

# 进口结构与技术进步:中国的经验证据

赵林海,叶灵莉

(华侨大学 商学院,福建 泉州 362021)

**摘要:**本文针对进口能否产生技术溢出从而促进进口国的技术进步或生产率提高这一问题,首先构造了进口结构指标及技术进步指标,然后对进口结构与技术进步的相互作用进行了协整分析和格兰杰因果关系检验。结果表明:资本品、中间品的进口均对技术进步有长期稳定的促进作用;我国进口存在技术溢出,且中间进口品的技术溢出作用较强,但进口结构与技术进步之间不存在双向因果关系,贸易结构改善与技术进步之间的良性循环并未形成。根据以上结论,本文提出了加强对外贸易、充分利用技术传递,将技术创新与技术传递有机结合,用竞争扶持代替关税保护这三项政策建议。

**关键词:**进口结构;技术进步;技术溢出;协整;格兰杰因果关系

**中图分类号:**F752.67 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-980X(2010)01-0019-05

## 1 文献回顾

考察进口能否产生技术溢出从而促进进口国的技术进步或生产率的提高是学术界近年来的研究热点。不同的学者构建模型的方法不同,得出的结论则不大相同。但大多数研究认为进口的技术溢出效应是存在的。

Coe 和 Helpman<sup>[1]</sup>基于 Grossman 和 Helpman 的“创新驱动”增长理论模型<sup>[2]</sup>,首次实证考察了进口对国际技术溢出和全要素生产率(total factor productivity, TFP)增长的影响。他们使用双边进口份额作为权重来测度国外 R & D 存量,分析贸易伙伴国的 R & D 如何通过进口这一国际技术溢出渠道影响本国的技术进步。Coe 和 Helpman 的模型的关键之处在于对国外 R & D 存量加权权重的处理,权重处理方法的差异可能导致不同、甚至相反的结论。Keller 把 OECD 国家中的美、英、日、德、法 5 国作为技术来源国,把其他 OECD 国家作为技术接受国,使用技术来源国与技术接受国间的距离来构造前述五国 R & D 的权重,实证结果表明,技术来源国的 R & D 活动通过进口对技术接受国全要素生产率的提高并没有显著的影响<sup>[3]</sup>。Jakob 将国内技术存量运用国内的人口数量进行标准化,将国外的技术存量用国外实际 GDP 进行折算,以人均进口量作为权重对国外 R & D 进行加权,采用 1983—2002 年 13 个 OECD 国家的面板数据,实证检验结果表明进口的技术溢出能够给 OECD 国家带来 200 % 的

TFP 增长<sup>[4]</sup>。Keller 从局部均衡的框架出发,在一个方程中分析贸易与生产率之间的关系,研究也表明,国外与国内公司的相互影响会提高生产率。通过国际经济活动进行学习,对欠发达国家的技术进步、生产率的提高非常重要。而学习的途径之一,就是通过使用国外已有的先进中间产品而获得技术的扩散,这种扩散, Keller 称之为被动的技术溢出(passive technology spillover)。这一技术溢出的途径是国际贸易和外商直接投资(FDI)<sup>[5]</sup>。Branstetter 则利用面板数据检验了美国和日本企业之间的技术溢出效应,结果表明,日本企业能从美国企业的 R & D 投资中获益;相反,没有证据表明美国企业从日本企业的 R & D 投资中获益<sup>[6]</sup>。可见,技术的溢出效应是不对称的,这也从实证角度说明了技术结构与禀赋结构间存在的内生关系。

迄今为止,关于我国进口与技术溢出的实证研究还为数不多。李小平和朱钟棣选择了中国 29 个省市 1990—2000 年的面板数据进行回归分析,采用协方差分析来检验国际贸易的技术溢出对我国的效应,研究结果显示,进口和全要素生产率增长显著正相关<sup>[7]</sup>。方希桦、包群和赖明勇使用 1978—2000 年的相关时间序列数据,利用协整分析与误差修正模型检验国际技术溢出对我国的影响,研究结果表明,我国进口在国际技术扩散过程中的确起着重要的传递渠道作用。进口在我国的经济活动中扮演着越来越重要的角色,大量的进口不仅带来了多样性的最终消费品,而且通过中间投入品和技术设备等间接

收稿日期:2009-06-03

基金项目:教育部科学技术研究计划重点项目(209148);泉州市社会科学规划重点项目(2008A-ZZ05)

