

# 中国进口贸易技术溢出效应的实证分析

黄凌云<sup>1</sup>,徐磊<sup>1,2</sup>,陈明强<sup>1</sup>

(1. 重庆大学经济与工商管理学院,重庆 400044;2. 四川外语学院国际商学院,重庆 400031)

**摘要:**文章利用时间序列计量检验方法实证分析进口贸易技术溢出对中国技术进步的促进作用。协整检验结果表明国内研发投入、贸易伙伴国研发投入对于中国全要素生产率的提高具有显著的促进作用,然而国内研发投入比外国研发投入对TFP的影响要更加突出;误差修正模型分析结果表明国内研发投入对中国TFP的促进作用具有一定的滞后效应,而贸易伙伴国研发投入对中国TFP的促进不存在滞后效应;进一步的Granger因果检验表明国内与贸易伙伴国的研发投入都是中国TFP变化的Granger原因。

**关键词:**进口贸易;技术溢出;R&D;技术进步

中图分类号:F74

文献标志码:A

文章编号:1008-5831(2010)01-0053-06

## 一、引言

改革开放以来,中国进口贸易获得了飞速的发展。2001年中国进口贸易量达到2 436.1亿美元,是1990年的4.57倍,1995年的1.84倍。2001年12月中国正式加入世界贸易组织之后,中国对外贸易更进入了迅猛发展的阶段。据海关提供的数据显示,中国与前6大贸易伙伴的双边贸易额均超过千亿美元规模,与欧盟、美国的双边贸易分别突破2 000亿美元。自2002年以来,中国对外贸易发展已经连续4年保持20%以上高速增长,继2004年首次突破1万亿美元后,2005年更是达到14 221.2亿美元,比上年增长(下同)23.2%,相当于“十五”时期初2001年的2.8倍,其中进口6 601.2亿美元,增长17.6%。种种数据表明,中国已经成为一个经济比较开放且经济增长对国际贸易依赖度较高的国家<sup>①</sup>。在中国技术基础和创新能力不足而进口规模较大的现阶段国情下,充分利用进口贸易的技术溢出效应,促进国内技术进步是中国对外开放政策和技术进步政策的一个重要目标。改革开放以来,中国飞速发展的进口贸易对中国国内的技术溢出程度如何,效果怎样,又应该如何加以引导和改进呢?在全球化这一大背景下,这些问题对于中国加速技术进步和加快经济发展都具有重要的现实意义。笔者拟采用Lichtenberg and Potterie<sup>[1]</sup>提出的方法对Coe and Helpman<sup>[2]</sup>模型进行修正,利用时间序列计量检验方法实证分析改革开放以来进口贸易技术溢出对中国技术进步的促进作用。

## 二、实证模型及其数据

### (一)进口贸易技术溢出效应的实证模型

在关于进口贸易技术溢出效应的实证研究中,现有两个主流的研究方法:其

收稿日期:2009-09-22

基金项目:国家自然科学基金项目“国际技术溢出的动态门槛模式及政策研究”(70603035)

作者简介:黄凌云(1971-),女,汉,重庆人,重庆大学经济与工商管理学院副教授,博士,硕士研究生导师,主要从事国际技术溢出及区域经济研究。

①本节中有关中国进口贸易的数据主要摘自商务部网站(<http://www.mofcom.gov.cn>)和中国海关网站(<http://www.customs.gov.cn>)。

欢迎访问重庆大学期刊社 <http://qks.cqu.edu.cn>

一是关注于贸易对经济运行绩效的影响<sup>[3]</sup>。然而,在估计贸易对经济运行绩效的影响之前,有一个基本问题要解决,那就是进口贸易的内生性,因为一般而言,进口对经济绩效的回归并不能准确确定二者之间的关系,有些国家由于进口技术溢出以外的原因增长更快,而随着其经济实力的增强,这些国家会内生地扩大进口<sup>[4]</sup>。所以,单纯检验收入和进口之间的相关性并不能决定进口在技术溢出中的角色,直接检验与贸易相关的技术溢出对本国生产率的影响才是有效的方法。

