

# 技术的公共品或私人品特性与国际技术溢出效应： 基于我国的实证分析

岳金桂<sup>1</sup>, 郑垂勇<sup>2</sup>

(1. 河海大学 商学院, 南京 210098; 2. 河海大学 东部资源环境与持续发展研究中心, 南京 210098)

**摘 要:**本文在假设技术/知识的公共品或私人品特性条件下,研究分析了以进口贸易和 FDI 为传导机制的国际技术溢出对我国全要素生产率的影响。分析结果表明:通过进口贸易和 FDI 传导的国际 R & D 资本、国内 R & D 资本与我国全要素生产率之间存在稳定的长期均衡关系;技术的公共品或私人品特性不同,技术溢出对我国技术进步产生的影响也存在显著差异。

**关键词:**进口贸易; FDI; 全要素生产率; 技术溢出; 公共品; 私人品

**中图分类号:** F062. 4      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1002 - 980X(2009)03 - 0010 - 07

## 1 问题提出与文献回顾

技术溢出是指通过技术的非自愿扩散促进当地技术和生产力水平的提高,是技术外在性的一种表现。技术溢出是发展中国家分享世界技术进步成果、追赶发达国家的重要途径,它构成了经济增长“后发优势”的核心。

以 Solow 为代表的新古典增长理论开创性地将经济增长中不能被资本、劳动等要素投入所解释的部分归结为技术进步的作用。新增长理论在此基础上进一步将技术进步内生化的,给人们提供了一个分析技术进步如何影响经济增长的理论框架。内生增长理论建立了各种内生技术进步模型,如研发投入(R & D)、人力资本、干中学以及劳动分工等<sup>[1]</sup>。其中,R & D 驱动的内生增长模型已经成为描述技术进步的重要模型。产品种类数目增加型技术进步模型和产品质量改进型技术变迁模型都认为,产品数量的增加和产品质量的升级都是企业 R & D 活动的结果。R & D 驱动的内生增长模型认为,在封闭经济系统中,一国的技术进步水平直接取决于国内已有的 R & D 存量 and 有效的 R & D 活动。但在开放经济系统中,一国的技术进步不仅取决于国内的 R & D 活动,也受到国际技术溢出的直接或间接的影响。

Coe 和 Helpman<sup>[2]</sup> (以下简称为 CH) 以知识驱动的内生增长模型为基础,以 22 个国家 (21 个 OECD 国家和以色列) 1971—1990 年的数据为样

本,以国内 R & D 资本存量表示该国的技术知识存量,以进口份额为权重构造国外 R & D 存量,首次从实证角度构建了一个通过进口贸易传导的技术溢出计量模型 (简称 CH 模型)。Coe 和 Helpman 的实证结果表明,贸易伙伴国的 R & D 存量有助于本国全要素生产率的提高,并且其影响程度随着本国贸易开放度的提高而加强。Crespo、Martin 和 Velázquez<sup>[3]</sup> 的研究表明,一国经济对外贸易在整个经济中的份额越高,该国获得的体现在进口产品上的贸易伙伴国 R & D 溢出就越多,因而贸易伙伴国的研发活动将更有效地促进该国生产率的提高。

Lichtenberg 和 van Pottelsberghe<sup>[4]</sup> (以下简称为 LP) 接受了 CH 模型的基本假设,并对 CH 模型进行了改进 (其得出的模型简称为 LP 模型)。LP 指出,CH 模型计算国外 R & D 资本存量采用的加权方法存在着“总量偏差”,为减少这种偏差,LP 建议采用各技术供给国的实际 R & D 资本存量的强度与溢出接受国从该技术供给国的进口量之积的代数和作为某溢出接受国的外国 R & D 资本溢出量,认为这样的构造较好地体现了国际 R & D 溢出的方向和强度。Falvey、Foster 和 Greenaway<sup>[5]</sup> (以下简称为 FFG) 在研究发达国家的 R & D 资本对发展中国家的贸易溢出效应时,对 CH 模型进行了修正 (其得出的模型简称为 FFG 模型)。FFG 采纳了 CH 对外国技术/知识溢出的计算方法,但 FFG 认为,技术/知识在技术供给国与技术接受国的“公共产品”或“私人产品”特性,对技术/知识溢出的影响是不同

收稿日期:2008 - 01 - 15

**作者简介:**岳金桂 (1965 —),男,湖南邵阳人,河海大学商学院副教授,博士,研究方向:技术经济分析、技术创新与经济增长、水利经济等;郑垂勇 (1958 —),男,福建福州人,河海大学教授,博士生导师,研究方向:创新管理、知识经济、水利经济等。

的。FFG认为:在技术供给国,若技术/知识为(纯)公共产品,那么进口的每一单位产品中就包含了技术供给国全部的技术/知识信息;而若技术/知识为(纯)私人产品,那么进口的每一单位产品只是包含了技术供给国部分的技术/知识信息。FFG用技术供给国的R&D资本强度来表示。在技术接受国,若技术/知识为公共产品,那么溢出到该国的技术/知识能够被所有的代理者获得;而若技术/知识是私人产品,那么就只能被技术接受国的部分代理者获得,即需要考虑技术溢出的“规模”。为此,FFG构建了估计外国R&D资本贸易溢出量的6种方法<sup>[6]</sup>。