作者简介:赵林海(1976—),男,黑龙江哈尔滨人,华侨大学商学院副教授,复旦大学应用经济学博士后流动站博士后,研究方向:技术经济与数量经济,中国技术经济研究会会员登记号:1031600667S;叶灵莉(1984—),女,福建霞浦人,华侨大学硕士研究生,研究方向:数量经济,中国技术经济研究会会员登记号:103010112A。

提升我国的技术水平<sup>[8]</sup>。袁欣和孙睿则利用中国 30 个省(自治区、直辖市) 1978—2003 年 26 年的面板数据对技术进步和贸易结构进行协整分析,结果表明,无论是从进口总量,还是从初级品、制成品角度考虑,进口均能促进我国的技术进步<sup>[9]</sup>。

需要指出的是,国内学者的研究存在几个问题:第一,使用总量经济数据分析贸易与技术进步的相互关系。根据新贸易理论,贸易收益更重要的在于动态收益,即贸易导致的内生在贸易品中的技术溢出效应<sup>[10]</sup>,而溢出效应的大小则与贸易结构有直接关系。因此,用贸易总量分析技术溢出效应并不能得到具体的影响结果。第二,部分学者将贸易商品结构分为初级产品和工业制成品,然后分析这两种贸易方式与我国技术进步的关系。本文认为这种分类方法并不能体现进口对技术的影响,这是因为初级产品和工业制成品中又分别包含有中间品、资本品和消费品,而进口品中对技术进步真正起作用的是中间品和资本品,因此在考虑贸易对技术进步的作用时,将贸易结构分为初级产品和工业制成品是不妥的。有鉴于此,本文将从贸易结构角度分析其对技术进步的作用,采用 Helpman 的分类方法,考虑中间品进口和资本品进口的技术扩散作用。

## 2 技术进步与进口结构指标的构建

一般而言,测度技术进步的方法大致有两类:一是基于生产函数的总量测度法,如丁伯根测度法、索洛余值法和丹尼森的知识进步测度法等;二是通过构造一套反映技术进步的指标体系来计算的指标体系法。由于指标体系法带有较大的主观性,而且受到可获得指标数据的限制,因此本文采用索洛余值法来计算技术进步率,即计算全要素生产率。

假定技术进步为希克斯中性,则将 Cobb-Douglas 生产函数  $Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta$  变形得到  $A_t = Y_t / (K_t^\alpha L_t^\beta)$ 。其中: $A_t$  表示第  $t$  年的技术水平,即全要素生产率; $Y_t$  为产出,用国内生产总值 GDP 表示,这里的总量 GDP 以 1978 年为基期折算; $L_t$  为劳动要素投入,用历年就业人数表示; $K_t$  为资本要素投入,用资本存量表示; $\alpha$  是劳动产出的弹性系数, $\beta$  是资本产出的弹性系数。由于目前我国还没有资本存量  $K$  的权威数据,故采用“永续盘存法”进行计算,公式为:

$$K_t = I_t / P_t + (1 - \delta_t) K_{t-1} \quad (1)$$

其中, $I_t$  为  $t$  年的名义投资,本文采用固定资本形成额来近似替代; $P_t$  为第  $t$  年固定资产价格指数,《中国统计年鉴》在 1993 年才开始每年公布这一指数,而且只有 1991 年之后的时间序列数据。1991

年前的数据有几种不同的处理方法,如用全国建筑材料价格指数来代替<sup>[11]</sup>,采用建筑安装折算指数和设备安装购置折算指数的加权平均来计算<sup>[12]</sup>,本文 1990 年之前的固定资产投资价格指数用商品零售价格指数近似代替; $\delta_t$  为第  $t$  年的固定资产折旧率,本文选用王小鲁和樊纲假定的 5%<sup>[13]</sup>,并以王绍光和胡鞍钢计算的 1978 年的资本存量 5500 亿元作为资本存量的初始值<sup>[14]</sup>。将以上数据代入式(1),可得  $K_t$  的值。

