$  是第  $t$  年企业的 R&D 经费内部支出, 衡量企业 R&D 当期投入的强度状况, 它在一定程度上可反映企业的技术能力, 故把它作为重要的控制变量引入模型。  $\text{Joint}$  和  $\text{SOE}$  是表示企业所有制类型的虚拟变量, 这里以其他内资企业为参照。如果是三资企业,  $\text{Joint}$  的值为 1, 否则为 0。该虚拟变量的系数反映的是随 FDI 流入的无形技术对劳动生产率的作用, 由于这里的无形技术主要是指先进的营销和管理理念等, 所以我们主观地认为凡是三资企业, 总或多或少地受到一些相对先进的营销和管理理念等的影响。另外, 三资企业中的外商投资比重是三资企业无形技术引进的更为准确的代理变量。但是, 本研究所使用的抽样数据中没有提供外商投资比重的信息, 我们目前所知道的只是企业的所有制类型。鉴于数据的限制, 只能在模型中引入虚拟变量来区分内资企业和三资企业。如果是国有企业, 则  $\text{SOE}$  的值为 1, 否则为 0。  $\text{SOE}$  的系数则反映国有企业与其他内资企业由于不同的管理体制和运营机制而在劳动生产率上所产生的差异。  $\text{Industry}$  是行业虚拟变量,  $\text{Year}$  是时间虚拟变量。

## 2. 实证结果与分析

理论上较理想的做法是用 R&D 存量作为企业技术能力的代理变量。但本文受到数据的限制, 无法计算企业的 R&D 存量。在实证研究中, 用 R&D 流量来替代 R&D 存量的做法也是比较普遍的, 其主要理由是在研发上投资的折旧率非常高。我们在模型估计中也考虑了企业的 R&D 强度有不同滞后期的情况, 估计结果都非常相近, 为节省篇幅下面仅列出的是包含企业当期 R&D 强度的模型估计结果。

利用样本中企业的统计指标可以构造(4)式中的各变量,在剔除了变量的异常值后,用OLS方法对整个样本和不同类型的子样本作回归分析。

首先,在模型估计的过程中以多元滞后分布模型进行了计量检验,结果发现滞后一期的技术引进强度始终显著,模型的拟合程度最为理想。从经济活动实践的角度看,技术上的投资在当年表现为增长上的需求效应,引进的技术设备或技术资料通常都要经过一定时间的装配调试、吸收消化之后,才开始表现出产出的供给效应。因此在模型中选用滞后一期的技术引进强度也是合理的。

其次,有一种观点认为跨国公司通常可能会选择生产效益好、生产率高的内资企业来进行合资或合作经营。这就涉及到三资企业类型的内生性问题。如果在内生性存在的情况下仍然用OLS方法估计模型,那么Joint的系数估计将会是有偏的。因此,本文采用DWH方法检验虚拟变量Joint的内生性。

由于Joint是只取0和1的虚拟变量,所以我们要用模型(4)中的其余自变量,构造Probit模型来估计Joint为1的概率:

$$\text{Joint}_{it} = 1(Z_{it} > 0)$$

$$\text{Prob}(\text{Joint}_{it} = 1 | X_{it}) = \Phi(X_{it})$$

其中, $\Phi(\cdot)$ 是示性函数, $\Phi(\cdot)$ 是标准正态分布函数,且

$$Z_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{it} + \beta_2 \text{techimp}_{it-T} + \beta_3 \text{stshrit} + \beta_4 \text{techimp}_{it-T} \times \text{stshrit} + \beta_5 \text{firmsize}_{it} + \beta_6 \text{RDepd}_{it} + \beta_7 \text{SOE} + \sum_j \beta_j \text{Industry}_j + \sum_j \beta_j \text{Year}_j + u_{it} = X_{it} \beta + u_{it}$$

运用极大似然估计法(MLE)估计上述Probit模型的参数,进而可计算出Joint的概率估计值与观测值的差值序列Jres<sub>it</sub>,把Jres加入到模型(4)的右边,作OLS回归,检验Jres系数的显著性,结果见表3。Jres系数检验的p值为0.80,接受原假设,说明Joint不具有内生性。

表3 对Joint的内生性检验

| 自变量  | 系数     | 标准差  | F检验值 | 系数为零的概率 |
|------|--------|------|------|---------|
| Jres | -0.108 | 0.56 | 0.05 | 0.80    |

