

FDI、技术进步与技术壁垒形成 ——基于中国 1992~2012 年的经验数据分析

刘 燕

(新乡学院商学院, 河南 新乡 453000)

摘 要: FDI能够促进东道国的经济发展和技术进步, 而技术的进步可能会带来技术监督标准的衍生和提高, 映射在国际贸易领域就是技术壁垒的形成。FDI与技术进步的关系学界基本达成共识, 即FDI能够促进东道国技术进步, 而FDI、技术进步与技术壁垒之间是否存在联系尚待研究检验。基于我国1992~2012年相关数据的实证分析表明: FDI引起的技术进步对我国技术壁垒形成的贡献率较大, 且随着时间推移, 这一贡献率呈现平稳上升趋势, 但上升的趋势逐渐减缓, 即边际贡献率递减。

关键词: FDI; 技术进步; 技术贸易壁垒; 格兰杰因果检验

中图分类号: F746.17

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2014) 06-0074-11

改革开放30多年来, 外商直接投资(FDI)的壮大促进中国经济的腾飞。FDI的重要作用体现在提供资金来源、改善投资效益、扩大产出、增加利税、引进先进技术、提升人力资源等许多方面。1992年邓小平南巡讲话再次确认改革开放的方针, 自此FDI的范围突破了特定地区向全国范围展开, 我国对外开放不断深化。1995年7月11日, 中国正式提出加入世界贸易组织(WTO)的申请, 2001年12月11日我国正式加入WTO, 成为其第143个成员。

FDI不仅为我国经济发展带来了资本, 还在很大程度上促进了技术进步和管理革新。根据大样本调研, 绝大多数跨国公司在中国直接投资中提供了母公司的先进或比较先进的技术, 在较多领域填补了国内空白。同时外商投资企业与中国科技人员广泛进行合作研究和技术开发, 并对本土员工进行多层次培训, 对中国工业技术进步作出突出贡献(江小涓, 2002)。^[1]FDI对东道国技术进步主要表现为溢出效应, 实际效果会因路径选择而不同(傅元海等, 2010)。^[2]总体而言, 外商直接投资对我国技术进步起正效应, 技术溢出无论正向还是逆向均为正(王滨, 2010)。^[3]随着经济发展, 我国还出现了外向型FDI。这种FDI流量与要素生产率变化间的相关性分析表明, 外向型FDI对我国技术进步的影响同样存在(赵伟等, 2006)。^[4]

收稿日期: 2013-04-28。

基金项目: 国家社科基金项目“国内市场发展与提升我国对外贸易国际竞争力策略研究”(项目编号: 10CYJ052)。

作者简介: 刘燕, 女, 新乡学院商学院副教授, 博士, 研究方向: 国际贸易理论与实践。

一、研究综述

行为经济学家对FDI的经济意义作出了解释。Mundell (1957) 认为FDI与短期组合国际投资有很大的不同, 不同点至少体现在两个方面。首先, 外国直接投资主要关注的不一定是国际资本的流动性, 它可以部分地在东道国国内提供资金 (例如有合资企业的情况下)。其次, FDI通过资本转移还能带来管理技能和技术知识的外溢。Kojima和Oshawa (1984) 在Mundell基础上发展出“微观”和“宏观”模型用以解释要素禀赋和无形资产下的贸易政策和产业政策。当某个国家有一个比较劣势的产品, 或当其比较优势被侵蚀时, 应允许外国技能或资本结合东道国因素, 降低该产品生产成本。但当有形和无形的贸易壁垒造成各国之间的资本流动障碍时, 模型失去应用预测能力。^[5]