在进口商品中,对技术进步起重要作用的是中间品和资本品。因此,本文用资本品、中间品占 GDP 比重来测度进口结构指标。定义如下:

$$PAI = \text{中间品进口额} / \text{GDP}; \quad (2)$$

$$PAC = \text{资本品进口额} / \text{GDP}。 \quad (3)$$

公式中资本品、中间品和消费品的分类根据 BEC 国际贸易商品分类准则确定。

## 3 研究方法和数据

对于变量之间是否存在因果关系一般采用格兰杰因果关系检验(Granger causality test)。但 Granger 因果检验要求两个变量均具有平稳性,否则就可能出现“伪回归”现象。为此,需要对变量的单整性以及变量之间的协整关系进行检验。ADF 检验被广泛运用于检验总量是否具有平稳性,即宏观经济总量的时间序列数据是否具有单位根的趋势平稳性(trend-stationary)。如果变量是单整的且阶数相同,便可进行协整检验。当且仅当若干变量具有协整性时,由这些变量建立的回归模型才有意义。为了进一步确定变量间的因果关系,最后进行格兰杰因果关系检验,检验的基本原理是,如果变量  $X$  过去和现在的信息有助于改进对变量  $Y$  的预测,则说变量  $Y$  是由变量  $X$  格兰杰原因引起的。在实际分析中格兰杰因果检验的功效取决于最优滞后期数的确定,如果滞后期数随机确定,会导致检验结果的错误。本文中最优滞后期数的确定是按 SC 准则、AIC 准则与 LR 统计量确定。相关变量的处理采用 Eviews5.1 软件进行。

本文模型采用 1980—2006 年的年度统计数据,数据来源包括 1980—2006 年各年的《中国统计年鉴》、《中国对外贸易年鉴》、《中国对外经济统计年鉴》和《新中国 50 年统计资料汇编》。

## 4 实证检验结果与分析

### 4.1 单位根检验

为消除数据序列的异方差性,我们首先对  $TFP$ 、 $PAI$ 、 $PAC$  分别取对数,表示为  $\ln TFP$ 、 $\ln PAI$  和

LnPAC,然后对表1中变量进行ADF检验,检验结果如表1所示。由表1可知,LnTFP、LnPAI和LnPAC三个变量都是一阶单整过程。

表1 各变量的单位根检验

| 变量                     | 检验形式    | ADF 值   | 1 %临界值  | 5 %临界值  | 10 %临界值 | 检验结果 |
|------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|------|
| LnTFP                  | (c,0,3) | - 1. 85 | - 4. 50 | - 3. 66 | - 3. 27 | 不平稳  |
| $\Delta(\text{LnTFP})$ | (c,0,2) | - 5. 55 | - 3. 81 | - 3. 02 | - 2. 65 | 平稳   |
| LnPAI                  | (c,0,1) | - 2. 12 | - 3. 74 | - 2. 99 | - 2. 64 | 不平稳  |
| $\Delta(\text{LnPAI})$ | (c,0,1) | - 4. 86 | - 3. 77 | - 3. 01 | - 2. 64 | 平稳   |
| LnPAC                  | (c,0,2) | - 1. 39 | - 3. 79 | - 3. 01 | - 2. 65 | 不平稳  |
| $\Delta(\text{LnPAC})$ | (c,0,1) | - 3. 99 | - 3. 81 | - 3. 02 | - 2. 65 | 平稳   |

注: $\Delta$ 代表一阶差分。检验形式(c,T,K)中三个参数分别表示截距项、时间趋势项和滞后期;0表示不含趋势项;K为AIC取最小值时的期数。

4.2 协整检验

变量LnTFP、LnPAI和LnPAC均是一阶单整的,其一阶差分序列均已平稳,满足协整检验的前提。由于考察的变量多于2个,因此本文采用Johansen极大似然协整检验方法。为了进一步确定变量之间的关系,检验过程中依据变量特征建立VAR模型。建立VAR模型除了要满足平稳性条件外,还应该正确确定滞后期k。如果滞后期太少,误差项的自相关会很严重,并导致参数的非一致性估计。经过反复试验,如果AIC与SC的滞后期同时达到最小,则直接可以确定最优滞后期。否则,就难以直接通过AIC和SC准则进行确定。此时,应该考虑引入LR检验进行取舍。LR(似然比)统计量定义为:

$$L = - 2 / [ \log L_{(k)} - \log K_{(k+1)} ] \sim \chi^2 (N^2)。$$

其中, $\log L_{(k)}$ 和 $\log L_{(k+1)}$ 分别是VAR<sub>(k)</sub>和VAR<sub>(k+1)</sub>模型的极大似然估计值,k表示VAR模型中滞后变量的最大滞后期,LR统计量渐近服从 $\chi^2(N^2)$ 分布。显然,当VAR模型滞后期的增加不会给极大似然函数值带来显著性增大时,即LR统计量的值小于临界值时,新增加的滞后变量对VAR模型毫无意义。由于依据AIC准则和SC准则判定的最优滞后期不一致(根据AIC确定的滞后期数为k=3,根据SC确定的滞后期数为k=2),因此需要引入LR检验进行取舍,通过LR统计量确定VAR模型的滞后期数,经计算可得:

- 2[logL<sub>(1)</sub> - logL<sub>(2)</sub>] = 32. 13461 > 24. 996;  
- 2[logL<sub>(2)</sub> - logL<sub>(3)</sub>] = 17. 52697 < 24. 996。  
则依据LR准则最后确定的滞后期数为2。

利用White检验和JB检验进一步检验滞后期

表2 协整检验结果

| H <sub>0</sub> | 特征值       | 迹检验       | 5 %临界值    | 1 %临界值    | 原假设协整秩 r |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|
| r=0            | 0. 855590 | 64. 71493 | 35. 19275 | 41. 19504 | 没有协整秩 ** |
| r=1            | 0. 490012 | 20. 20760 | 20. 26184 | 25. 07811 | 至多1个协整秩  |
| r=2            | 0. 185535 | 4. 720154 | 9. 164546 | 12. 76076 | 至多2个协整秩  |

注:“\*”、“\*\*”表明在5%、1%的显著水平上拒绝原假设。

数为2的VAR模型,发现其拟合优度很好,残差序列具有平稳性,可确保模型最优性。进一步得到协整检验的具体结果,如表2所示。表2显示,在1%的显著性水平下拒绝了并不存在协整方程的原假设而接受了存在一个协整方程的原假设,这表明LnTFP、LnPAI和LnPAC在1%的显著性水平上存在一个协整方程,说明它们至少在最优滞后期内,各变量之间存在着一个长期稳定的均衡关系。根据向量误差修正模型得到均衡向量 $\lambda = (1. 000000, - 0. 438981, - 0. 575888, - 0. 828133)$ ,则协整方程为:

$$\text{LnTFP} = 0. 828133 + 0. 438981\text{LnPAC} + 0. 575888\text{LnPAI}。$$

从标准化的协整系数符号中可以看出,中间品进口与资本品进口同技术进步均呈正相关关系,从而验证了我国进口技术溢出效应的存在。从LnPAI和LnPAC的系数我们还可以看出中间品进口的技术溢出作用大于资本品进口的技术溢出作用。从我国实际考虑,这是因为中间产品大都由本国企业进口,我们对进口的中间产品如关键材料和设备等进行组装生产,在加工过程中摸索,了解这些中间产品的知识和技术窍门,更容易掌握这些中间产品所含的技术,技术溢出作用较大;相反大部分的资本品(例如,成套生产设备机械等)是由外商投资企业引进的,而外商投资企业中,独资企业又占了很大的部分,他们与国内企业联系较小,此外,外商投资企业大都采用“两头在外”经营模式,即生产的产品直接销售到国外,国内能学习到的技术较少。因此技术扩散作用受到一定的限制。

由于 1980—1990 年间我国经济环境和贸易制度等波动较大,为使结果更符合当前经济环境特征,模型更具现实意义,因此本文对 1990—2006 年间的数据进行协整检验,检验的方法和步骤与上述检验相同。检验结果如下:

$$\text{LnTFP} = 0.760448 + 0.619144\text{LnPAI} + 0.299239\text{LnPAC}。$$

从以上检验结果可以看出,无论是在 1980—2006 年间还是在 1990—2006 年间,进口均表现出较为稳定的技术溢出效应。进口在不同的样本区间内均对全要素生产率发挥正向积极作用,但贡献度存在差异。与 1980—2006 年的样本检验结果相比,在 1990—2006 年间,中间品进口作用增大,而资本品作用减小。一个可能的解释是经过 10 多年的改革开放及对企业自主研发投入的重视,国内企业已具备一定的技术模仿和吸收能力,因此,本国企业能更有效地利用、模仿和学习附着在仪器设备工艺流程软件等进口中间产品上的先进技术,中间产品带来的技术溢出作用加强。而资本品多为成套机械设备,一方面,资本品中蕴含的技术日益复杂化,不易模仿,从而影响到技术在国际范围中的扩散;另一方面,发达国家对知识产权的保护程度日益严格,对高技术产品知识产权保护意识增强。这两方面同时也解释了为什么资本品进口的技术溢出作用小于中间品进口的技术溢出作用。