另一个颇有影响力的方法是以 Coe and Helpman 为代表,利用国际 R&D 扩散回归模型来研究国外 R&D 对国内全要素生产率的影响<sup>[2]</sup>。他们采用一个直接的方法(下文简称 CH95 方法)检验进口组成对技术溢出的作用。该方法的假设是:在其他条件相同的情况下,那些大量从高技术国家进口的国家平均比那些从低技术国进口的国家获得的技术更多更好,即在前一种情形下存在更大的技术溢出效应,相应地,前一类国家较后一类国家应该有着更高的全要素生产率。模型设定如下:

$$\ln TFP_{it} = a_0 + a_1 \ln S_{it}^d + a_2 S_{it}^{f-CH} + \varepsilon_t$$

其中,  $i$  代表国家,  $t$  代表时间,  $\varepsilon_t$  代表随机扰动项,  $S_{it}^d$  代表国家  $i$  在  $t$  时的研发支出存量,  $S_{it}^{f-CH}$  表示用 CH95 方法计算出来的通过进口贸易渠道扩散的其他国家的研发支出存量,系数  $a_1$  表示  $i$  国国内研发资本存量对该国全要素生产率的弹性,  $a_2$  表示国外研发扩散对该国全要素生产率的弹性。而  $S_{it}^{f-CH}$  通过下式来计算:

$$S_{it}^{f-CH} = \sum_{j \neq i} \frac{M_{ijt}}{M_{it}} S_{jt}^d$$

式中  $M_{ijt}$  表示  $i$  国从  $j$  国进口的份额,  $M_{it} = \sum_{j \neq i} M_{ijt}$ ,  $\frac{M_{ijt}}{M_{it}}$  是双边的权数,反映了  $j$  国的研发对  $i$  国生产率的相对重要性。

通过检验技术溢出是否与从各贸易伙伴的进口份额有关,该模型在一定程度上解决了前面提到的贸易内生问题,因此提供了一个对贸易是否成为国际技术溢出渠道的更加直接而有利的方法,被广泛用于进口贸易技术溢出效应的检验<sup>[2,5-8]</sup>。但是对于该模型采用进口份额作为权数的做法,许多学者提出了争议和改造。

Lichtenberg and Potterie 指出<sup>[1]</sup>, Coe and Helpman 的估计建立在未适当指数化的数据之上,这种加权方法存在着“总量偏差”。例如,如果将两个国家合并成一个国家,按照 CH95 方法进行加权就会得出一个荒谬的结论,即合并后扩散的研发资本远

大于合并前两国分别扩散的研发资本存量之和。针对此, Lichtenberg and Potterie 提出新的加权方法(简称为 LP96 方法)对 CH95 模型进行了修正<sup>[1]</sup>。他们采用贸易伙伴的 GDP 将进口份额标准化,使用来源国的出口占来源国的比例作为权数进行检验,即:

$$S_{it}^{f-LP} = \sum_{j \neq i} \frac{S_{jt}^d}{Y_{jt}} M_{ijt}$$

式中,  $\frac{S_{jt}^d}{Y_{jt}}$  可以看作是表现了一国产出的研发资本密度。国内部分研究也使用这种加权方法<sup>[9-11]</sup>。

经过 LP96 方法修正后的 CH95 模型为:

$$\ln TFP_{it} = a_0 + a_1 \ln S_{it}^d + a_2 \ln S_{it}^{f-LP} + \varepsilon_t \quad (1)$$

笔者采用 LP96 方法计算国外研发存量的加权,以(1)式为基本检验模型,来考察国外研发扩散对中国全要素生产率的影响,此时所考察的  $i$  国(进口国)均为中国,因此在下文的分析中,(1)式中的下标  $i$  予以省略。

