

进口贸易、技术外溢与内生经济增长^{*}

陈 刚 尹希果 黄凌云

摘要：国际贸易是发展中国家获取国际间外溢技术的一个重要渠道，其对提升发展中国家技术水平、加速经济增长具有重要作用。采用 1992-2005 年的省级面板数据对中国的进口贸易对经济增长的影响进行的经验分析研究发现，中国的进口贸易显著地与经济增长正相关，且二者之间互为 Granger 因果关系，但进口贸易对经济增长的影响存在人力资本的“门槛”，同时，地区间进口商品结构上的差异使得各地区进口贸易与人力资本的结合效应也存在明显差异。

关键词：进口贸易 技术外溢 内生经济增长 门槛效应

一、引言

发展中国家要想快速实现工业化和可持续的经济增长，就必须能够以最低廉的成本来获取技术的进步。但究竟以何种方式来达到这一目的，许多发展经济学家均对此给予了高度的关注。以 Solow 为代表的新古典增长理论较早地对此进行了尝试，但其高度强调资本积累是经济起飞的首要条件的理论在第二次世界大战后各国的实践中均未取得成功。20 世纪 80 年代中期兴起的内生增长理论强调技术进步是经济增长的源泉，并进一步将技术内生化，建立了各类技术进步的变量，无疑再次对发展经济学起到了极大的推动作用。内生增长理论高度强调发展中国家从发展国际贸易中所获得的技术溢出效应对本国技术进步的重要作用，并把国际贸易同创新一起视作技术进步的发动机（Grossman and Helpman, 1991）。

Coe 等（1997）分析了国际贸易促进技术进步的途径：国际贸易给予技术落后国模仿技术前沿国技术的机会，而模仿是一个“干中学”技术进步的过程；进口新的中间产品能通过投入产出效应提升进口国生产率；国际贸易增进了进口国之间关于产品设计、生产方法和市场等信息的了解从而提升各国的劳动生产率；进出口使各国避免重复劳动而改善全球范围内的研发活动效率。国际贸易还通过影响进出口

国的要素市场而间接影响技术创新的成本和技术进步，但这个效果是不能确定的，其结果可能会促进技术进步，也可能阻碍技术进步。另外，技术的进口直接带来了进口国技术的进步；出口商对产品的演示和推销过程会带来技术的外溢；出口国接受进口国的市场反馈提升自己的技术；源于进口的产品竞争也会促使出口国的技术进步。大量的经验研究也支持了国际贸易显著地提高了进口国的全要素生产率和经济增长（Coe and Helpman, 1995, 1997; Coe, et al., 1997）。

中国作为一个发展中的大国，利用国际技术溢出来提升自身的技术水平、加速经济增长是一条很重要的途径。国内学者大都强调外商直接投资（FDI）的技术溢出效应及其对中国经济增长的重要作用，却较少关注国际贸易——特别是进口贸易的技术外溢效益，且仅有的相关研究也并没有取得一致性的结论。方希桦等人（2004）采用 1982-2000 年国家层面的时间序列数据首次实证了基于进口贸易传导机制的国际技术溢出对中国全要素生产率（TFP）的影响，他们的研究结果显示贸易研发国的 R&D 投入对中国全要素生产率的提高具有显著的促进作用；符宁（2007）和佟家栋、彭支伟（2007）的研究也找到了支持进口贸易促进我国 TFP 增长的经验证据（前者的样本区间为 1987-2005 年，后者为 1981-2005 年）。与之相反，胡兵、乔晶（2006）以

^{*} 本文受国家自然科学基金（编号：70603035；主持人：黄凌云）和国家社会科学基金（编号：07XJY029；主持人：胡兵）资助。本文的一个早期版本以工作论文的形式发布在 FED 论坛上，作者感谢刘燕副教授对本文写作的建议以及匿名审稿人提出的修改意见，当然，文责自负。

1978-2003 年时序样本的研究却发现进口与 TFP 以及经济增长间并不存在显著的 Granger 因果关系。其实,时间序列估计技术有效性的适用前提是大样本信息量(Campbell and Perron, 1991),这些学者研究中所采用的样本量过小难免会对其研究结论的稳健性造成负面影响。此外,李小平、朱钟棣(2004, 2006)以及李平、崔喜君(2007)等学者以地区或行业面板数据为样本的研究同样有值得商榷的地方,很重要的一点在于他们并没有给予解释变量的内生性以足够的关注,因为单方程模型中所有的解释变量均有可能是内生变量,而解释变量的内生性将会导致他们的估计结果是有偏的。