传统贸易理论中, 无论是李嘉图模型、赫克歇尔—俄林模型还是希克斯的分析, 都将技术视为外生变量进行考量。进入20世纪60年代, Posner (1961) 提出的技术差异理论、Vernon (1966) 提出的产品生命周期理论开始将技术作为内生变量考虑进贸易理论的分析之中。20世纪80年代, 新贸易理论开始将规模经济、不完全竞争、技术进步与经济增长等因素结合, 分析技术进步与国际贸易以及经济增长之间的关系。Krugman (1979, 1987) 提出了“干中学”, 指出技术外溢的技术进步在国际间传播的差异及由此带来长期国际分工模式。Markusen (1985)、Lucas (1988) 和Grossman (1990) 提出了后进国家通过鼓励技术外溢获得巨大利益的可能。就如何利用外商投资带来的技术外溢, Coe (1995)、Lichtenberg (1998) 提出技术创新与研究开发 (R & D)。^[6]技术差距形成的贸易模式与变化对各国经济影响巨大, 所以在国际间自然形成了博弈态势。Krugman (1996) 和Yanagawa (1993) 解释了技术差距的存在。Sato (2001) 和Suzuwa (2002) 运用战略博弈分析技术溢出现象。

在国际贸易领域, FDI是突破技术贸易壁垒的重要途径之一。发展中国家对发达国家的逆向FDI能够获取先进技术而且可以利用内部化交易跨越技术壁垒占领市场 (邹祥波, 2006)。^[7]外商直接投资有利于提高技术模仿率在东道国技术进步中的重要作用, 对我国跨越发达国家的贸易壁垒具有积极作用 (申朴, 2009)。^[8]FDI也有可能是东道国技术贸易壁垒形成的外因之一。东道国由于技术进步, 对维护国家或区域安全、保障人类健康和安全、保护动植物健康和安全、保护环境、保证产品质量等方面提出更高的要求, 采取一些强制性或自愿性的技术性措施或颁布法规, 从而形成技术性贸易壁垒 (杨波, 2006)。^[9]

我国对外贸易技术壁垒 (TBT) 通报始于2002年, 当年通报数为9项, 随后呈现明显上升趋势。对我国这样一个高贸易依存度的发展中国家, 在积极参与国际分工

和贸易自由化进程之中,在不断扩大对外开放的同时如何运用技术性贸易壁垒加强产业安全保护意义深远(张海东,2006)。^[10]WTO框架下关税和其他传统贸易壁垒不断消除和规范,技术贸易壁垒逐渐成为贸易保护的重要手段(张秀娟,2006),技术壁垒不仅可以保护本国市场,还可以通过博弈克服他国贸易壁垒(徐睿霞,2008),另外发达国家对我国的FDI可能会带来质量和环保问题,需要建立健全技术贸易壁垒避免不良产业和产品的转移(于立新,2009)。^[11]于是他们提出构建技术贸易壁垒的路径选择。

技术壁垒形成机制在于各国间技术标准差异和克服信息不对称、外部效应等对进口国居民、资源和环境的不良影响。WTO的《贸易技术壁垒协议》明确规定TBT通报应以客观事实为依据,符合WTO基本原则。Hayek(1967)曾指出社会生活往往呈现“人类行动的结果,而非人类设计的结果”。我国技术贸易壁垒的形成与发展可能也存在类似情况,推动技术壁垒形成的原因很大程度是FDI带来的技术进步,而非张秀娟、徐睿霞和于立新等提出的人为制度设计。基于此推论,本文将采用Granger方法对我国1992~2012年相关数据进行实证检验与分析。

二、相关变量序列统计描述和平稳性检验

(一) 数据性质描述

在WTO框架下,各成员国在制定或修订现行技术法规、强制性标准、合格评定程序及措施时,必须在法规颁布60天前向WTO秘书处通报。TBT通报制度旨在促进贸易国间信息沟通和技术协调,能够客观反映出某国技术壁垒的状况。因此,本研究使用中国对外TBT通报数作为描述我国技术壁垒形成的依据。技术壁垒的形成依靠TBT通报的累积,所以因变量设定为TBT通报数的累积数据,下文以TBT表示。

$$TBT_n = \sum_{i=2002}^n tbt_i \quad (1)$$

FDI引起的技术进步(FTP)使用我国FDI累积金额乘以相关系数 β , β 值的选取通过对各行业年均技术进步率与外企工业占全行业工业技术进步的比重进行回归分析得到。根据经验 β 取值0.0285,反映出进入门槛、挤出效应和跨国投资活跃度因素影响下的外商直接投资对我国技术进步的贡献(江小涓,2002)。

