

基于进口贸易和 FDI 传导的技术溢出效应 ——对中国各地区全要素生产率的实证分析

岳金桂

(河海大学商学院, 江苏 南京 210098)

摘要 采用 LP 模型, 以我国 29 个省、直辖市和自治区 1990~2004 年数据为样本, 就国内科技投入、进口贸易和 FDI 传导的技术溢出对各地区全要素生产率的影响进行了实证检验。结果表明, 国内科技投入是提高各地区全要素生产率的主要因素, 进口和 FDI 产生的技术溢出也促进了各地区全要素生产率的提高, 但其对全要素生产率的影响存在显著的地区差异。

关键词 进口贸易; 对外直接投资; 全要素生产率; 技术溢出

中图分类号 : F71 **文献标识码** : A **文章编号** : 1003-951X(2008)02-0007-04

1 问题的提出

技术溢出指通过技术的非自愿扩散, 促进当地技术水平和生产力水平的提高, 是技术外在性的一种表现。进口贸易与外国直接投资(以下称 FDI)是国际技术溢出的两条重要渠道。

内生增长理论将技术进步内生化, 为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。研发(以下称 R&D)驱动的内生增长模型已经成为描述技术进步的一类重要模型。该模型认为, 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 R&D 活动, 国际技术溢出也直接或间接地影响本国的技术进步^[1]。

Coe 等^[2]以知识驱动的内生增长模型为基础, 首次从实证角度构建了通过进口贸易传导的技术溢出计量模型(简称 CH 模型)。Jorge 等^[3]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的贸易伙伴国 R&D 溢出就越多, 因而贸易伙伴国的 R&D 活动将更有效地促进该国生产率的提高。Lichtenberg 等^[4]接受了 CH 模型的基本假设, 并对 CH 模型进行了改进, 建立了简称 LP 的模型。该模型指出, 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, 建议采用各技术供给国实际 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国外 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。

笔者以 LP 模型方法为基础, 分析通过进口贸易和 FDI 渠道的国际 R&D 溢出对我国各地区全要素生产率的影响, 并对结果进行实证检验和分析, 旨在揭示国际 R&D 溢出对我国全要素生产率的作用, 为提高全要素生产率提供参考。

2 技术溢出效应计量分析模型

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

$$T_{TFP} = A\varphi [N + j(D)N^*] \quad (1)$$

式中: T_{TFP} 为全要素生产率; N 和 N^* 分别为投入生产的国内、国外中间产品的种类数目; $j(D)$ 为反映一国经济开放度参数。由于投入品种类的扩大与技术知识的积累和创新有着密切且必然的关系, 因此, 式(1)可以表示为

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

式中: Φ 为未知函数; T^D 为国内技术水平; T^F 为外国技术水平; M 为进口额; F_{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及通过贸易和 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、经济开放度、本国人力资本存量, 以及国内外技术差距参数、技术参数和偏好参数。

作者简介: 岳金桂(1965—), 男, 湖南邵阳人, 博士, 副教授, 主要从事技术经济分析、技术创新与经济增长研究。

Benhabib 等⁵在研究全要素生产率即“索洛余值”的计算问题时分析了人力资本与技术差距对经济增长的影响,认为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。Jorge 等³假设国内的技术水平是人力资本和国内 R&D 资本存量的函数而构建了一个计量模型,分析了人力资本、国内 R&D 资本和国内外技术差距对经济增长的作用。