## (二) 数据处理与来源

### 1. 全要素生产率(TFP)的确定

假设生产函数符合科布一道格拉斯形式,即:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta$$

对两边取对数形式,得到:

$$\ln Y_t = \ln A_t + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t$$

从而全要素生产率(TFP)的对数形式由下式得到:

$$\ln TFP_t = \ln Y_t - \alpha \ln K_t - \beta \ln L_t$$

其中  $Y_t$ 、 $K_t$ 、 $L_t$  分别代表  $t$  年的国内生产总值、资本存量和劳动者人数,  $\alpha$  和  $\beta$  分表为资本和劳动力的产出弹性。对于资本存量( $K$ ), 论文参照 Yan Wang and Yudong Yao<sup>[12]</sup> 的做法, 1952 年的资本存量为 6 118. 04 亿元(1995 年不变价格), 再依据每年的固定资产投资额, 运用永续盘存法来计算中国每年的资本存量(1995 年不变价格):  $K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$ 。其中  $\delta$  为资本折旧率, 取值为 5%,  $I_t$  为每年的实际固定资产投资额(1995 年不变价格)。通过对  $Y_t$ 、 $K_t$ 、 $L_t$  的相关时序数据进行回归可以估计出平均资本产出份额和平均劳动力产出份额, 即  $\alpha$  和  $\beta$  约为 0.7 和 0.3。各年固定资产投资额、劳动者人数和国内生产总值的原始数据来自于《中国统计年鉴》有关各期, 其中各年实际固定资产投资额和实际国内生产总值按 Yan Wang and Yudong Yao 论文中的价格指数(1995 年不变价格)进行平减<sup>[12]</sup>。

### 2. 国内研发资本存量的确定

中国对研发支出进行统计是从 1987 年开始的, 因此论文分析所用的 1987 - 2005 年度国内研发数据取自中华人民共和国科技统计网站 (<http://www.kjstj.gov.cn>)

www.sts.org.cn),并利用国际货币基金组织(IMF)数据库(World Economic Outlook Database)中的价格平减指数转化为用1985年购买力平价衡量的研发投入金额。而论文分析中所用的1981-1986年度国内研发投入取自赵伟、汪全立通过自回归趋势模型外推所得数据<sup>[11]</sup>。

### 3. 国外研发存量 $S_t^{f-2p}$ 的确定

由于OECD国家的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国家,同时,从中国的对外贸易国别结构可以看到,中国历年的前十位进口来源地中,发达国家是主要部分,因此,作者的实证分析主要选取G-7国家为样本点,来考察中国从G-7国家的进口所产生的技术溢出效应。

论文中所使用的数据来源于各年的《中国统计年鉴》、《中国对外经济统计年鉴》、OECD网站(<http://www.oecd.org>)中Main Science and Technology Indicators, Paris, 2004, 2006和National Science Foundation, Division of Science Resources, National Patterns of R&D Resources, annual series。其中各国的R&D投入均按照OECD1995年为基

期的购买力平价换算;1991年以前的德国进口数据仅指原联邦德国;由于英国1982与1984年的R&D数据无法获得,故用其上下两年的均值代替。

## 三、进口贸易技术溢出效应的计量分析

### (一) 单位根检验

传统的时间序列分析在对经济变量进行研究时,通常都是假设所分析的时序数据满足平稳性要求,并在此基础上对经济计量模型中的参数作估计和假设检验,而一系列的分析表明,许多的宏观经济时间序列数据并不满足平稳性要求,即数据是非平稳的。对非平稳时间序列使用传统的估计方法来估计变量间的关系可能会导致错误的判断。因此,论文要做的第一件事,就是对有关的数据进行单位根检验,考察其平稳性。