$$FTP_n = \sum_{i=1992}^n \beta \cdot FDI_i \quad (2)$$

为降低样本数据的异方差,分别对TBT和FTP取对数值,得到LnTBT和LnFTP。值得注意的是,2002年我国开始对外通报TBT,所以之前的LnTBT不存在。考虑到技术进步和技术贸易壁垒都随时间累积形成,故将FTP样本数据初端设定为我国FDI起飞点1992年,当年我国FDI实际利用额累积为343.55亿元。

表1 LnTBT 和 LnFTP 时间序列数据

年份	LnTBT	LnFTP	年份	LnTBT	LnFTP
1992	—	2.281	2003	3.367	4.959
1993	—	2.870	2004	3.892	5.073
1994	—	3.305	2005	5.517	5.176
1995	—	3.636	2006	5.762	5.272
1996	—	3.909	2007	6.127	5.376
1997	—	4.139	2008	6.460	5.491
1998	—	4.327	2009	6.727	5.592
1999	—	4.468	2010	6.798	5.698
2000	—	4.593	2011	6.894	5.803
2001	—	4.720	2012	6.972	5.895
2002	2.197	4.846			

数据来源：根据《中国统计年鉴》及中国技术性贸易措施网（<http://www.tbt-sps.gov.cn>）数据计算所得。

（二）数据序列的平稳性检验

根据计量经济学的一般规定，不平稳的时间序列不能直接进行回归分析，往往需要通过协整检验验证各变量之间是否存在协整关系，即变量之间是否存在长期稳定的内在联系。

1. ADF检验 ADF检验即单位根检验，是检验数据序列的平稳性，如果存在同阶平稳的话，就可以对它们进行协整检验。根据数据平稳性检验步骤，首先需要运用ADF检验确定 LnTBT 和 LnFTP 时间序列数据是否稳定。通过利用Eviews5.0工具对相关数据进行ADF检验，其中滞后长度取值选用样本数开根号确定，检验结果见表2。

表2 LnTBT 和 LnFTP 的ADF检验结果

变量	ADF 检验值	检验形式 (C, T, L)	临界值(1%)	P 值	结论
LnTBT	0.667526	(0,0,0)	-2.937216	0.8345	非平稳
Δ LnTBT	-10.56539	(0,0,0)	-5.119808	0.0002	平稳
LnFTP	0.321374	(0,0,0)	-2.937216	0.7496	非平稳
Δ LnFTP	-13.84765	(0,0,0)	-5.119808	0.0000	平稳

根据ADF检验结果可知，在1%的显著性水平下，技术贸易壁垒与FDI引致的技术进步的一阶差分序列都具有平稳性，两者都是一阶单整序列 $I(1)$ ，故可进行协整检验。

2. 协整检验 非平稳序列会带来伪回归问题，协整检验可以有效检验数列之间是否存在伪回归的因果关系。根据Granger提出的协整检验方法，以 LnTBT 为因

变量, LnFTP 为自变量模拟回归方程并进行协整检验。

首先利用最小二乘法得到 LnTBT 与 LnFTP 关系的回归方程以及相关统计量:

$$\text{LnTBT} = 4.3286\text{LnFTP} - 17.7688 \quad (3)$$

$$t\text{值} \quad (7.143) \quad (-5.440)$$

$$R^2=0.85, F=51.025, DW=0.581w$$

由式(3)可发现: LnTBT 和 LnFTP 的OLS回归方程拟合优度为85.01%, 拟合效果较好, t 统计量、 F 统计量均通过显著性检验。

接下来检验 LnTBT 和 LnFTP 的 OLS 回归方程残差的平稳性。用 μ_t 表示回归方程的残差:

$$\mu_t = \text{LnTBT} - 4.3286\text{LnFTP} + 17.7688 \quad (4)$$

对 μ_t 进行 ADF 单位根检验可检查其平稳性, 结果如下:

表3 残差 μ_t 的ADF检验结果

变量	ADF 检验值	检验形式 (C, T, L)	临界值(1%)	P 值	结论
μ_t	-2.283570	(0,0,0)	-2.886101	0.0029	平稳

根据表3可知 μ_t 的ADF检验量值小于1%显著水平的临界值, 从而可以判断 μ_t 是平稳序列。结果说明序列 LnTBT 和 LnFTP 具有协整关系, 即在特定时期内技术贸易壁垒与FDI引致的技术进步具有长期的均衡关系。FDI引致的技术进步对技术贸易壁垒的长期边际效用为4.3286, 表明当FDI引起的技术进步每增加1%, 技术贸易壁垒将会相应地提高4.3286%。

(三) 误差修正模型 (ECM)

建立 LnTBT 与 LnFTP 的误差修正模型如下:

$$\Delta \text{LnTBT}_t = m + \rho \mu_t + \sum_{i=1}^k (\alpha_i \Delta \text{LnFTP}_{t-i} + \beta \Delta \text{LnTBT}_{t-i}) + v_t \quad (5)$$

对式(5)利用经验数据进行试回归, 逐步去掉各项的滞后阶数不显著的变量, 直到所有变量都显著, 估计出的ECM模型为:

$$\Delta \text{LnTBT}_t = -0.6273 + 0.2269 \Delta \text{LnTBT}_{t-1} + 9.4285 \Delta \text{LnFTP}_t - 0.3582 \mu_{t-1} \quad (6)$$

$$t\text{值} \quad (-0.2275) \quad (0.5879) \quad (0.3566) \quad (-0.8859)$$

由ECM模型的估计结果可知, 回归方程拟合度较高, 统计量 t 和 F 均通过显著性检验。误差修正模型 μ_{t-1} 的系数为-0.3582, 符合反向修正原则, 这说明短期非常均衡状态逐渐向长期均衡状态趋近。短期内 $\Delta \text{LnTBT}_{t-1}$ 的系数为0.2269, 表明前期的TBT通报对当期的技术壁垒形成具有较弱的正向作用, 主要原因在于我国的技术贸易壁垒起步较晚。 ΔLnFTP_t 的系数为9.4285, 短期内我国FDI引发的技术进步平均每提高1%, 技术贸易壁垒将提高9.4285%。短期内FDI引发的技术进步对技术贸易

壁垒增长系数高于长期增长系数（4.3286），这反映出我国20多年的FDI引起的技术进步积累，在“入世”后10年时间内引发TBT快速增长。

三、格兰杰因果检验

通过数据序列平稳性检验得出 LnTBT 与 LnFTP 变量间存在长期稳定关系，而对二者间因果关系的检验则要用到格兰杰（Granger）因果检验法。下面将按照格兰杰因果检验的基本步骤依次进行实证分析。

（一）因果关系检验

由于格兰杰因果检验对滞后期的变化非常敏感，所以能够成为研究经济变量间中短期关系的可靠工具。^[12]因果关系的判定可根据检验结果的F统计量与P值的大小进行。一般而言，F统计量越大说明可靠性越高，同时P值的大小可衡量检验的置信度水平。如P值小于0.05则表明在95%的置信区间下因果关系成立，反之不成立。通过利用Eviews计量工具，以滞后两期取P值检验经验数据，得到 LnTBT 与 LnFTP 之间的Granger因果关系检验结果如表4。格兰杰因果关系检验结果表明：在5%的显著性水平上，FDI引发的技术进步是技术贸易壁垒形成的格兰杰原因，而技术贸易壁垒不是FDI引起的技术进步的原因。

表4 格兰杰因果关系检验结果

原假设	样本数	F 统计量	P 值	结论
LnTBT 不是 LnFTP 的格兰杰原因	9	1.32492	0.55111	接受原假设
LnFTP 不是 LnTBT 的格兰杰原因		1515.06	0.0188	拒绝原假设