自改革开放以来,我国的外向型经济发展迅速,经济持续增长。一些研究者认为,技术进步已取代资本积累成为中国经济增长的决定因素<sup>[7]</sup>。国内关于我国技术溢出效应问题的研究,或者从FDI的角度或者从进口贸易的角度展开,如沈坤荣和耿强<sup>[8]</sup>、萧政和沈艳<sup>[9]</sup>、曹伟<sup>[10]</sup>、赖明勇和包群等<sup>[11]</sup>对通过FDI渠道的技术溢出进行了分析。对进口贸易渠道的技术溢出效应的分析有:方希桦、包群和赖明勇<sup>[12]</sup>、仇怡和方齐云<sup>[13]</sup>采用CH模型,考虑进口渗透率的影响,分析了进口贸易产生的技术溢出对我国全要素生产率的影响,均发现贸易伙伴国的R&D投入对我国全要素生产率的提高有显著作用;黄先海和石东楠<sup>[14]</sup>、赵伟和汪全立<sup>[15]</sup>采用LP模型的实证结论也支持进口贸易对我国全要素生产率具有显著的促进作用;李小平、朱钟棣<sup>[6]</sup>采用FFG方法分析了通过贸易渠道的R&D溢出对我国工业行业的技术进步、技术效率和全要素生产率增长的影响,得出贸易渠道的溢出效应大小与国际R&D资本溢出的公共品或私人品假设直接相关;黄先海、张云帆<sup>[16]</sup>采用CH模型,分析贸易和FDI渠道的技术溢出对我国全要素生产率的影响,发现进口贸易和FDI渠道的技术溢出都对我国全要素生产率具有显著正效应,且FDI的溢出效应总体上略大于进口贸易的溢出效应。

本文采用LP模型方法,考虑技术/知识对于技术接受者的公共品或私人品特性的假设,分析通过进口贸易和FDI渠道的国际R&D溢出对我国全要素生产率的影响。

## 2 技术溢出效应分析计量模型

定义全要素生产率(TFP)为索洛余值,根据产品种类数目增加型技术进步模型,TFP与中间投入产品种类数目的关系可表述为:

$$TFP = A\phi[N + f(D) \cdot N^*] \quad (1)$$

式(1)中 $N$ 、 $N^*$ 表示投入生产的国内、国外中间产品的种类数目,而投入品的种类扩大与技术/知识的积累和技术创新有着密切且必然的关系。因此,式(1)可以表示为:

$$TFP = \Phi[T^D, T^F | (M, FDI)] \quad (2)$$

式(2)中: $\Phi$ 是未知函数; $T^D$ 是国内技术; $T^F$ 是外国技术; $M$ 为进口贸易; $FDI$ 为外国直接投资。式(2)意味着一国的生产率与国内技术水平、通过进口贸易和FDI等渠道溢出到该国的外国技术相关。

根据内生增长理论,一国稳态经济增长率取决于该国的技术吸收能力、经济一体化程度、本国人力资本存量、国内外技术差距参数以及技术参数和偏好参数。

Benhabib和Spiegel<sup>[17]</sup>研究了全要素生产率即“索洛余值”的计算问题,分析了人力资本与技术差距对增长的影响。但是,对国际技术溢出的吸收能力不仅由该国的人力资本水平决定,也取决于其国内的技术水平。为此,Crespo等<sup>[13]</sup>认为技术水平是人力资本和国内R&D资本存量的函数,并构建了一个计量模型来分析人力资本、国内R&D资本和技术差距对经济增长的影响。

本文在借鉴相关研究成果的基础上,考虑技术溢出在技术输出国和技术接受国的公共品或私人品特性的假设,构建了如式(3)所示的计量模型,来分析通过进口贸易和FDI传导的技术溢出对接受国经济增长的效应。模型的具体形式为:

$$\begin{aligned} \log TFP_{it} = & \alpha^0 + \alpha^d \log S_{it}^d + \alpha^f \left( \frac{M_{it}}{GDP_{it}} \right)^{\theta_1} \times \\ & \log \left[ \sum_{j \neq i} \frac{M_{ijt}}{M_{it}^{\theta_2}} \cdot \frac{S_{jt}^d}{GDP_{jt}^{\theta_3}} \right] + \alpha^{ff} H_{it} \cdot \log S_{it}^{ff} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