本文的研究目的在于检验进口贸易的技术溢出效应对中国经济增长的影响。我们采用的样本数据为 1992-2005 年中国各省级截面组成的面板数据,为了克服解释变量的内生性问题,动态面板回归估计技术一阶差分 GMM 估计将被采用。该方法不仅避免了因遗漏一些必要的解释变量所导致的估计偏误,而且在一定程度上控制了双向因果关系引起的内生性问题(Arellano and Bond, 1991)。同时,中国各省级单位的异质性问题我们也将给予关注,因为已有的研究发现 FDI 的技术外溢存在人力资本的“门槛效应”(Borensztein, et al., 1998),进口贸易的技术溢出效应同样需要东道国具备相应存量的人力资本才能吸收,而中国各地区经济发展水平的差异产生的是各地区进口商品结构的差异,不同的进口商品结构相应地需要不同层次的人力资本与之契合,因此,检验各地区需要具备何种层次的人力资本才能更好地吸收进口贸易中的外溢技术也是本文关注的重点和创新之一。

本文余下部分安排如下:第二部分是对进口贸易的技术外溢从而促进增长的理论模型推导;第三部分是以中国的经验数据对进口贸易与经济增长关系构建相应的计量模型以及相关变量和数据说明;第四部分是本文的计量分析和结果说明;第五部分是全文的结论。

二、理论模型

本文在借鉴 Barro 和 Sala-i-Martin (1995) 的“干中学”知识外溢模型的思想,构建进口贸易技术外溢的内生增长模型。假设东道国企业具有如下的劳动增进型技术的生产函数:

$$Y_i(t) = A(t) [K_{id}(t)]^\alpha [K_{if}(t)]^\beta [A^*(t) L_i(t)]^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

其中 $0 < \alpha < 1, 0 < \beta < 1, 0 < 1 - \alpha - \beta < 1$ 为份额参数,其分别表示投入要素的产出弹性; $A(t)$ 为与进口贸易无关的外生技术进步,以恒定速率 g 增长; $K_{id}(t)$ 为第 t 期投入的国内中间产品数量, $K_{if}(t)$ 为

生产所需的国外中间产品投入品数量; $L_i(t)$ 为企业雇佣的劳动力人数。为了集中研究进口贸易的技术外溢效应,本文假定 $A^*(t)$ 为只取决于进口国外中间品数量的技术进步,其与国内中间投入品无关。

$$A^*(t) = \frac{K_f(t)}{L_i(t)} \quad (2)$$

从(1)式和(2)式来看,如果 $K_f(t)$ 和 $L_i(t)$ 不变,则每个生产企业都会面临着 $K_{id}(t)$ 和 $K_{if}(t)$ 的边际报酬递减。但如果每个企业都扩大国外中间产品的投入 $K_{if}(t)$,使得 $K_f(t)$ 相应上升,从而产生外溢效应,使所有企业的生产率都得以提高,这就为内生增长理论奠定了基础。

假设每个企业都小到可以忽略自身 $K_{if}(t)$ 和 $L_i(t)$ 对总 $K_f(t)$ 和 $L(t)$ 的贡献,且每个竞争性的企业都把投入要素的价格视作给定的,并假定 $K_{id}(t)$ 和 $K_{if}(t)$ 具有相同的折旧率,则根据利润最大化和零利润条件有:

$$\frac{\partial Y_i(t)}{\partial K_{id}(t)} = \alpha A(t) [K_{id}(t)]^{\alpha-1} [K_{if}(t)]^\beta \left[\frac{K_f(t)}{L_i(t)} \right]^{1-\alpha-\beta} = r_d(t) + \delta \quad (3)$$

$$\frac{\partial Y_i(t)}{\partial K_{if}(t)} = \beta A(t) [K_{id}(t)]^\alpha [K_{if}(t)]^{\beta-1} \left[\frac{K_f(t)}{L_i(t)} \right]^{1-\alpha-\beta} = r_f(t) + \delta \quad (4)$$

$$\frac{\partial Y_i(t)}{\partial L_i(t)} = (1 - \alpha - \beta) A(t) [K_{id}(t)]^\alpha [K_{if}(t)]^\beta \left[\frac{K_f(t)}{L_i(t)} \right]^{-\alpha-\beta} = w(t) \quad (5)$$