（二）VAR模型

VAR模型是研究两个变量之间互动关系的重要方法，它刻画了每个时间序列对所有时间序列滞后项的回归。构建 VAR 模型过程中，滞后期的选择问题显得尤为重要，选择不同的滞后期，结果也会不尽相同。利用Eviews工具计算出滞后期数为0~3期的 LnTBT 和 LnFTP 的VAR模型，其统计量LogL、LR、FPE、AIC、SC及HQ的检验结果如表5所示。

表5 VAR模型计算结果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-6.040939	NA	0.020506	1.786875	1.830703	1.692295
1	30.84675	49.18359*	1.45e-05*	-5.521500	-5.390017	-5.805240
2	35.47419	4.113279	1.58e-05	-5.660931*	-5.441792*	-6.133831*

注：*表明滞后期根据此标准选择。

由表5看出，在滞后期为1期时，LR、FPE、AIC、SC及HQ等5项中有4项达到最小值，由此可判断滞后1期为最优滞后期。通过Eviews工具构造 LnTBT 和 LnFTP 的

VAR (1) 模型特征值图 (图1) , VAR (1) 模型所有特征值均小于1, 且都位于单位圆内。

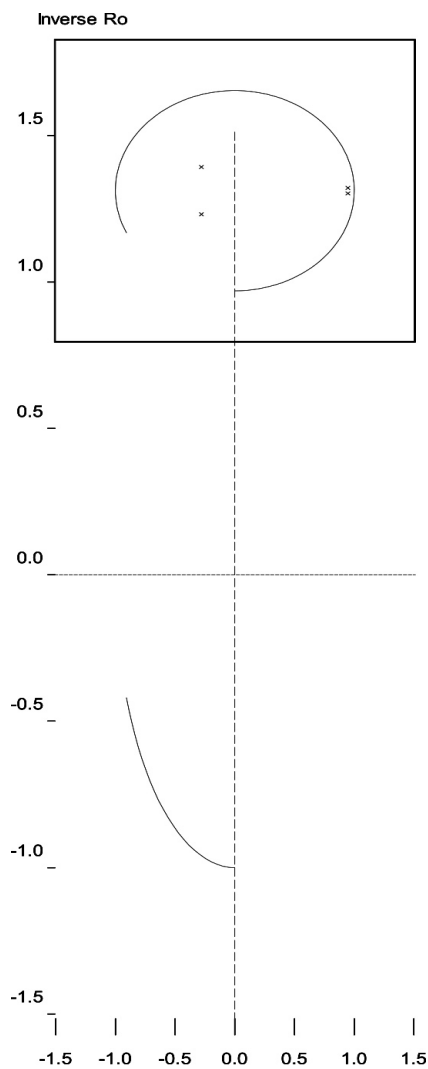


图1 VAR (1) 模型特征值图

根据VAR (1) 模型特征值图可以判定VAR (1) 模型是稳定的, 从而可得到LnTBT 和 LnFTP 的VAR (1) 模型如下:

$$\begin{aligned} LnTBT = & 4.7756 + 0.3354LnTBT_{t-1} + 0.4897LnTBT_{t-2} \\ & + 15.0477LnFTP_{t-1} - 15.9419LnFTP_{t-2} \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} LnFTP = & 0.2459 + 0.996LnFTP_{t-1} - 0.0237LnFTP_{t-2} \\ & - 0.0067LnTBT_{t-1} + 0.0083LnTBT_{t-2} \end{aligned} \quad (8)$$

通过式(7)和式(8)的回归模型可发现,对于技术贸易壁垒而言,近期和较早期的技术贸易壁垒积累对后期技术壁垒形成都起到正相关作用,而近期技术进步对其影响为正,较早期技术进步的影响为负。这说明在统计数据包含的时期内,前期技术壁垒的出台对后续技术贸易壁垒的形成以开拓效应和诱导效应为主导,我国技术贸易壁垒尚存较大提升和完善空间。近期的技术进步对技术壁垒存在诱发效应,而较早的技术外溢可能起到阻碍作用,原因在于较早期的外溢出的技术工艺随时间变化而变得落后,故在出现新的技术工艺时,较早的外溢技术对技术标准的提升带来阻力,表现在国际贸易领域就是降低TBT的发生。