式(3)中: $TFP_{it}$ 表示全要素生产率; $\alpha^0$ 表示截距,反映国家特性的常数; $\alpha^d$ 、 $\alpha^f$ 、 $\alpha^{ff}$ 、 $\alpha^{ft}$ 分别代表国内R&D资本存量的产出弹性、国外R&D资本贸易溢出的产出弹性、国外R&D资本内向FDI溢出的产出弹性和国外R&D资本外向FDI溢出的产出弹性; $M_{it}$ 、 $M_{ijt}$ 分别代表 $i$ 国的进口总量和 $i$ 国从 $j$ 国的进口量; $GDP_{it}$ 、 $GDP_{jt}$ 分别代表 $i$ 国和 $j$ 国的国内生产总值; $S_{jt}^d$ 表示 $j$ 国的国内R&D资本存量; $H_{it}$ 表示 $i$ 国的人力资本; $S_{it}^{ff}$ 表示国外R&D资本存量通过内向FDI渠道的溢出量; $\theta_1$ 、 $\theta_2$ 是反映技术接受国的技术/知识的公共品程度的参数, $0 \leq \theta_1(\theta_2) \leq 1$ ,技术/知识的公共品属性越大, $\theta$ 越小,即若为纯公共品,那么 $\theta_1(\theta_2) = 0$ ,若为纯私人品,那么 $\theta_1(\theta_2) = 1$ ; $\theta_3$ 是反映技术/知识在技术供给国属于公共品程度的参数, $0 \leq \theta_3 \leq 1$ ,技术/

知识的公共品属性越大,  $\theta$  越小, 即, 若为纯公共品, 那么  $\theta = 0$ , 若为纯私人品, 那么  $\theta = 1$ ;  $\varepsilon_{it}$  表示残差, 是一个白噪声系列,  $i$  表示技术溢出的接受国,  $j$  表示技术的溢出国,  $t$  表示时间下标。

$S_{it}^{ff}$  可以采用与通过进口贸易渠道传导的外国 R & D 资本溢出量相似的方法进行估计。即:  $S_{it}^{ff} = \sum_j FDI_{ijt}^{in} \cdot \frac{S_{jt}^d}{GDP_{jt}}$ , 其中,  $FDI_{ijt}^{in}$  表示从  $j$  国流入到  $i$  国的外国直接投资(内向 FDI)。

### 3 基于进口贸易、FDI 传导的国际技术溢出效应实证分析

#### 3.1 数据说明<sup>[18]</sup>

##### 1) 全要素生产率 $TFP_t$ 。

全要素生产率  $TFP_t = Y_t / (K_t^\alpha \cdot L_t^{1-\alpha})$ , 其中:  $Y_t$ 、 $K_t$ 、 $L_t$  分别表示第  $t$  年的总产出、资本和劳动投入;  $\alpha$  表示资本的产出弹性。根据文献[18]的研究成果, 取  $\alpha = 0.55$ 。

采用支出法 GDP 衡量总产出  $Y_t$ , 并用居民消费价格指数对其进行平减, 折算成以 1990 年不变价格计算的 GDP。劳动投入  $L_t$  用从业人员数代表。运用永续盘存法来计算资本存量:  $K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + I_t$ 。  $I_t$  用每年的固定资产投资额表示, 并用固定资产投资价格指数将其折算为以 1990 年不变价格表示的实际值。 $\delta$  为折旧率, 假定为 9.6%。对于基年 1978 年的资本存量估计, 直接采用张军<sup>[19]</sup>推算的 1978 年资本存量, 并将其折算成 1990 年的价格。

##### 2) 国内 R & D 资本存量 $S_t^d$ 。

中国对 R & D 支出进行统计是从 1987 年开始的, 1978—1986 年的研发支出数据用 1978—1986 年的科技投入(S & T)数据近似替代, 其余年份数据可以从《中国科技年鉴》查到。采用 Griliches 的方法来估计 1978 年我国的研发存量:

$S_{1978}^d = RD_{1978} / (g + \delta)$ 。其中:  $S_{1978}^d$  为 1978 年的 R & D 资本存量;  $RD_{1978}$  为 1978 年的 R & D 资本支出;  $g$  为 1978—2005 年每年 R & D 投资支出增长率的平均数, 为 11.3%;  $\delta$  为 R & D 资本的折旧率, 设为 5%。其余年份的 R & D 资本存量依据永续盘存法来计算, 计算公式为  $S_t^d = S_{t-1}^d(1 - \delta) + RD_t$ 。

##### 3) 国外的 R & D 存量 $S_{jt}^d$ 。

根据联合国教科文组织的资料以及 OECD、NSF 等机构的统计数据, OECD 国家 R & D 支出占全球 R & D 支出的大部分份额, 而 OECD 国家的 R & D 活动又相对集中在 G-7 集团国家。1998 年, 30 个 OECD 国家的 R & D 支出约为 5180 亿美元, 近 85% 的支出分布在 G-7 国家, 其中美国 R & D 支

出占有所有 OECD 国家 R & D 总支出的 44%, 1999 年这一比例扩大到 53%。因此, 本文在实证研究中主要选取 G-7 国家及对我国影响比较大的亚洲 3 国(地区)(韩国、新加坡、中国香港地区)共 10 个国家(地区)为样本点。国外的研发存量数据来自国家科技部统计处、Coe 和 Helpman 的研究, R & D 资本存量依据永续盘存法来估算, 折旧率为 5%。

##### 4) 进口溢出的国外 R & D 存量 $S_t^{f-im}$ 。

采用  $S_t^{f-im} = \sum_j \frac{M_{jt}}{M_t} \cdot \frac{S_{jt}^d}{GDP_{jt}}$  来计算通过进口路径溢出的国外 R & D 资本存量。