4.3 格兰杰因果关系检验

协整检验只能检验变量之间是否存在长期的均

衡关系,并不能具体指出何为因、何为果。因此需要通过格兰杰因果关系检验进一步检验技术进步与贸易结构之间的因果关系方向。最优滞后期依据 AIC 和 SC 准则选择,检验结果见表 3。通过对表 3 的分析发现:首先,在 5 % 的显著水平上,中间品进口和资本品进口均是技术进步的格兰杰原因。由上面的分析可知,进口资本品和进口中间品在生产效率上高于国内资本品和中间品,本国经过模仿、学习、应用,最终会提高我国的全要素生产率。其次,技术进步不是贸易结构的格兰杰原因。我们引入先进技术、生产效率高的资本,不仅因为它能够促进我国技术进步、有利于我国积累资本,最终促进我国经济增长,还希望随着资本的积累、技术的进步,能够提升自身的动态比较优势,使自己的贸易产品结构不断升级,最终缩小自己与发达国家的差距。从格兰杰因果关系中我们可以看出  $\Delta\text{LnTFP}$  并不是  $\Delta\text{LnPAI}$  和  $\Delta\text{LnPAC}$  的格兰杰原因,技术进步还没有整体上改善我国的进口结构。再次,中间品进口与资本品进口互为因果关系。结合我国实际,这是因为我国中间品进口中技术密集型产品进口大幅度提高,使本国的技术水平提高,国内企业已具备一定的技术使用水平,这样引进的资本品(生产中的成套设备等)会得到较好的使用,资本品的回报率提高,对资本品的进口需求增大;同时,随着资本品进口增加,资本品所需的零件、附件及燃料等中间品的需求也会增加。

表 3 各变量间的格兰杰因果关系检验

| 零假设                                                 | F 统计量   | P 值     | 结论    |
|-----------------------------------------------------|---------|---------|-------|
| $\Delta\text{LnPAI}$ 不是 $\Delta\text{LnTFP}$ 的格兰杰原因 | 4.30737 | 0.02960 | 拒绝原假设 |
| $\Delta\text{LnTFP}$ 不是 $\Delta\text{LnPAI}$ 的格兰杰原因 | 1.20384 | 0.32308 | 接受原假设 |
| $\Delta\text{LnPAC}$ 不是 $\Delta\text{LnTFP}$ 的格兰杰原因 | 10.6794 | 0.00052 | 拒绝原假设 |
| $\Delta\text{LnTFP}$ 不是 $\Delta\text{LnPAC}$ 的格兰杰原因 | 0.07787 | 0.97100 | 接受原假设 |
| $\Delta\text{LnPAC}$ 不是 $\Delta\text{LnPAI}$ 的格兰杰原因 | 13.1278 | 0.00159 | 拒绝原假设 |
| $\Delta\text{LnPAI}$ 不是 $\Delta\text{LnPAC}$ 的格兰杰原因 | 7.43728 | 0.01263 | 拒绝原假设 |

5 结论及政策建议

本文分析 1980 年以来我国进口结构对技术进步的影响,计算 1980 年以来资本品、中间品进口比重及全要素生产率,利用协整检验及格兰杰因果关系检验分析三者之间的关系。分析表明:无论在 1980—2006 年还是 1990—2006 年,资本品进口、中间品进口均与技术进步之间存在正向关系,说明我国进口确实存在技术溢出效应;但不同的样本区间,进口的技术溢出作用是不同的,1990—2006 年间,中间品的溢出作用加强,而资本品的溢出作用减小,

这与日益完善的知识产权保护体系及技术复杂性加强是分不开的。从  $\text{LnPAI}$  和  $\text{LnPAC}$  的系数还可以看出,中间品的溢出作用远远大于资本品,大部分资本品进口是由外资企业进行的,与国内市场联系小,影响了技术溢出效应的发挥。格兰杰因果检验显示,进口是技术进步的格兰杰原因,但技术进步并不是进口的格兰杰原因,这说明双方的良性循环并未形成。

本文经验分析所蕴涵的政策建议是:

第一,加强对外贸易,充分利用技术传递。进口不仅为国内带来了多样性消费,而且进口的资本品、

中间品隐含着贸易伙伴的研发成果,进口这些产品会间接地推动我国的技术进步。实证结果表明,进口有利于我国的技术进步,为此,我国应该进一步改革外贸体制,扩大企业进口的自主权和范围,使企业直接参与国际竞争,利用技术扩散和溢出促进技术进步。