对FDI带来的技术进步而言,近期的技术进步对当期的影响为正,较早期的技术进步影响为负,原因同样来自于随时间变化带来的技术更新。近期技术贸易壁垒对技术进步影响为负,较早期影响为正,说明技术贸易壁垒在短期内会在较小程度上(相关系数值较小)成为技术进步阻碍,但是随着时间的沉淀正效应逐渐占据主导地位。

(三) 脉冲响应分析

协整关系和格兰杰因果检验结果表明:两变量之间存在因果关系,但不能够说明两变量之间因果关系的强度和路径,也无法说明变量的变动之间的因果关系。下面将采用广义脉冲影响函数法研究和分析FDI引起的技术进步与技术贸易壁垒这两个变量变动之间的因果关系与发展路径。

由技术进步与技术贸易壁垒的冲击反应图(图2)可知,技术壁垒对自身冲击的响应在短期内和长期内都比较敏感,呈平缓上升趋势;FDI引起的技术进步对自身的冲击响应呈平缓下降趋势。FDI引起的技术进步对技术壁垒形成的冲击响应为正,响应强度随着滞后期的加长呈现出平稳增长。从作用时滞上看,在一定时期内,FDI引起的技术进步对技术壁垒形成具有较为强烈的推动作用。从效应大小看,在一定时期内,在技术贸易壁垒形成过程中,FDI引起的技术进步起着主要作用。

综上所述,FDI引起的技术进步对技术壁垒形成的冲击一直为正,一定时期内冲击的影响达到最高点,随后上升的趋势逐渐减缓,并趋于下降,表明FDI引起的技术进步造就了我国技术贸易壁垒的形成,这也进一步证明了FDI引起的技术进步与技术壁垒形成之间存在稳定的相关性,且具有边际效用递减的趋势。

(四) 方差分解分析

通过运用计量工具Eviews5.0软件进行方差分解分析,对我国FDI引起的技术进步对技术壁垒形成的影响程度和贡献度进行分析。在LnTBT与LnFTP的VAR(1)模型的基础上,对LnTBT的标准误差(S.E.)进行方差分解,由方差分解表(表6)可将我国技术贸易壁垒的10个样本期的标准误差分解成技术贸易壁垒(LnTBT)和FDI引起的技术进步(LnFTP)贡献的比重变化情况。