假设: ①技术在技术接受国为纯公共产品, 即  $\theta = 0$ , 且考虑进口渗透率对技术接受国的影响; 该技术在技术供给国为纯私人产品, 即  $\theta = 1$ 。②技术在技术接受国为私人产品, 即  $\theta = 1$ , 且考虑进口渗透率对技术接受国的影响; 该技术在技术供给国为纯私人产品, 即  $\theta = 1$ 。在实证分析中, 针对上述 2 种情况进行分析, 以考察技术在我国公共产品的属性对技术进步的影响程度。选择的国家和地区分别为美国、日本、德国、法国、英国、意大利、加拿大、韩国、中国香港地区、新加坡 10 个国家和地区。

##### 5) FDI 溢出的国外 R & D 存量 $S_t^{ff}$ 。

采用  $S_t^{ff} = \sum_j FDI_{jt} \cdot \frac{S_{jt}^d}{GDP_{jt}}$  来计算通过 FDI 路径溢出的国外 R & D 资本存量。其中:  $H_t$  表示人力资本存量, 在实证中以平均受教育年限指数表示, 反映国内对外国投资的消化吸收能力。选择的国家和地区分别为美国、日本、德国、法国、英国、意大利、加拿大、韩国、中国香港、新加坡 10 个国家和地区。

#### 3.2 实证结果及分析

首先采用 ADF 方法对各类时间序列数据进行平稳性检验, 检验结果如表 1 所示。

由表 1 所示的 ADF 检验结果可知,  $\ln TFP_t$ 、 $\ln S_t^{f-im}$ 、 $\ln S_t^{ff}$ 、 $H \times \ln S_t^{ff}$  4 个序列是  $I(1)$  过程, 即其水平数据是非平稳的, 而其一阶差分是平稳的;  $\ln S_t^d$ 、 $m \times \ln S_t^{f-im}$  两个序列是  $I(2)$  过程, 即其水平数据和一阶差分数据是非平稳的, 而其二阶差分是平稳的。因此, 如果直接进行 OLS 估计, 会导致伪回归现象的出现, 可采用 Johansen 协整检验来考察变量间的长期动态均衡关系。

由协整过程的定义可知, 变量集存在协整关系的必要条件是变量集是同阶的积分过程, 如果各过程的积分阶数不同, 那么它们是不可能协整的<sup>[20]</sup>。

1) 假设国际技术溢出在技术接受国为公共产品、在技术供给国为纯私人产品的国际技术溢出效应分析。

①协整检验。

使用 Johansen-Juselius 方法建立的 VAR 模型对滞后期的选择比较敏感,根据 AIC、SC 信息准则

确定 VAR 模型的最优滞后阶数为 1,并且协整方程包含截距项和线性趋势项,数据生成选用线性确定趋势,得到的结果如表 2 所示。

表 1 序列 ADF 检验结果

| 变量                             | ADF 检验值   | 临界值(5 %)  | 临界值(1 %)  | 检验形式<br>(C, T, K) | 结论  |
|--------------------------------|-----------|-----------|-----------|-------------------|-----|
| $\ln TFP$                      | - 2. 5473 | - 3. 6027 | - 4. 3738 | (C, T, 1)         | 非平稳 |
| $\ln S^d$                      | 1. 5761   | - 3. 6118 | - 4. 3942 | (C, T, 2)         | 非平稳 |
| $\ln S^{f-im}$                 | - 3. 1966 | - 3. 6027 | - 4. 3738 | (C, T, 1)         | 非平稳 |
| $\ln S^{ff}$                   | - 1. 5852 | - 3. 6027 | - 4. 3738 | (C, T, 1)         | 非平稳 |
| $m \times \ln S^{f-im}$        | - 1. 1897 | - 3. 6027 | - 4. 3738 | (C, T, 1)         | 非平稳 |
| $H \times \ln S^{ff}$          | - 1. 9583 | - 3. 6027 | - 4. 3738 | (C, T, 1)         | 非平稳 |
| $\Delta \ln TFP$               | - 3. 4005 | - 2. 9907 | - 3. 7343 | (C, N, 1)         | 平稳  |
| $\Delta \ln S^d$               | - 3. 6929 | - 3. 6118 | - 4. 3942 | (C, T, 1)         | 平稳  |
| $\Delta \ln S^{f-im}$          | - 4. 4906 | - 2. 9907 | - 3. 7343 | (C, N, 1)         | 平稳  |
| $\Delta \ln S^{ff}$            | - 2. 1287 | - 1. 9559 | - 2. 6649 | (0, N, 1)         | 平稳  |
| $\Delta m \times \ln S^{f-im}$ | - 3. 6590 | - 3. 6118 | - 4. 3942 | (C, T, 1)         | 平稳  |
| $\Delta H \times \ln S^{ff}$   | - 3. 0177 | - 2. 9907 | - 3. 7343 | (C, N, 1)         | 平稳  |

注:检验形式(C, T, K)分别表示单位根检验方程常数项、时间趋势和差分滞后阶数, N 指不包括 T; 加入滞后项是为了使残差项为白噪声; 滞后阶由 AIC 准则确定;  $\Delta$ 表示差分算子。