从图1中可知,LTFP、LSD和LSF均呈上升趋势,变量数据具有明显随时间递增的特征,因此应选取包含常数项和线性时间趋势项的检验方程,检验结果见表1。可以看到,LTFP、LSD和LSF的ADF检验统计量均大于5%时的临界值,即在5%的显著性水平下,所有变量序列都是非平稳的。

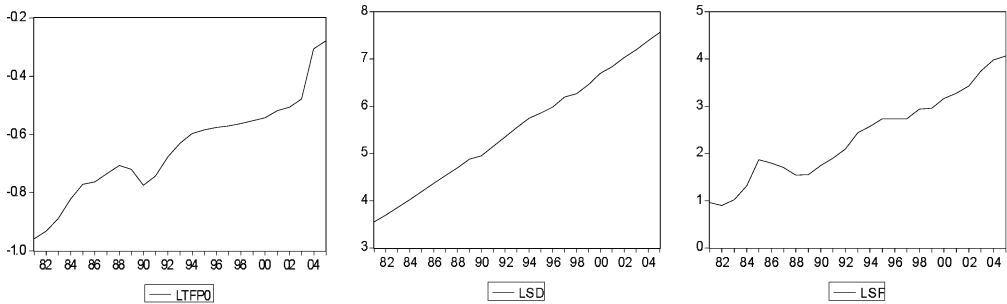


图1 LTFP、LSD和LSF时序图

表1 ADF单位根检验结果

变量	检验形式(C,T,K)	ADF检验统计量	5%临界值	结论
LTFP	(C,T,1)	-3.128 6	-3.621 9	不平稳
LSD	(C,T,1)	-2.492 8	-3.621 9	不平稳
LSF	(C,T,4)	-3.419 8	-3.659 1	不平稳
iLTFP	(C,N,1)	-3.229 1	-3.003 8	平稳
iLSD	(C,N,1)	-4.399 2	-3.003 8	平稳
iLSF	(C,N,3)	-4.120 7	-3.019 9	平稳

注:本表中的ADF检验采用Eviews软件计算,下文的统计计量结果均采用此软件。

对非平稳的时间序列进行普通最小二乘法(OLS)分析会产生“伪回归”问题,为使回归有意义,可对其进行平稳化,然后对差分序列进行回归。但是这样又会忽略了原时间序列包含的有用信息,而这些信息对分析问题来说往往是必需的。因此,对

这样的数据论文采用协整的分析方法。

对非平稳序列进行协整检验有一个前提条件,即要求这些非平稳序列是同阶单整的。通过进一步对各变量的一阶差分序列进行单位根检验,发现检验结果均已平稳,即它们都是一阶单整序列 $I(1)$ 。因

此,接下来可以进行协整分析,来检验各经济变量之间的长期关系。

## (二) 协整检验

正如前面所提到的,很多时间序列是非稳定的数据生成过程,那么由这些非稳定变量组成的系统是否存在一种长期的稳定关系?要研究这一问题,就必须借助以均衡分析为背景的协整理论。由于多数经济变量的时间序列都是一个  $I(1)$  的过程(即其本身是非平稳的,但经过一阶差分后是平稳的),因此可将协整关系定义如下:

假定  $x_t$  和  $y_t$  是两个非平稳的序列,且它们都是  $I(1)$  的过程,若存在一个非零的系数  $\alpha$ ,使  $y_t + \alpha x_t =$

$\mu_t$ ,且  $\mu_t$  是  $I(0)$  的,就说变量  $x_t$  和  $y_t$  之间存在协整关系,(1,  $\alpha$ ) 称为协整向量。这里是以两个变量为例来进行说明,以此类推,满足协整关系的序列个数可推广到多个。由上述定义可以看到,协整关系所隐含的实质含义是经济系统的长期稳定关系,而要描述这一关系,就必须求出协整向量。下面将借助 Johansen 所提出的极大似然法来解决上述问题。