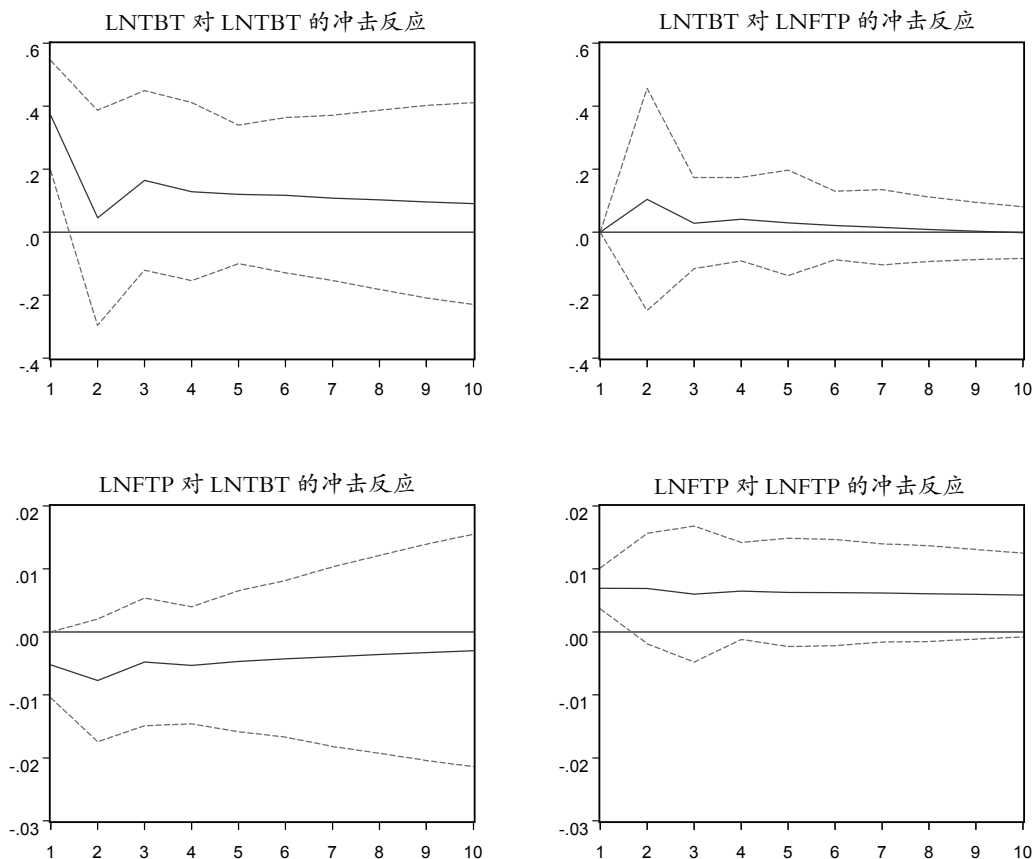


图2 LnTBT 和 LnFTP 冲击反应图

表6 LnTBT 与 LnFTP 方差分解表

LNTBT 方差分解表				LNFTP 方差分解表			
时期	S.E.	LNTBT	LNFTP	时期	S.E.	LNTBT	LNFTP
1	0.370578	100.0000	0.000000	1	0.008664	36.52043	63.47957
2	0.387539	92.81621	7.183786	2	0.013479	47.76039	52.23961
3	0.421864	93.48947	6.510530	3	0.015505	45.61583	54.38417
4	0.442800	93.24094	6.759055	4	0.017620	44.40321	55.59679
5	0.459670	93.31738	6.682616	5	0.019275	42.98694	57.01306
6	0.474855	93.54326	6.456744	6	0.020701	41.53011	58.46989
7	0.487273	93.76985	6.230154	7	0.021953	40.14993	59.85007
8	0.498026	94.00499	5.995010	8	0.023052	38.82398	61.17602
9	0.507274	94.21711	5.782889	9	0.024030	37.57120	62.42880
10	0.515285	94.39464	5.605364	10	0.024905	36.39357	63.60643

根据方差分解表可知, FDI引起的技术进步对我国技术贸易壁垒形成的贡献比重第2期为33.87539%, 第3期为42.1864%, 第4期为44.28%, 此后逐年增加, 直到第10期为51.5285%。这表明FDI引起的技术进步对我国技术壁垒形成的贡献率较大, 且在一定时期内随着时间推移贡献率呈现平稳上升趋势。

四、结论

根据定义, 技术贸易壁垒首先是贸易保护的手段, 应满足两个条件: 设置的对象是较大规模的进口商品, 同时符合技术标准的替代品在国内外较大规模存在, 能够满足国内需求。在开放经济条件下, FDI对发展中国家会产生收入效应、环境效应和技术溢出效应, 这些都会对技术壁垒形成产生影响, 其中技术进步效应是最直接也是最重要的因素。因为FDI带来的技术进步往往填补国内空白, 生产的产品能够替代部分进口品并满足国内需求, 技术溢出还会促进国内幼稚产业的产生和发展。总之, FDI产生的技术进步对发展中国家的技术壁垒而言, 既是充分条件, 也是必要条件。在国际贸易领域, 逆向FDI是突破技术贸易壁垒的重要手段, 但在发展中国家开展的FDI很少给投资国带来技术进步, 并且发展中国家的技术贸易标准普遍低于FDI的投资国(原因一是技术原因, 二是WTO的基本原则如公正、透明、非歧视等), 所以投资国对我国的FDI不包含突破技术壁垒的目的。理论分析印证了实证分析的结果, 即FDI引发的技术进步是技术贸易壁垒形成的格兰杰原因, 而技术贸易壁垒不是FDI引起的技术进步的格兰杰原因。