表4列出的是OLS回归结果。从整个样本的回归结果看,虚拟变量SOE的系数不显著,总体上国有企业与其他内资企业之间没有明显的生产效率差异;而虚拟变量Joint的系数显著为正,说明在其他情况都相同的条件下,随着FDI流入三资企业的无形技术使其劳动生产率比内资企业提高了约77%。滞后一期的技术引进强度对劳动生产率的促进作用虽然在统计上很显著,但是在数量却相当小:技术引进强度增加10%,只能促进劳动生产率增加约1.1%。而且企业的有形技术引进与人力资本交叉项的系数不显著,说明两者之间没有明显互补关系。此外,资本强度的提高会促进劳动生产率提高,企业规模和平均劳动报酬与劳动生产率之间也存在显著正相关关系。

考虑到三资企业、国有企业和其他内资企业之间各生产要素对劳动生产率的贡献可能有较大的差异,所以根据企业的所有制形式将样本再分成三个子样本,分别用三个子样本的数据来估计(3)式,回归结果列在表4的(2) —(4)中。对这三个回归方程做Chow检验的结果也证实三个方程

由于样本数据时间跨度较短,在剔除异常值后成为不平衡的面板数据,平均时间跨度不足4年;其次,从随机效应模型的估计结果来看,组间的R<sup>2</sup>远大于组内的R<sup>2</sup>,这说明横截面的差异是因变量变动的主要因素;对比OLS和随机效应模型的估计结果发现,虽然两者的基本结论一致,但OLS估计结果更稳定、能更好地说明经济现象。因此,本文对(3)式和(6)式的估计都采用异方差调整的OLS方法。

在实证分析的同时我们还检验了规模报酬不变的假设,对整个样本和三个子样本的检验结果基本支持规模报酬不变的假定。

的系数估计彼此之间有显著差别。很明显,与整个样本的回归结果相比,三资企业有形技术的引进与劳动生产率之间的联系变化不大,技术引进强度的系数尽管显著但是对劳动生产率的贡献仍然很小,技术引进强度增加 10%,劳动生产率只增加 0.98%。虽然三资企业的科技人力资源对劳动生产率的促进作用显著,但是没有发现其与有形技术的结合进一步提高了劳动生产率。

表 4 劳动生产率决定因素的计量经济分析

| 变量                  | (1) 整个样本            |                     | (2) 三资企业            |                     | (3) 国有企业            |                     | (4) 其他内资企业          |                    |
|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
|                     | ln k                | 0.574***<br>(0.048) | 0.575***<br>(0.050) | 0.540***<br>(0.050) | 0.558***<br>(0.058) | 0.522***<br>(0.138) | 0.525***<br>(0.139) | 0.364**<br>(0.169) |
| techimp(-1)         | 0.106***<br>(0.041) | 0.107**<br>(0.045)  | 0.098**<br>(0.042)  | 0.124**<br>(0.052)  | 0.308***<br>(0.081) | 0.030<br>(0.201)    | -0.007<br>(0.049)   | -0.037<br>(0.078)  |
| stshr               | 0.019***<br>(0.004) | 0.019***<br>(0.005) | 0.023***<br>(0.004) | 0.026***<br>(0.005) | 0.022*<br>(0.011)   | 0.021*<br>(0.011)   | -0.002<br>(0.007)   | -0.002<br>(0.007)  |
| Stshr * techimp(-1) |                     | -0.0002<br>(0.003)  |                     | -0.004<br>(0.003)   |                     | 0.013**<br>(0.007)  |                     | 0.010<br>(0.028)   |
| firmsize            | 0.008<br>(0.006)    | 0.008<br>(0.006)    | -0.002<br>(0.005)   | -0.002<br>(0.005)   | 0.077**<br>(0.025)  | 0.078**<br>(0.026)  | 0.029**<br>(0.012)  | 0.028**<br>(0.013) |
| RDepd               | 0.004<br>(0.006)    | 0.004<br>(0.006)    | 0.0005<br>(0.007)   | 0.001<br>(0.007)    | -0.018<br>(0.017)   | -0.018<br>(0.017)   | 0.003<br>(0.012)    | 0.004<br>(0.012)   |
| Joint               | 0.765***<br>(0.116) | 0.765***<br>(0.116) |                     |                     |                     |                     |                     |                    |
| SOE                 | -0.062<br>(0.145)   | -0.062<br>(0.145)   |                     |                     |                     |                     |                     |                    |
| Year Dummy          | Yes                 | Yes                |
| Industry Dummy      | Yes                 | Yes                |
| N                   | 694                 | 694                 | 440                 | 440                 | 138                 | 138                 | 116                 | 116                |
| Adj R <sup>2</sup>  | 0.46                | 0.46                | 0.43                | 0.43                | 0.45                | 0.46                | 0.54                | 0.54               |