表 2 假设技术在我国为公共产品时的 Johansen 协整检验结果

| 原假设     | 特征值     | 迹统计量      | Max- $\lambda$<br>统计量 | 迹统计量临界值 |        | Max- $\lambda$ 临界值 |        | 检验结果   |
|---------|---------|-----------|-----------------------|---------|--------|--------------------|--------|--------|
|         |         |           |                       | 5 %     | 1 %    | 5 %                | 1 %    |        |
| $r = 0$ | 0. 6585 | 57. 88 ** | 27. 52 *              | 47. 21  | 54. 46 | 27. 07             | 32. 24 | 无      |
| $r = 1$ | 0. 4786 | 28. 36    | 17. 52                | 29. 68  | 35. 65 | 20. 97             | 25. 52 | 最多 1 个 |
| $r = 2$ | 0. 3532 | 13. 51    | 10. 89                | 15. 41  | 20. 04 | 14. 07             | 18. 63 | 最多 2 个 |
| $r = 3$ | 0. 0995 | 2. 62     | 2. 62                 | 3. 76   | 6. 65  | 3. 76              | 6. 65  | 最多 3 个 |

注:“\*”、“\*\*”分别表示在 5 %和 1 %的水平下拒绝原假设;协整关系的滞后阶数为 1。

由表 2 所示的检验结果可知:在 1 % (5 %) 的水平下,4 变量间存在一个协整关系,也就是在 99 % (95 %) 的概率度下,有理由相信全要素生产率、国内 R & D 存量、通过进口溢出的外国 R & D 存量及通过 FDI 溢出的外国 R & D 存量之间存在长期均衡关系,协整方程为:

$$\ln TFP = - 1. 6451 + 0. 1568 \ln S^d + 0. 0946 m \times \ln S^{f-im} + 0. 0536 H \times \ln S^{ff} + f^{di}。$$
 (4)

式(4)是在假设技术溢出为公共产品的情况下的结果。从协整方程可以看出,国内 R & D 资本存量、通过进口贸易渠道溢出的外国 R & D 存量、通过 FDI 渠道溢出的外国 R & D 存量对我国全要素生产率水平均产生了正的效应。其中,国内 R & D 活动对全要素生产率的弹性为 0. 1568,通过进口贸易渠道传递的国际技术溢出对全要素生产率的弹性为 0. 0946,通过 FDI 渠道传递的国际技术溢出对全要素生产率的弹性为 0. 0536。式(4)表明,我国全要素生产率水平主要还是受本国 R & D 资本存量的影响,但是,通过进口贸易和 FDI 渠道,国际技术溢出对我国全要素生产率的影响也不能忽视。

②误差修正模型及因果关系检验。

Granger 定理表明,任何一组存在协整关系的变量之间都可以建立包括误差修正项(EC)在内的向量误差修正模型(VECM),以此来研究模型的短期动态特征<sup>[21]</sup>。

根据向量误差修正模型的估计结果,得到的 TFP 误差修正模型为:

$$\Delta \ln TFP_t = 0. 8419 \Delta \ln TFP_{t-1} + 0. 9340 \Delta \ln S_t^d - 0. 0538 \Delta \ln S_t^{f-im} - 0. 068 \Delta \ln S_t^{ff} - 0. 488 EC_{t-1}。$$
 (5. 658) (5. 49) (- 1. 50) (- 3. 40) (- 4. 659)

其中,括号内数值为系数的 t 值。

上述检验结果中,误差修正项系数  $EC_{t-1}$  的符号为负,符合反向修正机制,即滞后 1 期的非均衡误差以 0. 488 的比率从非均衡状态向长期均衡状态调整。

进一步观察其他各解释变量的系数估计值符号:从短期来看,TFP 差分项具有明显的滞后 1 期效应,表明 TFP 存在自反馈现象,即上期的技术进步对本期的技术进步有明显的拉动作用。滞后 1 期

的国内 R &D 资本存量对 TFP 增长率有显著影响,表明国内研发活动是推动我国技术进步的重要力量。

另一方面,从长期看,国际技术溢出固然促进了我国的技术进步,但误差修正模型检验结果表明短期内进口贸易和 FDI 渠道的国际技术溢出还存在一定的限制:①技术生命周期限制。由于基于进口贸易和 FDI 的技术外溢是通过进口中间投入品和资本品的方式间接利用了贸易伙伴国和投资国的 R &D 投入,因此体现贸易伙伴国和投资国 R &D 投入的进口中间品和资本投入品不可避免地受到进口的中间产品和外国资本投入品的产品生命周期和技术周期的约束。②本国技术吸收能力。虽然产生于进口贸易和内向 FDI 的技术外溢属于物化型技术外溢,但技术外溢的发生必然要求技术接受国具备一定的技术模仿、消化、吸收能力,即只有当技术接受国具备一定的技术消化吸收能力时,技术接受国才能有效地学习、利用附着在仪器设备、工艺流程、