笔者以 LP 模型为基础,构建了式(3)的计量模型来分析通过进口贸易和 FDI 传导的技术溢出对我国各地区技术进步的影响。模型考虑了各地区进口渗透率对进口溢出的影响,也考虑各地区人力资本(用各地区平均受教育年限指数反映)对 FDI 溢出的影响。模型的具体形式为

$$\ln(T_{TFPit}) = \alpha_i^0 + \alpha_i^d \ln(S_{it}^{ST}) + \alpha_i^f m_{it} \ln(S_{it}^{f-im}) + \alpha_i^{ff} \ln(H_{it} S_{it}^{f-fdi}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中: T_{TFPit} 为*i*省第*t*年全要素生产率; S_{it}^{ST} 为*i*省第*t*年科技投入; S_{it}^{f-im} 为第*t*年通过进口贸易渠道溢出到*i*省的外国 R&D 资本; S_{it}^{f-fdi} 为第*t*年通过 FDI 渠道溢出到*i*省的外国 R&D 资本; m_{it} 为第*t*年*i*省的进口渗透率; H_{it} 为第*t*年*i*省的平均受教育年限指数; $\alpha_i^d, \alpha_i^f, \alpha_i^{ff}$ 分别为各地区科技投入、贸易渠道溢出的外国 R&D 和 FDI 渠道溢出的外国 R&D 对全要素生产率的弹性影响; ε_{it} 为残差。

3 进口贸易与 FDI 的技术溢出效应分析

3.1 数据处理⁶

选取全国 29 个省、直辖市和自治区 1990~2004 年的面板数据,其中,1996 年成为直辖市的重庆市数据并入四川省,西藏自治区、港澳台地区没有计入样本。本文所有数据均来自各年《中国统计年鉴》、《新中国 50 年统计资料汇编》和各省统计年鉴。

3.1.1 全要素生产率 T_{TFPit}

$$T_{TFPit} = \frac{Y_{it}}{K_{it}^\alpha L_{it}^{1-\alpha}}$$

式中: T_{TFPit} 为全要素生产率; Y_{it}, K_{it}, L_{it} 分别为*i*地区第*t*年的总产出、资本和劳动投入; α 为资本的产出弹性,假设规模报酬不变,根据文献[6]的研究成果,取 $\alpha = 0.55$ 。

采用支出法 GDP 衡量总产出 Y_{it} ,并用居民消费价格指数对其进行平减,折算成 1990 年不变价格计算的实际 GDP。劳动投入 L_{it} 用从业人员数代表。运用永续盘存法来计算资本存量: $K_{it} = K_{it-1}(1 - \delta) + I_{it}$, I_{it} 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; δ 为折旧率,取 9.6%^[6]。对于基年 1990 年的资本存量估计,采用张军⁷推算的各省 1990 年的资本存量,并将其折算成 1990 年的价格。

3.1.2 各地区科技投入 S_{it}^{ST}

中国 R&D 统计是从 1987 年开始的,2000 年前各地区 R&D 投入资料存在口径上的不一致性,因此采用 1990~2004 年各地区科技支出作为 R&D 投入的替代变量。

3.1.3 国外的 R&D 存量 S_{it}^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。因此,笔者在实证研究中主要选取 G-7 国家及对我国 29 个省、直辖市影响比较大的韩国、新加坡、中国香港等 10 个国家(地区)为样本点。国外的 R&D 存量数据来自科技部统计处和文献[2],R&D 资本存量依据永续盘存法来估算,折旧率为 5%。

3.2 计量方法与实证结果分析

首先使用协方差分析来判断回归方程的类型,然后根据 Hausman 检验结果决定采用固定效应模型(FE)还是随机效应模型(RE)。

3.2.1 全国层面的技术溢出效应分析

表 1 给出了全国层面 29 个省、直辖市、自治区

表 1 面板数据分析模型选择

变量及检验值	不变系数模型	变截距模型	变系数模型
C	-0.8414(-22.22*)	-1.2164(-31.32*)	-1.379(-23.29)
$\ln(S^{ST})$	0.0478(4.288*)	0.1991(13.08*)	—
$\ln(S^{f-im})$	0.1514(14.749*)	0.0813(5.26*)	—
$\ln(S^{f-fdi})$	0.0288(3.3604*)	0.0499(6.173*)	—
调整前的相关系数 R^2	0.8382	0.9638	0.9903
调整后的相关系数 R^2	0.8369	0.9610	0.9869
F 检验	692.2	344.227	284.74
D.W. 检验	0.1283	0.611	1.314
残差平方和 S	15.30053	2.611277	1.869061