注:(1) \*、\*\*、\*\*\*分别表示系数在 10%、5%、1%的水平下显著,下同。(2) 括号内的数字是 White 异方差一致标准差,下同。(3) 时间和行业虚拟变量的系数都通过了 F 检验,是显著的,为节省篇幅不再列出。(4) 对含交叉项的方程,均计算了 VIF 以检验共线性。

而国有企业的子样本中,有形技术引进对劳动生产率的提高作用明显增强:技术引进强度增加 10%,劳动生产率就会增加 3.1%。在引入了“科技人力资源 × 技术引进”这一交互项以后,这一交互变量的系数显著为正,科技人力资源的作用仍然显著,但是技术引进的作用不再明显,这表明有形技术引进对劳动生产率的促进作用实际上是依赖于企业的科技人力资源。其他内资企业中,有形技术引进、科技人力资源、以及交互变量的系数都不显著,这些因素都没有起到提高企业生产效率的作用。从其他控制变量的系数估计情况来看,企业在 R&D 方面的当期投资对劳动生产率提高没有体现出明显的因果关系。而内资企业的劳动力规模与劳动生产率之间存在显著的正向因果关系,这也反映出相对于三资企业,内资企业具有劳动密集型的特点。

### (三) 两种技术引进方式对全要素生产率(TFP)的作用

引进先进技术的最终目的是要促进技术进步从而推动经济持续增长。下面根据新古典增长理论的“索洛余值法”,先计算出样本中各企业的全要素生产率,然后考察不同的技术引进方式对技术进步的促进作用。

1. TFP 的计算与模型设定

计算 TFP 的常用方法有三种:非参数方法(指数法)、参数方法(模型估计法)和半参数方法。受到可得统计指标的限制,半参数方法在我们的实证研究中不适用。参数方法和非参数方法各有利弊,但最终的计算结果差别不大。鉴于本文中样本的时间跨度比较短,所以采用非参数方法计算得到各企业每年的全要素生产率。TFP 的计算公式为:

$$TFP = \frac{Q}{L^{\alpha} M^{\beta} K^{\gamma}}, \alpha + \beta + \gamma = 1 \quad (5)$$

或者采用对数变换形式:

$$\ln TFP_{ijt} = \ln Q_{ijt} - \alpha_j \ln L_{ijt} - \beta_j \ln M_{ijt} - \gamma_j \ln K_{ijt}, \alpha_j + \beta_j + \gamma_j = 1 \quad (6)$$

其中,Q,L,M和K分别是剔除价格因素的产出、劳动力、中间投入和固定资产净值。i,j,t分别表示企业、行业和时间。在边际成本定价的假设下,每个企业的 $\alpha_j, \beta_j$ 和 $\gamma_j$ 各不相同。为得到较为稳定的估计结果,并消除偶然因素的影响,本文假定同一行业中每个企业中间投入、劳动力和资本的弹性都相同,是样本中企业弹性的均值,计算得到的 $\alpha_j, \beta_j$ 和 $\gamma_j$ ,从而算出lnTFP。

在前面分析基础上,为考察 FDI 和技术贸易对 TFP 的作用,我们设定如下计量经济模型:

$$\ln TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{techimp}_{it-1} + \alpha_2 \text{stshr}_{it} + \alpha_3 \text{techimp}_{it-T} \times \text{stshr}_{it} + \alpha_4 \text{firmsize}_{it} + \alpha_5 \text{RDep}_{it} + \alpha_6 \text{Joint}_{it} + \alpha_7 \text{SOE}_{it} + \alpha_j \text{Industry}_j + \alpha_j \text{Year}_j + \epsilon_{it} \quad (7)$$