其中, $r_d(t)$ 、 $r_f(t)$ 分别为国内和国外投入品的租金, $w(t)$ 为工资率, δ 为折旧率。

假设消费者遵循标准的拉姆齐消费模型,即无限寿命的家庭最大化如下跨期效用:

$$U = \int_0^\infty e^{-\rho t} \frac{C(t)^{1-\theta} - 1}{1-\theta} dt \quad (6)$$

其中 $C(t)$ 为 t 时刻国内人均消费; ρ 为消费偏好的时间贴现率,其值越大,则相对于现期消费,家庭对未来消费的估价越小; θ 为相对风险厌恶系数。假设人口增长率为 0,则当一个家庭直接从事生产活动,(6)式满足如下约束条件:

$$\dot{k}(t) = (1 - \beta)y(t) - c(t) - \delta k_d(t) \quad (7)$$

其中, $y(t)$ 表示 t 时刻的人均产出, $k_d(t)$ 为国内资本, $c(t)$ 为人均消费, $\beta y(t)$ 是支付给国外中间产品的报酬。建立汉密尔顿函数,并最终求解欧拉方程为:

$$-\theta \frac{\dot{c}(t)}{c(t)} = -\alpha(1 - \beta) A(t) [k_d(t)]^{\alpha-1} [k_f(t)]^\beta \left[\frac{K_f(t)}{L(t)} \right]^{1-\alpha-\beta} + \rho + \delta \quad (8)$$

最终求解得到国内人均消费的增长率 $r_c(t)$ 为:

$$r_c(t) = \frac{\dot{c}(t)}{c(t)} = \frac{1}{\theta} \left\{ \alpha(1 - \beta) A(t) \left[\frac{K_f(t)}{k_d(t)} \right]^{1-\alpha} - \rho - \delta \right\} \quad (9)$$

由(9)式可以看出, $r_c(t)$ 取决于惟一的内生变量: 国外中间产品投入量与国内中间产品投入量的比例 $k_f(t)/k_d(t)$, 只要满足(10)公式所示的关系, 经济就会长期增长下去。且国外中间投入品所占的比例越大, 经济增长越快。

$$\alpha(1-\beta)A(t)[K_f(t)/k_d(t)]^{1-\alpha} > \rho + \delta$$

..... (10)

三、计量模型的设定和变量数据说明

本文将检验进口贸易同经济增长之间的计量模型设定为如下形式:

$$\text{LogGDP}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Import}_{it} + \alpha_2 \text{HC}_{it} + \alpha_3 \text{Im-HC}_{it} + \psi X_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{..... (11)}$$

在(11)式中, 下标 i 和 t 分别表示第 i 个省份和第 t 年, 其中 LogGDP 为人均 GDP 的对数值, 是代表各地区经济增长的变量。人均 GDP 是经 GDP 平减指数调整后的以 1978 年为基期的真实人均 GDP。

Import 为商品进口总额占当年 GDP 的比例。由于制成品进口贸易的技术外溢特征显著强于初级产品进口贸易的技术外溢, 因此国外学者在研究进口贸易对全要素生产率以及经济增长的影响时, 一般都采用机械和设备进口、商品和服务等中间产品的进口占 GDP 的比例作为解释变量 (Coe and Helpman, 1995; Coe, et al., 1997), 但是由于我们无法得到中国各地区中间产品进口的统计数据, 因此最终只能选取商品进口总额占 GDP 的比重这一指标。这个指标同时也有其积极的一面, 因为不仅只有中间产品的进口才具有技术溢出效应, 最终消费品的进口对东道国的技术进步同样具有积极效应 (Coe, et al., 1997)。