软件等进口中间品和外国资本投入品上的先进技术。

对  $\text{Ln}(\text{GDP})$ 、 $\text{Ln}(S^d)$ 、 $m \times \text{Ln}(S^{f-im})$  和  $H \times \text{Ln}(S^{ff})$  的协整检验结果表明,这 4 个变量间存在长期、均衡的关系,但这种关系是否具有因果性还需要做进一步的验证。Granger 对变量间的因果关系作了定义,并就这种因果关系的存在提出了检验方法,即 Granger 因果性检验,检验结果如表 3 所示。

从表 3 可以看出:国内 R &D 资本存量增长、通过进口贸易渠道传递的国际技术溢出的增长、通过 FDI 渠道传递的国际技术溢出增长都构成了 TFP 增长的原因,这进一步说明了国内 R &D 资本、通过进口贸易渠道传递的国际技术溢出和通过 FDI 渠道传递的国际技术溢出都促进了我国全要素生产率的提高。同时,国内 R &D 资本与通过进口贸易和 FDI 渠道溢出的外国 R &D 资本之间互为因果关系,表明国际 R &D 资本将通过各种国际交流渠道相互渗透、相互影响。

表 3  $\text{Ln}(\text{GDP})$ 、 $\text{Ln}(S^d)$ 、 $m \times \text{Ln}(S^{f-im})$  和  $H \times \text{Ln}(S^{ff})$  的 Granger 因果性检验结果

| 零假设                                                                              | $\chi^2$ 统计量 | p - 值  | 结论  |
|----------------------------------------------------------------------------------|--------------|--------|-----|
| $\Delta \text{Ln}TFP$ 不是 $\Delta \text{Ln}S^d$ 的 Granger 原因                      | 0.356103     | 0.5507 | 不拒绝 |
| $\Delta m \times \text{Ln}S^d$ 不是 $\Delta \text{Ln}TFP$ 的 Granger 原因             | 30.1674      | 0.0000 | 拒绝  |
| $\Delta \text{Ln}TFP$ 不是 $\Delta m \times \text{Ln}S^{f-im}$ 的 Granger 原因        | 0.577078     | 0.4475 | 不拒绝 |
| $\Delta m \times \text{Ln}S^{f-im}$ 不是 $\Delta \text{Ln}TFP$ 的 Granger 原因        | 2.750743     | 0.1036 | 拒绝  |
| $\Delta \text{Ln}TFP$ 不是 $\Delta H \times \text{Ln}S^{ff}$ 的 Granger 原因          | 6.662626     | 0.0098 | 拒绝  |
| $\Delta H \times \text{Ln}S^{ff}$ 不是 $\Delta \text{Ln}TFP$ 的 Granger 原因          | 11.55078     | 0.0007 | 拒绝  |
| $\Delta \text{Ln}S^d$ 不是 $\Delta m \times \text{Ln}S^d$ 的 Granger 原因             | 2.711069     | 0.1108 | 拒绝  |
| $\Delta m \times \text{Ln}S^d$ 不是 $\Delta \text{Ln}S^d$ 的 Granger 原因             | 2.670965     | 0.1161 | 拒绝  |
| $\Delta \text{Ln}S^d$ 不是 $\Delta H \times \text{Ln}S^{ff}$ 的 Granger 原因          | 8.924306     | 0.0028 | 拒绝  |
| $\Delta H \times \text{Ln}S^{ff}$ 不是 $\Delta \text{Ln}S^d$ 的 Granger 原因          | 2.788929     | 0.0949 | 拒绝  |
| $\Delta m \times \text{Ln}S^d$ 不是 $\Delta H \times \text{Ln}S^{ff}$ 的 Granger 原因 | 2.770606     | 0.0983 | 拒绝  |
| $\Delta H \times \text{Ln}S^{ff}$ 不是 $\Delta m \times \text{Ln}S^d$ 的 Granger 原因 | 0.509525     | 0.4753 | 不拒绝 |

2)假设国际技术溢出在技术接受国为私人产品、在技术供给国为纯私人产品的国际技术溢出效应分析。

根据 AIC、SC 信息准则确定 VAR 模型的最优滞后阶数为 1,并且协整方程包含截距项和线性趋势项,数据生成选用线性确定趋势,得到的结果如表 4 所示。

由表 4 所示的检验结果可知:在 5 %的置信水平下,4 变量间存在一个协整关系,也就是在 95 %的概率度下,全要素生产率、国内 R &D 存量、通过进口溢出的外国 R &D 存量及通过 FDI 溢出的外国 R &D 存量之间存在长期均衡关系,协整方程为:

$$\text{Ln}TFP = -1.9527 + 0.1439\text{Ln}S^d + 0.0664m \times \text{Ln}S^{f-im} + 0.0473H \times \text{Ln}S^{ff}。$$

(5)

表 4 假设技术在接受国为私人产品时的 Johansen 协整检验结果

| 原假设     | 特征值    | 迹统计量     | Max-λ 统计量 | 迹统计量临界值 |       | Max-λ 临界值 |       | 检验结果   |
|---------|--------|----------|-----------|---------|-------|-----------|-------|--------|
|         |        |          |           | 5 %     | 1 %   | 5 %       | 1 %   |        |
| $r = 0$ | 0.6500 | 60.31 ** | 27.24 *   | 47.21   | 54.46 | 27.07     | 32.24 | 无      |
| $r = 1$ | 0.5439 | 34.07 *  | 19.63     | 29.68   | 35.65 | 20.97     | 25.52 | 最多 1 个 |
| $r = 2$ | 0.3492 | 14.43    | 10.74     | 15.41   | 20.04 | 14.07     | 18.63 | 最多 2 个 |
| $r = 3$ | 0.1376 | 3.70     | 3.70      | 3.76    | 6.65  | 3.76      | 6.65  | 最多 3 个 |