2. 实证结果与分析

按不同企业类型对样本的lnTFP的描述性统计结果列在表5。直观上,三资企业TFP的平均水平比内资企业高,而国有企业与其它内资企业的差别不大。进一步,对三类企业的lnTFP的均值做比较,t检验的结果见表6。统计检验的结果表明,总体上内资企业的TFP是处于同一水平上的,而三资企业的TFP明显高于内资企业。

表5 样本的lnTFP的描述性统计结果

|        | 均值    | 标准差  | 最小值    | 最大值   | 样本个数 |
|--------|-------|------|--------|-------|------|
| 三资企业   | 1.004 | 0.35 | -0.593 | 2.454 | 655  |
| 国有企业   | 0.862 | 0.41 | -0.444 | 3.277 | 271  |
| 其他内资企业 | 0.837 | 0.29 | -0.055 | 1.529 | 172  |

用整个样本以及三个子样本对(7)式的OLS估计结果列在表7中,技术引进强度techimp和虚拟变量Joint的系数估计是稳定的。对虚拟变量Joint的DWH检验拒绝了其内生性的假设(Prob>F=0.40)。对回归方程(2)——(4)的Chow检验结果表明三个方程的系数估计之间有显著差别。

表6 不同类型企业的lnTFP均值的比较检验

|         | H <sub>0</sub> :国有企业和其他内资企业之间无差别 | H <sub>0</sub> :三资企业和内资企业之间无差别 |
|---------|----------------------------------|--------------------------------|
| t统计量值   | 0.68                             | 6.78                           |
| Prob> t | 0.49                             | 0.00                           |

表 7 全要素生产率决定因素的计量经济分析

| 变量                   | (1) 整个样本                        |                                 | (2) 三资企业                        |                                  | (3) 国有企业                      |                               | (4) 其它内资企业                    |                               |
|----------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
|                      | techimp (- 1)                   | 0.026 <sup>*</sup><br>(0.015)   | 0.023<br>(0.014)                | 0.016<br>(0.014)                 | 0.027<br>(0.017)              | 0.121 <sup>*</sup><br>(0.071) | - 0.026<br>(0.114)            | - 0.008<br>(0.013)            |
| stshr                | 0.003 <sup>**</sup><br>(0.001)  | 0.003 <sup>**</sup><br>(0.001)  | 0.005 <sup>***</sup><br>(0.002) | 0.006 <sup>***</sup><br>(0.002)  | 0.004 <sup>*</sup><br>(0.002) | 0.004 <sup>*</sup><br>(0.002) | - 0.003<br>(0.002)            | - 0.004<br>(0.003)            |
| Stshr *techimp (- 1) |                                 | 0.0004<br>(0.001)               |                                 | - 0.002 <sup>**</sup><br>(0.001) |                               | 0.008 <sup>*</sup><br>(0.004) |                               | 0.014<br>(0.008)              |
| firmsize             | 0.001<br>(0.001)                | 0.001<br>(0.001)                | - 0.0002<br>(0.001)             | - 0.0003<br>(0.001)              | 0.011 <sup>*</sup><br>(0.006) | 0.012 <sup>*</sup><br>(0.007) | - 0.006<br>(0.005)            | - 0.007<br>(0.005)            |
| RDepd                | 0.0006 <sup>*</sup><br>(0.0003) | 0.0006 <sup>*</sup><br>(0.0004) | 0.002 <sup>***</sup><br>(0.001) | 0.002 <sup>***</sup><br>(0.001)  | 0.0001<br>(0.001)             | 0.0002<br>(0.0002)            | 0.005 <sup>*</sup><br>(0.003) | 0.006 <sup>*</sup><br>(0.003) |
| Joint                | 0.164 <sup>***</sup><br>(0.026) | 0.163 <sup>***</sup><br>(0.026) |                                 |                                  |                               |                               |                               |                               |
| SOE                  | - 0.007<br>(0.037)              | - 0.007<br>(0.037)              |                                 |                                  |                               |                               |                               |                               |
| Year Dummy           | Yes                             | Yes                             | Yes                             | Yes                              | Yes                           | Yes                           | Yes                           | Yes                           |
| Industry Dummy       | Yes                             | Yes                             | Yes                             | Yes                              | Yes                           | Yes                           | Yes                           | Yes                           |
| N                    | 905                             | 905                             | 541                             | 541                              | 223                           | 223                           | 141                           | 141                           |
| Adj R <sup>2</sup>   | 0.20                            | 0.20                            | 0.28                            | 0.28                             | 0.17                          | 0.18                          | 0.39                          | 0.40                          |