在做 LTFP 与 LSD、LSF 的 Johansen 协整检验之前,先做协整方程中的内生变量对外生变量的 VAR 回归,由 AIC、SC 信息准则可知 VAR 模型的最优滞后阶数为 2,并且根据图 1 所示的数据特征,协整方程包含有截距项和确定性趋势,检验结果如下表所示。

表 2 Johansen 协整检验结果

LTFP 与 LSD、LSF(In VAR lags = 2)				
特征值	零假设	备择假设	似然比统计量	1% 临界值
0.790 6	$r=0$	$r=1$	47.044 6	35.65
0.436 4	$r \leq 1$	$r=2$	12.647 8	20.04
0.047 7	$r \leq 2$	$r=3$	1.026 0	6.65

注:  $r$  代表协整向量的个数。

在 Johansen 协整检验中,原假设为最多存在  $r$  个协整关系,备选假设是模型有  $r+1$  个协整关系。从表 2 所示结果可以看出:首先,在不存在协整关系的零假设下,似然比统计量为 47.044 6,大于 1% 临界值 35.65,因而拒绝不存在协整关系的零假设,即表明变量之间存在至少一个协整关系。其次,在最多存在一个协整关系的零假设下,似然比统计量为 12.647 8,小于 1% 的临界值 20.04,不能拒绝零假设。从而论文可以确定,变量之间存在唯一的协整关系,对应的协整方程为:

$$\text{LTFP} = -1.6719 + 0.2690 \text{ LSD} + 0.1952 \text{ LSF} \quad (2)$$

(0.0499)      (0.0669)

其中,括号内的数字表示系数的标准差。

上式表明国内 R&D 资本存量和国外 R&D 资本存量对中国全要素生产率的提高都具有正向的促进作用。国内 R&D 资本存量每增长 1 个百分点,可带动中国全要素生产率提高约 0.269 0 个百分点。通过进口贸易渠道扩散的国外 R&D 资本存量每增长 1 个百分点,可促进中国全要素生产率提高约 0.195 2 个百分点。因此通过基于进口贸易的技术溢出,国外研发活动有效的促进了中国全要素生产率的提高,这与 Coe and Helpman 和 Lichtenberg and Potterie 等的分析结论是一致的。同时论文也注意到,LSF 的系数小于 LSD 的系数,说明中国全要素生产率对于国内研发的弹性大于国外研发扩散的弹性,这说明对于中国全要素生产率的提升,本国研发活动的

影响大于国外研发活动的影响,这是因为国内研发的增加不仅对中国全要素生产率的提升有直接贡献,而且有助于促进国外先进技术的吸收和利用。

## (三) 误差修正模型

根据 Engle 定理,如果一组变量之间存在协整关系,则协整回归方程总是能被转换为误差修正模型(ECM: Error Correction Model)。协整关系只是反映了变量之间的长期均衡关系,误差修正模型的使用就是为了建立短期的动态模型以弥补长期静态模型的不足,它既能反映不同的时间序列间的长期均衡关系,又能反映短期偏离项长期均衡修正的机制。接下来论文用误差修正模型来研究变量之间的短期动态特征。

首先将协整关系式(2)写成数学表达式,并令其为 EC,得到:

$$\text{EC} = \text{LTFP} - 0.2690 \text{ LSD} - 0.1952 \text{ LSF} + 1.6719 \quad (3)$$

变量 LTFP 与 LSD、LSF 之间误差修正模型的一般形式为:

$$\Delta \text{LTFP} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta \text{LTFP}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta \text{LSD}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} \Delta \text{LSF}_{t-i} + \alpha_4 \text{ecm}_{t-1} + \varepsilon_t$$

其中,误差修正项  $\text{ecm}_{t-1}$  为协整方程的一阶滞后残差,其系数的大小表明了系统在短期内从非均衡状态向长期均衡状态调整的速度。一阶差分的滞