注:“\*”、“\*\*”表示在 5 %和 1 %的水平下拒绝原假设;协整关系的滞后阶数为 1。

式(5)是在假设技术在技术接受国为私人产品的情况下的结果。从协整方程可以看出,国内 R & D 资本存量、通过进口贸易渠道溢出的外国 R & D 存量、通过 FDI 渠道溢出的外国 R & D 存量对我国全要素生产率水平均产生了正的效应。其中,国内 R & D 活动对全要素生产率的弹性为 0.1439,通过进口贸易渠道传递的国际技术溢出对全要素生产率的弹性为 0.0664,通过 FDI 渠道传递的国际技术溢出对全要素生产率的弹性为 0.0473。

对式(4)和式(5)进行比较后可以发现,对于技术具有私人品特性或公共品特性这两种情况,国际 R & D 溢出效应对我国 TFP 的影响程度具有差异,R & D 为公共品特性时,其溢出效应要大于私人品特性的溢出效应。在技术的公共品特性下,通过进口贸易渠道传导的国际 R & D 资本对我国 TFP 的影响系数为 0.0946,通过 FDI 渠道传导的国际 R & D 资本对我国 TFP 的影响系数为 0.0536;而在技术的私人产品特性下,通过进口贸易渠道传导的国际 R & D 资本对我国 TFP 的影响系数为 0.0664,通过 FDI 渠道传导的国际 R & D 资本对我国 TFP 的影响系数为 0.0473。

## 4 结论

本文的实证分析结果表明:国内 R & D 投入对全要素生产率产生直接的正效应;国外 R & D 投入通过各种技术扩散渠道(进口贸易、FDI 等)对全要素生产率也产生了正效应。

### 4.1 进口贸易与技术溢出

新贸易理论认为,进口贸易是促进技术进步的一个重要因素,其促进 TFP 增长的机制和途径可概括为:①进口国可以通过进口获得更好的中间产品。更多种类的中间产品能够增加进口国最终产品的生产效率,刺激进口国对这些产品的学习和模仿,甚至开发出具有竞争性的类似产品,从而促进进口国的技术进步。本国通过进口贸易直接分享到了出口国 R & D 投入的成果,进而促进本国的 TFP 增长。②进口贸易引起竞争强化,迫使国内企业在与外国企业竞争的过程中不断学习和创新,以提高组织运行效率和技术创新效率,这本身就意味着 TFP 的增长。③进口贸易对经济增长的作用在于其结构转型能力的实现,即有助于贸易结构和经济结构的升级和优化。进口贸易通过提高产业演进的效率促进 TFP 的增长。④进口贸易一方面可促进高质量的人力资本的引进,加速专业化人力资本积累,另一方面,竞争的加剧迫使本国企业增加人力资本开发投入的强度。自改革开放以来,我国进口贸易发展迅

速,1980—2005 年的平均增长率为 15%,以两倍于世界的平均速度增长(世界平均速度为 5.5%)。进口贸易在我国经济增长中起到了重要作用,国内对此问题的研究成果都有力地证明了此观点。

作为发展中国家,通过进口贸易提升技术从而促进经济增长还受到其他一些因素的影响,如进口渗透率、人力资本、贸易开放度、政府管制和国家经济发展水平等。国内外大量的实证研究对上述因素的影响进行了分析,但没有考虑技术或知识对输出国和输入国来说是公共品还是私人品的特性这一点。本文假设技术或知识在输出国为私人品,国际技术在我国溢出分别为公共品和私人品的情况下,对通过进口贸易渠道传导的国际 R & D 溢出效应进行了实证,得到了国际 R & D 技术在我国为公共品情况下的溢出效应要高于私人品情况下的溢出效应的结论。实际上,国际技术在技术接受国既不是完全的公共品,也不是完全私人品,因此,国际技术通过进口贸易渠道对我国技术进步的溢出效应应该在这两者之间,即通过进口贸易渠道传导的国际 R & D 溢出对我国全要素生产率的弹性介于 0.0664~0.0946 之间。

### 4.2 FDI 与技术溢出

自 1993 年以来,我国每年吸收的外国直接投资一直居发展中国家的首位,利用 FDI 的总量占到发展中国家利用 FDI 总量的 30%左右。除 1998 年、1999 年受国际局势影响外,我国外国直接投资一直保持稳定增长态势。

从我国的主要投资国分布情况来看,我国 30%以上的 FDI 都来自于我国香港地区,而来自美国、欧盟各国等拥有先进技术和管理经验的发达国家的 FDI 在我国的 FDI 总量中所占比重并不高。