注:同表 4。

在回归结果(1)中,虚拟变量 SOE 的系数估计虽然为负值,但统计上不显著,意味着国有企业和其它内资企业的技术水平没有显著差异。虚拟变量 Joint 的系数显著为正,可见三资企业的技术水平明显高于内资企业,若其他条件都相同,三资企业内部转移的组织管理方法和营销网络等无形技术促进了技术进步,使得三资企业的全要素生产率平均比内资企业高 16.4%。总体上,企业在 R&D 上的投入、科技人力资源都与技术水平有明显的正向因果关系。但是 techimp 系数的显著性并不稳定,可能暗示着不同类型企业中有形技术引进对技术水平的提升作用有不同的特点,所以有必要从企业类型的角度进一步考察这些因素对技术水平的作用。

对比三个子样本的回归结果,可以发现不同所有制类型的企业中,其技术进步的原因也是不同的。三资企业内的有形技术转移并没能促进其技术水平的提高,但是科技人力资源和 R&D 方面的投资对技术水平的促进作用是显著的。引入交叉项后,科技人力资源的作用仍然显著,不过交互变量的系数却显著为负。这一结果显然不能解释为有形技术引进与科技人力资源的结合降低了企业的技术水平。我们认为这很可能说明三资企业中科技人力资源与有形技术的结合对技术水平的提升作用是非线性的。

国有企业的有形技术购买显著地推动了全要素生产率的增长,但是这种促进作用仍然是依赖于企业的科技人力资源,两者之间有显著的互补效应。另外,国有企业的 R&D 投入和技术水平之间虽然存在正向弱因果关系,但并不显著。无论是有形技术引进、科技人力资源,还是它们的交互变量,在其他内资企业中,都没有对技术水平的提高起到明显的促进作用;不过其它内资企业的

R&D 投资和技术水平有显著的正向因果关系。总之,无论是在整个样本中,还是在不同所有制类型的子样本中,引进技术对 TFP 增长的促进作用都明显低于对劳动生产率增长的促进作用。

从前面的实证结果中,我们发现在有形技术引进的直接效应方面,三资企业和内资企业各有鲜明特点。首先,三资企业的有形技术引进强度大,但是对企业的劳动生产率贡献却很小,对技术进步也没有表现出显著的贡献作用。科技人力资源对企业生产率的促进作用始终是显著为正的,但是与有形技术引进的结合没有产生额外的正效应。其次,国有企业的有形技术引进对劳动生产率和技术水平都有明显的促进作用,不过这种正效应明显依赖企业的科技人力资源,两者之间存在强烈的互补关系。第三,其他内资企业的有形技术引进和科技人力资源对生产率没有产生直接效应。究其原因,我们认为主要有以下几点:

第一,三资企业有形技术的先进性不明显。德国、日本和美国是上海市技术引进的主要来源地,1998—2003 年间从这三个国家引进技术的实际到货额占 80.6%;但是,从外资流入的金额来看,港澳台地区以及来自其他亚洲发展中国家和地区的实际投资占 50.53%,德国、日本和美国只占 41.5%,主要的资本来源和主要的技术来源相背离。由于港澳台资企业的优势在于营销技术和针对当地充裕的劳动力和原材料调整成熟技术的能力,因此港澳台资企业往往使用“适宜技术”,即标准化技术和成熟技术,来与其他企业竞争以获得相应的市场份额(Davis, 1996; Lee and Plummer, 1992)。吴文武(2001)根据我国第三次工业普查资料,对不同类型的企业的要素密集程度作对比研究,得出的结论是港澳台资企业技术水平与国内企业接近,甚至可能低于国内企业。另一方面,外商向我国转让的技术也仍然是以成熟技术为主。根据商务部外资司 2002 年的抽样调查,外资企业引进的成熟技术占 75%(胡景岩, 2003, 第 123 页)。总的看来,跨国公司一方面出于追求技术超额利润的目的,另一方面出于自身的技术发展战略和对先进技术的保密,虽然对我国的 FDI 企业转移了一定的技术,但是这些三资企业引进的有形技术的领先优势不明显。