HC 为人力资本存量。衡量人力资本是一件比较困难的事情, 国外学者认为劳动力平均受教育年限是一个较好衡量人力资本的指标 (Barro and Lee, 2003), 但我们无法找到可以推算各地区劳动力平均受教育年限的数据, 因此只能放弃这一指标方法。国内学者大都采用各级学校在校生人数或毕业生人数占总人口的比例作为衡量人力资本的指标, 但我们认为这一指标方法并不能很好地衡量一地区的人力资本水平, 由于各级学校毕业生的流动性很大, 因此在校生人数和毕业生人数并不一定转化为当地的人力资本。我们最终选取了具有小学以上文化程度人口占 6 岁及 6 岁以上人口数的比例 (HC_1) 和具有中小学文化程度人口占 6 岁及 6 岁以上人口的比例 (HC_2) 两个指标来衡量人力资本的存量。

Im-HC 为 Import 和 HC 两个变量的交互项。我们以其来检验进口贸易同人力资本结合对经济增长的影响, 同时检验中国进口贸易技术外溢是否存在人力资本的“门槛效应”。

X 是一组控制变量。本文参考 Barro 和 Sala-i-

Martin (1995) 给出的选取政策变量的建议以及参考国内其他文献对控制变量的选取, 最终选取了以下三个指标:

(1) 政府消费占 GDP 的比例 (Gov)。该变量衡量了政府对当地经济活动的干预程度, 理论上同经济增长之间是负相关关系。其实严格来说, 这里的政府消费应该扣除用于基础设施建设和发展当地科教文化等有利于经济增长的支出项, 但是同样因为缺乏各地区政府支出的详细分类统计数据, 我们最终也放弃了这一做法。

(2) 外商直接投资占 GDP 比例 (FDI)。外商直接投资是国际技术外溢的另一个主要渠道, 本文选取该指标来检验当控制住 FDI 对经济增长的影响后, 进口贸易对经济增长的影响会不会发生显著的变化。

(3) 东部地区虚拟变量 (Eastern)。大量的研究都强调了东部沿海地区所拥有的更接近国际市场的地理优势是其经济增长水平明显快于中西部地区的一个重要原因 (Dénurget, 2001; Dénurget, et al., 2002)。同时, 自改革开放以来, 受国家经济发展战略的影响, 东部沿海地区无论是在外资引进还是税收政策方面中央政府都给予了极大优惠。因此我们设置东部地区虚拟变量来捕捉地区间一些不可观测和难以量化的因素对经济增长的影响。东部地区虚拟变量的设置为: 属于东部沿海地区的省市取值为 1, 其他省市取值为 0。

由于海南和西藏这两个样本数据缺失较严重, 本文将其删除, 同时重庆市直到 1997 年才直辖, 我们按照传统的做法将其归入了四川省。因此本文最终收集了 1992-2005 年全国 28 个省级单位的面板数据进行经验分析。本文所采用的基础数据中, 进口总额来源于国家经济信息网 (www.cei.gov.cn), 衡量人力资本的两个变量来源于历年《中国人口统计年鉴》。其他基础数据 1998 年及以前均摘自《新中国五十年统计汇编》, 1998 年以后摘自 2000-2006 年《中国统计年鉴》。

四、计量分析及结果说明

(一) 全国水平上的进口贸易与经济增长关联性分析

由于面板数据同时包括了截面数据和时间序列数据, 较容易产生异方差性和序列相关问题, 因此本文首先使用估计联立方程模型的似不相关方法对回归模型进行估计, 估计结果见表 1。在表 1 的模型

中我们只纳入了进口和东部沿海地区虚拟变量, 估计结果显示, 这两个变量对经济增长均具有显著的正向作用。模型 和模型 中我们依次将 HC_1 和 HC_2 两个指标用来衡量一地区人力资本水平的变量纳入回归模型, 从模型 的估计结果来看东部

地区虚拟变量和人力资本变量 HQ_1 对经济增长具有显著的正向作用,与预期一致,而此时进口变量显著为负,其与人力资本变量 HQ_1 的交叉乘积项显著为正,这表明中国进口贸易对经济增长的影响似乎存在人力资本的“门槛”,其值为 0.64。模型 中,人力资本变量 HQ_2 和东部沿海地区虚拟变量 Eastern 也均显著为正,与预期一致。但此时进口变量显著为正,其与人力资本变量的交互项却显著为负,这似乎表明中国的进口贸易同具有中学及以下文化水平的劳动力结合效益很小,其对经济增长甚至具有负向作用。模型 和模型 中,我们纳入了外商直接投资和政府消费两个控制变量,从模型估计结果来看进口变量仍然对经济增长具有显著的正向影响,其他关键变量的符号也并没有恶化的迹象,但是 FDI 和 Gov 两个变量的符号却与预期不符。造成这种结果的原因可能是因为进口变量为模型中的内生变量,因此导致模型的估计结果是有偏的。