从投资的产业结构来看,我国在吸收 FDI 时,充分发挥了劳动力资源丰富、人力成本低的优势,在制造业方面吸引了大量的 FDI,2000—2005 年制造业吸收 FDI 的金额占我国吸收 FDI 总额的 70%左右。大量的 FDI 进入制造业,为我国制造业产品的技术改造、出口扩大起到了不可替代的作用。我国工业制成品生产在全球市场的份额自 1985 年以来一直保持 5%以上的增长速度,我国已成为发展中国家和地区中最大的高技术产品出口国<sup>[22]</sup>。

实证分析结果表明,通过 FDI 渠道传导的国际 R & D 溢出对我国全要素生产率的弹性为 0.0473~0.0536,比通过进口贸易渠道传导的国际 R & D 溢出对我国全要素生产率的弹性小。造成上述情况出现的原因是多方面的,从 FDI 在东道国产生技术溢出效应的途径和我国利用 FDI 的特点进行分析,可

将其概括为产业内技术溢出效应的障碍、产业间溢出效应的障碍和人力资源流动产生溢出效应的障碍三个方面。

### 参考文献

- [1] 罗伯特·巴罗,沙拉·伊·马丁. 经济增长[M]. 何晖,刘明兴,译. 北京:中国社会科学出版社,2000:198-222.
- [2] COE D T, HELPMAN E. International R&D spillovers[J]. European Economic Review,1995,39:859-887.
- [3] CRESPO J, MARTÍN C, VELÁZQUEZ F J. International technology diffusion and its impact on economic growth[R]. EEG Working paper no. 12,2002.
- [4] LICHTENBERG F, VAN POTTELSBERGHE DE LA POTTERIE B. International R&D spillovers: a re-examination[R]. NBER Working Paper 5668,1996.
- [5] FALVEY R, FOSTER N, GREENAWAY D. North-south trade, knowledge spillovers and growth[J]. Journal Economic Integration,2002,17:650-670.
- [6] 李小平,朱钟棣. 国际贸易、R&D溢出和生产率增长[J]. 经济研究,2006(2):31-43.
- [7] 易纲,樊纲,李岩. 关于中国经济增长与全要素生产率的理论思考[J]. 经济研究,2003(8):13-19.
- [8] 沈坤荣,耿强. 外国直接投资、技术外溢与内生经济增长[J]. 中国社会科学,2001(5):82-93.
- [9] 萧政,沈艳. 外国直接投资与经济增长的关系及影响[J]. 经济理论与经济管理,2002(1):11-16.
- [10] 曹伟. 外商直接投资对中国经济增长影响的实证分析[J]. 世界经济研究,2005(8):39-43.
- [11] 赖明勇,包群,彭水军. 外商直接投资与技术溢出:基于吸收能力的研究[J]. 经济研究,2005(8):95-105.
- [12] 方希桦,包群,赖明勇. 国际技术溢出:基于进口传导机制的实证研究[J]. 中国软科学,2004(7):58-64.
- [13] 仇怡,方齐云. 基于进口贸易的国际技术外溢测度与应用[J]. 中国软科学,2005,(10):132-138.
- [14] 黄先海,石东楠. 对外贸易对我国全要素生产率影响的测度与分析[J]. 世界经济研究,2005,(1):22-26.
- [15] 赵伟,汪全立. 人力资本与技术溢出:基于进口传导机制的实证研究[J]. 中国软科学,2006,(4):66-74.
- [16] 黄先海,张云帆. 我国外贸技术溢出效应的国别差异分析[J]. 经济经纬,2004,(1):49-51.
- [17] BENHABIB J, SPIEGEL M. The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data[J]. Journal of Monetary Economics,1994,34,143-173.
- [18] 岳金桂. 基于进口与 FDI 传导机制的技术溢出效应研究——中国的实证分析[D]. 南京:河海大学,2007.
- [19] 张军,章元. 对中国资本存量 K 的再估计[J]. 经济研究,2003(7):35-43.
- [20] 马薇. 协整理论与应用[M]. 天津:南开大学出版社,2004:78-93.
- [21] 康赞亮,张必松. FDI、国际贸易及我国经济增长的协整分析与 VECM 模型[J]. 国际贸易问题,2006(2):73-78.
- [22] 李凡,王巾英. 中印利用 FDI 特点探析[J]. 中央财经大学学报,2006(9):83-87.

## Characteristics of Public or Private Goods of Technology and Technology Spillover : An Empirical Analysis on China

Yue Jingui<sup>1</sup>, Zheng Chuiyong<sup>2</sup>

(1. Business School, Hehai University, Nanjing 210098, China;

2. Research Center of Eastern Resource Environment and Sustainable Development, Hehai University, Nanjing 210098, China)

**Abstract :** On the assumption of the characteristics of public goods or private goods of technology/ knowledge, this paper analyzes the effects of international technology spillover through import trade and FDI on the change of the total factor productivity of China. The empirical results show that there is a long-run equilibrium relation between domestic R&D as well as R&D of spillovers through import trade and FDI channel and the total factor productivity of China. As the characteristics vary in public goods and private goods, technology spillovers have significant different effects on technology progress of China.

**Key words :** import trade; FDI; total factor productivity; technology spillover; public goods; private goods