第二,企业的 R&D 投入普遍偏低,低水平的研发能力影响了技术转移的效果。引入的技术对经济增长的促进作用与国内内生性技术创新的速率有关(Abramovitz, 1986)。上海市大中型内资工业企业的 R&D 强度平均只有 0.5%,三资企业的 R&D 投入虽然相对较高,但也低于 1%,只有 0.89%(见表 1)。目前,国外一般标准界定是,R&D 投入占销售收入在 1%以下的企业属于生存线以下的企业,要维持生存此比率为 2%,达到竞争线的企业比率为 5%,而高科技企业则为 8%—15%。按照这个标准,上海市大中型工业企业的 R&D 投入远远不够,所以研发能力欠缺、人力资本水平偏低也就是必然的后果,这些都对技术转移的效果产生了不利影响。

第三,企业投入到消化吸收引进技术的资金偏低,不同类型的企业的科技活动机制差别大。表 8 列出的是 1998—2003 年间,上海市三种类型的大中型工业企业的技术引进与技术消化吸收的支出比。如果以 1991 年日本技术引进与消化吸收所用的资金比例为参照(1:10),大中型企业技术吸收消化的投入远远低于技术引进的投入,对引进的技术资料和关键设备的消化吸收也远远不够。从三类企业的对比可以看出,其他内资企业重引进轻吸收的状况从资金上表现得最为严重。这一方面反映其他内资企业引进的技术一般以适应生产经营和增加短期利润的需要为目的,并非以先进性为目标,不会大量投入资金对引进技术进行吸收消化;另一方面正是前述原因,企业也没有有效的激励措施鼓励科技人员自觉主动地开展研发活动。三资企业在引进技术的吸收消化方面比国有企业的投入少的主要原因是跨国公司技术转让的根本目的是占领市场、增加生产收益、实现利润最大化。多数情况下,FDI 企业只对其引进的成熟、适宜技术做适当改进,以适应本地化生产的需要,而研发和创新活动才是科技人员的重点。因此,虽然科技人力资源本身对生产率有显著的促进作用,但是与有形技术的引进之间却没有明显的互补作用。而国有企业恰恰相反,现有的机制导致科技人员更注重其科技活动的短期利益,参加引进技术的消化吸收活动获得的利益显然比创新活动

更直接、更确定(如出国进修与培训、获取短期的攻关津贴等)。因此,国有企业的 R&D 投资对近期劳动生产率的提高虽然没有明显的因果关系,但是有形技术引进却与科技人力资源之间的结合却明显促进了它的劳动生产率和技术水平的提高。我们还根据行业特点,从技术水平的角度对两种技术引进方式的直接效应做了实证研究,结果见表明,科技人力资源与有形技术引进的交互作用基本都不显著,说明该阶段技术水平的高低并不是影响企业科技活动效果的重要因素,而企业类型才是影响科技活动效果的重要因素。这也从侧面反映企业的运行机制、管理方式等无形技术对促进生产率的提高具有重要作用。

表 8 1998—2003 年不同类型企业技术引进与技术消化吸收支出比

|                        | 国有企业  | 三资企业   | 其他内资企业 |
|------------------------|-------|--------|--------|
| 技术引进支出/技术消化吸收支出        | 5.8 1 | 10.9 1 | 23.7 1 |
| 引进技术资料及关键设备支出/技术消化吸收支出 | 3.2 1 | 7.9 1  | 12.4 1 |

数据来源:《上海市科技统计年鉴》1999—2004 年;胡景岩(2003,第 123 页)。

## 五、结 论

基于对上述来自于上海市大中型工业企业的一个随机样本中对两种技术引进方式的直接效应所做的计量经济检验与分析,我们得到如下主要结果:

(一)传统的技术引进方式——技术贸易,对国有企业和其他内资企业产生的直接效应截然不同。国有企业购买的技术既促进了经济的短期增长也提高了技术水平,但是其正效应的发挥明显依赖于企业的科技人力资源。而其他内资企业的有形技术引进没有产生显著的直接效应。此外,科技人力资源本身对经济增长的贡献作用都不明显。

(二)三资企业的生产效率明显高于内资企业。随 FDI 流入的管理技术优势、品牌和营销竞争优势等无形技术是其提高劳动生产率和技术水平的关键因素。通过企业内部贸易引进的有形技术对企业的短期经济增长只有微小的促进作用,并没有起到推动技术进步的作用,与科技人力资源之间也没有互补关系。FDI 进入外国市场的战略、三资企业内部转移的有形技术水平、企业的科技活动机制是造成该现象的主要原因。