第二,将技术创新与技术传递有机结合。企业技术进步的战略有两种,一种是靠自己研究与开发技术制胜于入,获得先动者优势;另外一种是靠紧跟在创出新技术和新知识的领先者后面后发制人,获取跟随者优势。在世界技术发展的市场上,两类战略成功与失败的例子比比皆是。对我国而言,自主创新成本高、风险大,应该充分利用国际贸易作为技术传递和溢出的渠道,积极引进、学习和消化吸收国外现有的先进技术,并在此基础上进行再创新,使获得性技术进步与自创型技术进步相互融合,以较小的成本取得较大的收益。

第三,用竞争扶持代替关税保护。我国曾长期利用关税对高技术幼稚产业进行保护,结果并不理想。以计算机产业为例,我国劳动力成本低、素质高,具有软件开发的比较优势。但是,对计算机硬件的进口限制延缓了我国计算机使用的普及,从而减慢了软件开发技术的发展。而资源禀赋与我国相似的印度对计算机硬件的进口限制不多,现在已成为软件出口大国。因此,我国应变长期关税保护为短期竞争扶持。尤其是在世界贸易组织的框架下,未来我国势必会进一步降低关税,扩大竞争。国内市场的开放必然带来更多更先进的技术,给我国企业带来更多的学习机会。如何从技术进步、技术吸收效应出发来调整、优化我国的进口结构,将是今后我国进口政策制定的关键所在。

## 参考文献

- [1] COE D T, HELPMAN E. International R & D spillover[J]. *European Economic Review*, 1995, 39(5): 859-887.
- [2] GROSSMAN G, HELPMAN E. *Innovation and Growth in the Global Economy*[M]. Cambridge: MIT Press, 1991.
- [3] KELLER W. Geographic localization of international technology diffusion[J]. *American Economic Review*, 2002, 92(1): 120-142.
- [4] JAKOB B M. Technology spillover through trade and TFP convergence: 120 years of evidence for the OECD countries[Z]. EPRU Working Paper Series, 2006.
- [5] KELLER W. Trade and the transmission of technology[J]. *Journal of Economic Growth*, 2002, 7(1): 5-24.
- [6] BRANSTETTER L. Are knowledge spillovers international or intranational in scope? Microeconomic evidence from Japan and United States[J]. *Journal of International Economics*, 2001, 53(1): 5-79.
- [7] 李小平, 朱钟棣. 国际贸易的技术溢出门槛效应——基于中国各地区面板数据的分析[J]. *统计研究*, 2004(10): 45-52.
- [8] 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.
- [9] 袁欣, 孙睿. 贸易对中国技术进步影响的实证分析[J]. *价值工程*, 2007(1): 30-32.
- [10] GROSSMAN G, HELPMAN E. Trade, innovation, and growth[J]. *American Economic Review*, 1990, 80(2): 86-91.
- [11] 宋海岩, 刘涵楠, 蒋萍. 改革时期中国总投资决定因素的分析[J]. *世界经济文汇*, 2003(1): 44-56.
- [12] 谢千里, 罗斯基, 郑玉歆, 等. 所有制形式与中国工业生产率变动趋势[J]. *数量经济技术经济研究*, 2001(3): 5-17.
- [13] 王小鲁, 樊纲. *中国经济增长的可持续性*[M]. 北京: 经济科学出版社, 2000.
- [14] 王绍光, 胡鞍钢. *中国: 不平衡发展的政治经济学*[M]. 北京: 中国计划出版社, 1999.

## Import Structure and Technological Progress : Empirical Evidence from China

Zhao Linhai , Ye Lingli

(Business School , Huaqiao University , Quanzhou Fujian 362021 , China)

**Abstract :** Aiming at the research problem that whether import can cause technology spillover and then promote technological progress or the increase of productivity, this paper establishes the indexes about import structure and the indexes about technological progress, and makes the co-integration analysis and the Granger causality test for mutual effects between import structure and technological progress. The empirical results show that: the import of capital goods and intermediate goods have long-term stable promotion on technological progress; there exists technological spillover in China's import, and the technological spillover effect of intermediate import goods is stronger, but there doesn't exist mutual causal relationship between import structure and technological progress, and a virtuous circle between the improvement of trade structure and technological progress haven't been formed. Based on the above conclusions, it puts forward three relevant policy suggestions that are strengthening foreign trade and making full use of technology transfer, combining technological innovation and technology transfer, and replacing tariff protection by competition support.

**Key words :** import structure; technological progress; technology spillover; co-integration; Granger causality