注:括号内数值为 t 检验值,*表示在 1% 的水平上是显著的,变截距模型和变系数模型采用固定效应(FE),采用截面加权最小二乘法, F 检验 $F_2 = \{ (S_3 - S_1) / (N - 1) \} / \{ S_1 / (N(T - k - 1)) \} = 20.47$; $F_1 = \{ (S_2 - S_1) / (N - 1) \} / \{ S_1 / (N(T - k - 1)) \} = 1.51$ 。

面板数据在不变系数模型、变截距模型和变系数模型假设下的分析结果及相应的检验值。

由表 1 可知, F_2 大于 5% 临界值, F_1 小于 5% 临界值, 因此, 在全国层面上可采用变截距模型进行分析。变截距模型分析主要有两种方法, 一是使用固定效应模型, 二是使用随机效应模型, 在计量分析中一般采用 Hausman 检验来判定固定效应模型和随机效应模型谁更有效 (Hausman 检验形式为: $H = [\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}]' K (\Sigma_{FE} - \Sigma_{RE})^{-1} [\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}] \sim \chi^2(k)$ 其中 $\hat{\beta}_{FE}$ 是固定效应模型的估计系数, $\hat{\beta}_{RE}$ 是随机效应模型的估计系数, $\Sigma_{FE} = \text{var}[\hat{\beta}_{FE}]$, $\Sigma_{RE} = \text{var}[\hat{\beta}_{RE}]$, H 服从自由度为 k 的 χ^2 分布, 若 $|H|$ 大于临界值, 则接受固定效应模型, 反之则接受随机效应模型)。

表 2 给出了全国层面 29 个省、直辖市、自治区面板数据的分析结果, Hausman 检验表明, 在 1% 的显著水平下接受固定效应。对全国层面数据固定效应模型进行分析, 可以得出: 我国国内科技投入和外国 R&D 的技术溢出对我国全要素生产率的提高都具有显著的促进作用, 其中国内科技投入对全要素生产率的弹性为 0.1991, 通过进口贸易传导的外国技术溢出效应为 0.0815, 通过 FDI 传导的外国技术溢出效应为 0.0499。可见, 国内科技投入对全要素生产率增长起着主导作用, 这说明: 国内科技投入是我国技术进步的主要因素, 通过进口渠道传导的外国 R&D 的技术溢出效应大于通过 FDI 渠道传导的外国 R&D 的技术溢出效应。

表 2 国内科技投入、国际 R&D 溢出与中国全要素生产率关系

变量及检验值	固定效应 (FE)	随机效应 (RE)
C	-1.2164 (-31.32*)	-1.2149 (-10.06*)
$\ln(S^{ST})$	0.1991 (13.08*)	0.2018 (10.60*)
$\ln(S^{f-im})$	0.0815 (5.26*)	0.0784 (4.04*)
$\ln(S^{f-di})$	0.0499 (6.173*)	0.0451 (4.16*)
调整前的相关系数 R^2	0.9638	0.8659
调整后的相关系数 R^2	0.9610	0.8649
F 检验	344.23	863.049
Hausman 检验	41.26#	41.26#

注: 括号内数值为 t 检验值, * 表示在 1% 的水平上是显著的, FE 和 RE 分析均采用广义最小二乘法, 并考虑横截面的异方差; # 表示通过了 1% 显著水平的 Hausman 检验, Hausman 检验的零假设是固定效应与随机效应的估计系数没有系统性差异。