为此,本文提出如下政策建议:

(一)改善外商直接投资来源的结构,提高有形技术引进的水平。吸引外商直接投资的主要目的就是为引进先进的技术,一般而言,随 FDI 转移的技术与 FDI 的规模有正相关关系。而直接投资国的技术发展水平直接决定了 FDI 技术的先进性。所以应拓展外资渠道,改变 FDI 的来源结构,加强从美、日及西欧发达国家引进外资,以提高三资企业技术转让的总体水平。同时,对于具有劳动密集型特点的港澳台资企业,也应加强对它们技术引进的引导与衡量,以保证它们所拥有的技术具有一定的先进性。

(二)先进的生产技术和现代化的管理是企业发展的两个源泉,二者相辅相成。国有企业和其他内资企业应积极学习借鉴国外先进的科学管理方法,把科学管理和采用新技术密切地结合起来;同时,加强对专业技术人员的培训,积极引进高层次专门人才,促进国有企业和其他内资企业人力资本质量的提高。借助这两种手段使先进技术发挥出应有的效能。实证分析的结果已经表明三资企业的无形技术对经济效率的短期和长期增长都有显著的贡献。随 FDI 而来的先进生产组织管理方法和营销理念在整合各种资源、提升整体技术水平方面提供了有力的支持。缩小和发达国家在管理和观念上的差距也是国有企业和其他内资企业提高技术引进效果的一个关键因素。

(三)注重消化吸收和研发能力的培养,在技术引进的基础上实现二次创新。从有目的的技术

引进开始,在消化吸收的过程中逐渐形成企业自身的技术能力和研究开发能力是二次创新的关键。但目前无论是内资企业还是三资企业,都存在重引进、轻消化吸收的问题,而且企业在研发方面的投入都很低。要彻底扭转“引进—模仿—再引进—再模仿”的被动局面,摆脱对国外的技术依赖,真正实现经济增长的可持续性,国有企业和其他内资企业一方面必须避免重复引进,另一方面必须加大消化吸收和研发投入的强度,建立和健全一套具有激励机制的行之有效的技术创新体系。

(四)改善内资企业目前的科技活动机制、促进创新活动与技术创新效率。内资企业的科技活动应克服短视行为,以技术水平的提高为首要目标,充分调动科技人员进行创新的积极性,把科技人力资源本身对经济增长的贡献作用充分发挥出来。这样,在技术上也会对三资企业形成竞争压力,使其投入更多的 R&D 资金来争取技术优势,由此在制造业营造其他内资企业、国有企业和三资企业之间技术上相互竞争、相互赶超的一种良性机制,促使技术有效的转移和扩散,从而引发整个制造业技术水平的提升。