后期与协整检验相同,取滞后 2 阶。

论文根据一般到特殊的建模方法,从滞后 2 期开始逐渐排除不显著的变量,以对误差修正模型进行估计,估计结果如下:

$$\Delta LTFP = 0.2728\Delta LTFP_{t-1} + 0.1924\Delta LSD_{t-1} - 0.181ecm_{t-1} \quad (4)$$

(3.5886)            (-2.2753)            (-5.3885)

$R^2 = 0.8701$ ,  $D.W. = 1.9537$ , 括号中的数值是系数的  $t$  统计值。

上述检验结果中误差修正项系数  $ecm_{t-1}$  的符号为负,符合反向修正机制,表示滞后一期的非均衡误差以 0.1819 的速度从非均衡状态向长期均衡状态调整。变量 LSF 差分项的各阶滞后项系数不显著(已在误差修正模型中被排除),说明通过中国进口贸易渠道扩散的国外研发存量对中国全要素生产率的滞后效应不明显。TFP 差分项具有一阶滞后效应,且系数为正,表明全要素生产率的提高存在一定的状态依赖和反馈现象。国内研发存量差分项也有一阶滞后效应,且系数为正,说明国内研发投入存量的增加值存在一定的时滞作用。

#### (四) Granger 因果关系检验

协整检验结果可知变量之间是否存在长期的均衡关系,但这种关系是否构成因果关系还需要进一

步验证。Granger 和 Sims 提出的因果关系检验可解决此类问题,该检验是为了确定一个变量能否有助于预测另一个变量。Granger 因果关系检验的基本思想如下:如果变量  $X$  有助于预测变量  $Y$ ,即根据  $Y$  的过去值对  $Y$  进行自回归时,如果再加上  $X$  的过去值,能显著的增强回归的解释能力,则称  $X$  是  $Y$  的 Granger 原因(记为“ $X \Rightarrow Y$ ”);否则,称为非 Granger 原因(记为“ $X \nRightarrow Y$ ”)。

下面,借助 Eviews 软件进行 Granger 因果关系检验,以考察存在协整关系的变量之间是否存在因果关系,检验中涉及到滞后阶的选取,在对残差进行正态独立同分布诊断的基础上,经过反复试验,确定最优滞后阶为 2。

在滞后 2 阶的条件下,Granger 因果关系检验结果如表 3 所示。可知, $\Delta LTFP$ “不是  $\Delta LSF$  的 Granger 原因”和“ $\Delta LTFP$  不是  $\Delta LSD$  的 Granger 原因”这两条零假设不能被拒绝,而其他零假设都被拒绝,结合前面的协整检验结果,说明本国研发存量和外国研发存量增加分别是促进一国全要素生产率的提高的原因,而全要素生产率的提高分别不是本国与外国的研发存量增加的 Granger 原因。

表 3 Granger 因果关系检验结果

零假设	F-统计量	概率值	结论
$\Delta LTFP$ 不是 $\Delta LSF$ 的 Granger 原因	0.074 5	0.928 4	不拒绝
$\Delta LSF$ 不是 $\Delta LTFP$ 的 Granger 原因	2.289 6	0.131 6	拒绝
$\Delta LTFP$ 不是 $\Delta LSD$ 的 Granger 原因	0.234 2	0.793 6	不拒绝
$\Delta LSD$ 不是 $\Delta LTFP$ 的 Granger 原因	1.180 3	0.131 1	拒绝

#### 四、结论

笔者采用 Lichtenberg and Potterie(1996)提出的方法对 Coe and Helpman(1995)模型进行修正,用从进口来源国的进口量占来源国 GDP 的比例作为权重对进口来源国的 R&D 存量进行加权,结合时间序列计量检验方法对中国进口贸易技术溢出对技术进步的影响进行实证研究,得出以下结论。