3.2.2 我国东、中、西部地区技术溢出效应分析

按照我国区域划分的通常分类, 将全国划分为东部、中部、西部三个区域^①。东、中、西部地区面板数据的不变系数模型、变截距模型和变系数模型的

假设检验表明, 在区域层面上三个区域都可采用变截距模型进行分析^②, 分析结果见表 3。

表 3 的 Hausman 检验表明, 在 1% 的显著水平下东、中、西部都接受固定效应。对表 3 的结果进行分析, 可以得出如下结论:

a. 在东、中、西部各区域中, 区域内自身的科技投入对技术进步 (全要素生产率) 的影响表现出显著的正面作用, 而这种正面影响在我国中、西部欠发达地区比在东部相对发达地区表现得更加突出。在检验中, 东部地区科技投入对全要素生产率的影响弹性为 0.16, 而在中、西部地区科技投入对全要素生产率的影响弹性分别为 0.26 和 0.23。区域内自身科技投入对全要素生产率的影响呈现出中部最大、西部次之、东部最小的态势, 造成这种状况的一个合理解释是: 东部由于其较为雄厚的经济基础, R&D 水平一直走在我国前列, 目前已经处于“瓶颈”状态, 很难再突破以前 R&D 所发挥的巨大作用。而中、西部正处于起飞阶段, R&D 资本的投入会产生“规模递增”效应。同时说明欠发达地区技术进步更多地依赖自身的科技投入, 对外国技术溢出的接受能力有限。

b. 进口带来的国外 R&D 对各地区全要素生产率的弹性均为正, 东部最高, 西部次之, 中部最小。其中东部地区的进口渠道的 R&D 溢出效应为 0.1505, 中部地区的进口渠道的 R&D 溢出效应为 0.0122, 西部地区的进口渠道的 R&D 溢出效应为 0.0526, 但中部地区进口渠道溢出效应不显著, 没有通过 t 检验。

东部地区进口溢出的国外 R&D 存量对技术进步的影响较大, 其原因是随着中国与发达国家贸易的快速发展, 进口产品结构日益优化, 对技术吸收能力要求也相应提高。就技术吸收能力而言, 东部明显高于中、西部, 能较为充分地吸收进口产生的国外 R&D 溢出, 扩大了进口溢出的国外 R&D 存量对技术进步的贡献度。综合对进口依赖程度和技术吸收能力的分析, 进口溢出的国外 R&D 存量对东部的促进效应大于中、西部。西部地区进口渠道的外国 R&D 溢出效应大于中部地区进口渠道的外国 R&D 溢出效应, 我国西部地区的边境贸易活跃, 进口产品主要以初级产品为主。中部地区进口渠道的外国 R&D 溢出效应很小且不显著, 造成这种状况的原因还需要进一步分析和考察。

① 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省(直辖市); 中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 个省; 西部地区包括内蒙古、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 10 个省(自治区)。

② 区域层面的模型假设检验与全国层面的模型假设检验相同, 因此省去了检验过程。

表3 国内科技投入、国际 R&D 溢出与中国东、中、西部地区全要素生产率

变量及检验值	东部		中部		西部	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE
C	-1.3213 (-44.88***)	-1.3228 (-14.1***)	-1.2277 (-19.01***)	-1.1683 (-10.14***)	-1.2175 (-23.40***)	-1.1558 (-10.5***)
ln(S ST)	0.1580 (16.32***)	0.1722 (18.39***)	0.2604 (11.26***)	0.2346 (8.57***)	0.2289 (10.36***)	0.1962 (7.63***)
ln(S ^{Fim})	0.1505 (10.29***)	0.1385 (6.83***)	0.0122 (0.84)	0.0155 (0.94)	0.0526 (7.07***)	0.0626 (3.38***)
ln(S ^{Fli})	0.0323 (3.56***)	0.0320 (2.04**)	0.0793 (7.03***)	0.0790 (6.07***)	0.0094 (1.32*)	0.0127 (1.12)
调整前的相关系数 R ²	0.9730	0.9208	0.9336	0.8614	0.9514	0.7562
调整后的相关系数 R ²	0.9707	0.9193	0.9275	0.8578	0.9472	0.7512
F 检验	419.2	624.04	153.2	240.3	233.6	150.9
Huasman 检验		23.56 [#]		25.87 [#]		28.89 [#]