技术壁垒的形成是一个渐进和积累的过程, 每一期的TBT通报既填补了技术标准空白, 也为后期工作的延续打下基础, 我国2002~2013年1,000多项TBT通报充分证明了这一关联。世界范围内技术贸易壁垒体系的成熟和我国“入世”时间较短互相作用, 促进了10年来我国技术贸易壁垒体系的迅速发展。但其根源却是改革开放以来FDI带来的技术进步积累的结果。体现在脉冲分析中, 就是特定时期内FDI引起的技术进步对技术贸易壁垒形成起着主要作用。随着时间的推进, 井喷式的发展必将结束并进入平稳发展的路径上来。未来FDI引起的技术进步对技术壁垒的影响达到最高点后, 其上升的趋势逐渐减缓, 并趋于下降, 呈现边际效用递减的趋势。

通过以上分析可得出: FDI引起的技术进步对我国技术壁垒形成的贡献率较大, 且在一定时期内随着时间推移其贡献率呈现平稳上升趋势。对我国的启示在于: 首先, FDI带来的技术进步是设置技术壁垒的重要依据; 其次, 应摒弃通过提高技术贸易壁垒门槛诱导FDI的幻想, 同时不应以TBT为工具开展贸易争端博弈; 最后, 技术贸易壁垒的设置应始终遵循WTO的基本原则, 任何歧视、非公正和不透明的TBT都会引起贸易摩擦, 带来不应有的冲突。

参考文献:

- [1] 江小涓, 李蕊. FDI对中国工业增长和技术进步的贡献[J]. 中国工业经济, 2002, (7).
- [2] 傅元海, 唐未兵, 王展祥. FDI溢出机制、技术进步路径与经济增长绩效[J]. 经济研究, 2010, (6).
- [3] 王滨. FDI技术溢出、技术进步与技术效率[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (2).
- [4] 赵伟, 古广东, 何元庆. 外向FDI与中国技术进步: 机理分析与尝试性实证[J]. 管理世界, 2006, (7).
- [5] Hamid and Hosseini. An Economic Theory of FDI: A Behavioral Economics and Historical Approach [J]. The Journal of Socio-Economics, 2005, 34(3).
- [6] James, B., Ang. Research, Technological Change and Financial Liberalization in South Korea [J]. Journal of Macroeconomics, 2010, 32(2).
- [7] 邹祥波, 蔡仲辉. 逆向型FDI理论探索[J]. 科技信息, 2006, (10).
- [8] 申朴, 尹翔硕. 技术进步与技术贸易壁垒的跨越: 基于模仿视角的分析[J]. 当代财经, 2009, (4).
- [9] 杨波. 技术进步、技术性贸易壁垒与国际贸易定义系统研究[D]. 武汉: 华中科技大学经济学院, 2006.
- [10] 张海东. 技术性贸易壁垒与中国产业安全[M]. 上海: 上海财经大学出版社, 2006.
- [11] 于立新. 我国建立进口技术性贸易措施的问题与对策研究[J]. 宏观经济研究, 2009, (1).
- [12] 余雪峰. 外商直接投资对山东出口贸易总额的影响——基于虚拟变量、协整及格兰杰检验的实证研究[J]. 企业经济, 2011, (2).

FDI, Technological Progress and Technical Barriers to Trade: An Empirical Analysis Based on the 1992~2012 Data in China

LIU Yan

Abstract: FDI can promote the economic development and technological progress of the host country. Technological advances may bring a technical supervision criteria derivative and upgrade, which maps the formation of technical barriers in the field of international trade. The relationship between FDI and technological progress has basically reached a consensus that FDI can contribute to the technological progress of the host country. It still needs research and verification whether there is any relevancy among FDI, technological progress and technical barriers. In this paper, empirical analysis based on the 1992~2012 data shows that the technical progress makes a big contribution rate to the formation of technical barriers in China. And as time goes on, the contribution rate presents a steady rising trend. But the uptrend has been slowing down gradually, i.e., the marginal contribution rate decrease.

Key words: FDI; technological progress; technical barriers to trade; Granger causality test

(责任编辑: 张建华)