其一,国内及贸易伙伴国的研发投入对中国技术进步都有显著的促进作用,而且国内研发投入对技术的促进作用更为突出。Johansen 协整检验显示:中国 R&D、外国 R&D 与中国 TFP 之间存在唯一的协整关系,即他们之间存在长期的稳定动态均衡关系;国内与贸易伙伴国的研发投入对于一国全要素生产率的提高具有显著的促进作用,而且本国研发投入比外国研发投入对 TFP 的影响要更突出。

些,这其中的原因可能是国外先进技术能否被中国吸收利用以提高本国全要素生产率在一定程度上取决于中国的技术需求与吸收能力;而国内研发投入的增加不仅对中国全要素生产率的提升有直接贡献,而且有助于促进国外先进技术的吸收和利用。

其二,国内研发投入对中国 TFP 的促进作用具有一定的滞后效应,而贸易伙伴国研发投入对中国 TFP 的促进不存在滞后效应,且国内及贸易伙伴国的研发投入都是中国 TFP 变化的 Granger 原因。误差修正模型的检验结果显示:中国全要素生产率和国内研发存量的差分项对中国的 TFP 有着正的一阶滞后效应,而国外研发存量差分项对中国 TFP 作用不显著,这说明进口贸易技术溢出对技术进步的促进很可能是只是即期的效应;中国自身的自主研发对技术进步的促进不仅存在即期效应还存在滞后效

应。Granger 因果关系检验结果显示,国内及贸易伙伴国的研发投入都是本国 TFP 变化的 Granger 原因。

#### 参考文献:

- [1] LICHTENBERG F, POTTERIE B P. International R&D spillovers: A re-examination[Z]. NBER Working Papers, 1996;5668.
- [2] COE D T, HELPMAN E. International R&D spillovers [J]. European Economic Reviews, 1995(39): 859-887.
- [3] EATON B, KORTUM S. Trade in ideas patenting and productivity in the OECD[J]. Journal of International Economics, 1996,40:251-278.
- [4] FRANKEL J A, ROMER D. Does trade cause growth? [J]. The American Economic Review, 1999, 89:379-399.
- [5] COE D T, HELPMAN E, HOFFMAISTER. North-South R&D spillovers [J]. European Economic Review, 1997, 107: 134-149.
- [6] SCHIFF M, WANG Y. Regional integration and technology diffusion: the case of the North America Free Trade Agreement [Z]. World Bank Policy Research Working Paper, 2003: 3132.
- [7] 方希群, 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.
- [8] 赖明勇, 袁媛. R&D, 国际技术外溢及人力资本:一个实证研究[J]. 科研管理, 2005(7): 62-67.
- [9] 黄先海, 石东楠. 对外贸易对中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.
- [10] 喻美群, 喻春娇. 中国进口贸易技术溢出效应的实证分析[J]. 国际贸易问题, 2006(3): 26-31.
- [11] 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.
- [12] WANG Yan, YAO Yu-dong. Sources of China's economic growth 1952-1999: incorporating human capital accumulation[J]. China Economic Review, 2003,14: 32-52.

## An Empirical Study on the Technology Spillovers of Import Trade in China

HUANG Ling-yun<sup>1</sup>, XU Lei<sup>1,2</sup>, CHENG Ming-qing<sup>1</sup>

(1. College of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China;  
2. School of International Law and Business, Sichuan International Studies University, Chongqing 400031, P. R. China)

**Abstract:** The time series analysis method is used to analyze the technology spillovers of import trade in China. The co-integration test demonstrates that the R&D expenditures of trade partners and China significantly promote China's technological progress, however, the domestic R&D expenditures' impact on technological progress is more prominent than the trade partners'; the error correct model analysis shows that there is a certain lagged effect upon the technology promotion of domestic R&D expenditures while there is no lagged effect upon the technology promotion of trade partners. The further Granger causality test shows that the R&D expenditures of trade partners and China are both the Granger reasons of the changes of TFP.

**Keywords:** import trade; technology spillovers; R&D; technology progress

(责任编辑 傅旭东)