注:括号内数值为 t 检验值;* , * * , * * * 分别表示在 10% , 5% , 1% 的水平上是显著的 ; # 表示通过了 1% 显著水平的 Hausman 检验 , Hausman 检验的零假设是固定效应与随机效应的估计系数没有系统性差异。

c. 我国东、中、西部三个区域通过 FDI 渠道的外国 R&D 资本存量对全要素生产率的影响也为正 , 表明三个地区通过吸收 FDI 带来了正的技术溢出效应 , 但这种溢出效应都比较小 , 其中中部最大 , 为 0.0793 , 东部次之 , 为 0.0323 , 西部最小 , 为 0.0094。造成这一状况的原因 , 与我国吸收的 FDI 来源地有着密切的关系 , 同时与 FDI 在我国的地地区分布关系密切。

4 结 论

笔者利用改进的 LP 模型 , 通过 1990 ~ 2004 年中国各省份的面板数据分析了国内科技投入、通过进口贸易和 FDI 渠道的外国 R&D 资本存量对区域全要素生产率的影响。结果表明 , 各地区自身科技投入是推动各地区技术进步的最主要因素。因此 , 只有充分重视自身的科技创新能力的提升 , 才能真正实现经济增长方式的转变。通过进口贸易、FDI 渠道传导的外国 R&D 资本对地区技术进步的确能起到促进作用。但这种作用的大小和强弱与地区自身的科技发展水平有着密切关系。从接受外国技术溢出来看 , 存在一个人力资本的“ 门槛效应 ” , 中、西

部等欠发达地区由于没有完全迈过这一门槛而不能有效地吸收外国的技术溢出。

参考文献 :

- [1] BARRO R J , SALA-I-MARTIN X. 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 T D , HELPMAN E. International R&D spillovers [J]. European Economic Review , 1995 (39) : 859-887.
- [3] JORGE C , CARMELA M , FRANCISCO J V. International technology diffusion and its impact on economic growth [C] // European Economy Group Working Paper. Madrid : European Economy Group 2002.
- [4] LICHTENBERG F , POTTELSBERGHE de la P B. International R&D spillovers : a comment [J]. European Economic Review , 1998 42 (8) : 1483-1491.
- [5] 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.
- [6] 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.
- [7] 张军. 中国省际物质资本存量估算 : 1952 ~ 2000 [J]. 经济研究 2004 (10) : 53-62.

(收稿日期 2007-10-15 编辑 彭桃英)

(上接第 3 页)

参考文献 :

- [1] 丁民. 对南水北调工程管理问题的几点思考 [J]. 南水北调与水利科技 2003 , (4) : 10-11.
- [2] 徐迪. 水权转让中的利益冲突 [EB/OL]. [2006-10-18]. <http://info.water.hc360.com/2006/10/18162974123.shtml>.
- [3] 韩亦方. 也谈南水北调中线一期工程供水调度 [J]. 南水北调与水利科技 2007 , (3) : 3-5.
- [4] 阮本清 , 魏传江. 首都圈水资源安全保障体系建设 [M].

北京 : 科学出版社 2004.

- [5] 张郁. 南水北调中的水权交易市场构建 [J]. 水利发展研究 2002 (3) : 4-7.
- [6] 王新程. 水资源有计划市场配置理论 [M]. 北京 : 中国环境科学出版社 2005.
- [7] 高建锋. 省际分水方案基本完成 国家水权制度加速“ 破冰 ” [EB/OL]. [2007-06-25]. http://www.ce.cn/cysec/hb/gdxw/200706/25/t20070625_11920512.shtml.
- [8] 沈大军. 水管理学概论 [M]. 北京 : 科学出版社 2004.

(收稿日期 2007-11-30 编辑 张志琴)