#### 参考文献

- 包群、赖明勇,2002:《中国外商直接投资与技术进步的实证研究》,《经济评论》第6期。
- 胡立法,2003:《“索洛剩余”与外资对中国经济增长的技术贡献率实证分析》,《世界经济研究》第10期。
- 沈坤荣、耿强,2001:《外商直接投资、技术外溢与内生经济增长》,《中国社会科学》第5期。
- 陈国宏、邵耀,2001:《技术引进与我国工业技术进步关系研究》,《科研管理》第22卷第3期。
- 黄静波、付建,2004:《FDI与广东技术进步关系的实证分析》,《管理世界》第9期。
- 朴商天,2004:《外商直接投资与技术转移关系研究》,《经济学动态》第5期。
- 胡景岩,2003:《论开放市场与引进技术》,中国对外经济贸易出版社。
- 杨先明等,2004:《国际直接投资、技术转移与中国技术发展》,科学出版社。
- 汪星明,1999:《技术引进:理论 战略 机制》,中国人民大学出版社。
- G. M. 格罗斯曼, E. 赫尔普曼,2003:《全球经济中的创新与增长》,中国人民大学出版社。
- Braconier. E, Gregorio J. D and Lee J-W. ,1998, “ How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth ?” *Journal of International Economics* , 1998 , 45 :pp. 115 —135.
- Braconier. H. and F. Sjöholm, 1998, “ National and International Spillovers from R&D: Comparing a Neoclassical and Endogenous Growth Approach ”, *Weltwirtschaftliches Archiv* , 134 : 638 —663.
- Charles Hulten, 2000, “ Total Factor : A Short Biography ”, NBER Working Paper No. 7471.
- Chuang, Yif-Chyi, and Chi-Mei Lin, 1999, “ Foreign Direct Investment , R&D , and Spillover Efficiency : Evidence from Taiwan ’s Manufacturing Firms ”, *Journal of Development Studies* , Vol. 35 , No. 4 , April , pp. 117 —134.
- Coe, D. T. , and E. Helpman , 1995, “ International R&D Spillovers ”, *European Economic Review* 39 : 859 —887.
- Haddad, Mona, and Ann Harrison, 1993, “ Are There Positive Spillovers from Direct Foreign Investment ? ”, *Journal of Development Economics* , Vol. 42 , pp. 51 —74.
- Jeffrey M. Wooldridge, 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* , Cambridge , MA : MIT Press.
- Okamoto, Yumiko, and Fredrik Sjöholm, 1999, “ FDI and the Dynamics of Productivity : Microeconomic Evidence ”, Working Paper Series in Economics and Finance , No. 348 , Stockholm School of Economics , December.
- Keller, W. , 2002b, “ Knowledge Spillovers at the World ’s Technology Frontier ”, Working Paper , University of Texas , March.
- Kraay, A. , I. Soloaga, and J. Tybout, 2001, “ Product Quality , Productive Efficiency , and International Technology Diffusion : Evidence from Plant-level Panel Data ”, paper presented at the NBER Summer Institute , July.
- Ramstetter, Eric D. , 1999, “ Comparisons of Foreign Multinationals and Local Firms in Asian Manufacturing Over Time ”, *Asian Economic Journal* , Vol. 13 , No. 2 , June , pp. 163 —203.
- Xu, B. , and J. Wang, 1999, “ Capital Goods Trade and R&D Spillovers in the OECD ”, *Canadian Journal of Economics* 32 : 1258 —1274.

## Direct Growth Effects of Ownership and Technology Imports : Firm Level Evidence from Large and Medium Enterprises in Shanghai

Zhu Pingfang and Li Lei

(Institute of Economics , Shanghai University of Finance & Economics)

**Abstract:** This paper explores the direct growth effects of ownership and technology imports under the framework of neoclassical economic theory. The econometric analysis is based on panel data from a random sample of large and medium enterprises in Shanghai, for the period 1998 to 2003. The results show that joint ventures are more productive than domestic enterprises. Intangible technology and high quality of human resource are the main source of their better performance, whereas tangible technology makes little contribution to TFP. For state-owned firms, technology imports have significantly raised the labor productivity and TFP, but such positive effect is significantly dependent on the technological human resource. In addition, there is no evidence supporting that introduction of foreign technology has enhanced the productivity in other domestic enterprises. According to the empirical results, we may draw the conclusion that joint ventures didn't have significant advantage in its tangible technology. In addition, widespread poor investment in absorptive process and R&D, together with inefficient mechanism of technological activities, impeded utilization of imported technology.

**Key Words:** Technology Introduction; FDI; Labor Productivity; TFP

**JEL Classification:** O330 ,O160 ,J240 ,D240

(责任编辑:朱恒鹏)(校对:晓 鸥)

(上接第 81 页)

## Measuring the Comparable Household Saving Rates of China and USA, 1992—2001

Ren Ruoen and Qin Xiao

(School of Economics and Management, Beihang University)

**Abstract:** This paper focuses on the measurement issues of household saving rate. We compare the current methodology used in China to measure saving rate with that used in the U. S. and find out significant and apparent differences in the concepts and scopes used in the measurement. Based upon these differences, we make an empirical study and recalibrate the household saving rates of the two countries. The results show that the average household saving rate of China in the period from 1992 to 2001 falls down from 29.32% to 22.69% and particularly China's saving rate is even lower than 20% in 2000 and 2001. Thus Chinese saving rate is not that extraordinarily high. Additionally, the huge gap between China's saving rate and U. S.'s shrinks by 9.73 percent on average and the actual difference between the two countries is merely 15.87 percent in a comparable sense. It demonstrates that the view commonly held by most scholars that there exists an abnormal difference between China's saving rate and the U. S.'s is controversial. But our results also show that household saving rates of both countries are suffering the same decreasing trend.

**Key Words:** Household Saving Rate; Personal Saving Rate; Disposable Income

**JEL Classification:** E210

(责任编辑:王 诚)(校对:子 璇)