为了克服变量的内生性问题,我们使用三阶段最小二乘法和一阶差分广义矩阵法对回归模型重新进行了估计,估计结果见表 2。从表 2 的估计结果看,3SLS 估计结果中外商直接投资变量的符号已变为正,但是并不显著,而政府消费变量符号为负,与预期仍然不一致。而在 GMM 估计中,政府消费变量显著地与经济增长负相关,其他解释变量的符号也都与预期一致,同时模型的拟合优度也有所改善。

由于 GMM 估计不仅克服了变量间的内生性问题,而且消除了不可观测的地区效应,因此我们更加信赖 GMM 估计法的估计结果,讨论将围绕 GMM 估计法的估计结果展开。

表 1 进口贸易对经济增长影响的 SUR 估计

	模型	模型	模型	模型	模型
Import	0.970 *** (0.119)	-2 .189 (3.568)	6.941 *** (2.167)	0.109 (4.162)	7.285 *** (2.324)
HQ_1		1.523 *** (0.358)		1.760 *** (0.376)	
Im. HQ_1		3.414 (4.024)		0.843 (4.661)	
HQ_2			1.133 *** (0.383)		1.280 *** (0.388)
Im. HQ_2			-7 .877 *** (2.855)		-8 .363 *** (3.093)
FDI				-1 .165 (1.111)	-0 .057 (1.058)
Gov				1.227 (0.611)	1.223* (0.628)
Eastern	0.734 *** (0.060)	0.679 *** (0.060)	0.721 *** (0.062)	0.742 *** (0.072)	0.762 *** (0.072)
常数项	7.145 *** (0.030)	6.000 *** (0.279)	6.316 *** (0.281)	5.637 *** (0.315)	6.025 *** (0.317)
Adj. R^2	0.586	0.614	0.601	0.620	0.605
观测样本数	336	336	336	336	336
人力资本门槛	-	0.641	-	-	-

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计显著性水平上显著；() 中的数值为估计系数的标准差。

表 2 进口贸易对经济增长影响的 3SLS 和 GMM 估计结果

	3SLS 估计			GMM 估计		
	模型	模型	模型	模型	模型	模型
Import	0.987 *** (0.148)	-5 .092 (4.695)	8.404 *** (2.498)	0.915 *** (0.120)	-10 .861 *** (3.570)	7.830 *** (1.833)
HQ_1		1.495 *** (0.397)			0.926 *** (0.298)	
Im. HQ_1		6.642 (5.243)			13.042 *** (3.986)	
HQ_2			1.325 *** (0.394)			0.845 *** (0.293)
Im. HQ_2			-9 .871 *** (3.331)			-9 .212 *** (2.444)
FDI	-0 .307 (1.162)	0.127 (1.405)	0.834 (1.309)	0.889 (0.865)	2.423 ** (1.066)	2.158 ** (0.967)
Gov	0.186 (0.710)	0.828 (0.695)	0.823 (0.720)	-3 .521 *** (0.610)	-3 .034 *** (0.589)	-3 .040 *** (0.614)
Eastern	0.753 *** (0.080)	0.729 *** (0.078)	0.716 *** (0.080)	- (0.062)	- (0.058)	- (0.061)
常数项	7.160 *** (0.114)	5.947 *** (0.334)	6.081 *** (0.331)	7.711 *** (0.096)	6.966 *** (0.264)	7.004 *** (0.254)
Adj. R^2	0.611	0.641	0.624	0.786	0.810	0.796
SarganTest (P)	-	-	-	1.000	1.000	1.000
观测样本数	308	308	308	308	308	308
人力资本门槛	-	0.767	-	-	0.833	-

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计显著性水平上显著；() 括号中的数值为估计系数的标准差。

以 GMM 方法估计的模型 中我们并未加入人力资本变量,此时的估计结果显示进口变量在 1%

的显著性水平上对经济增长具有正向影响,这说明进口贸易显著地促进了中国的经济增长;外商直接

投资对经济增长具有正向影响,但该模型中的显著性水平不高;政府消费对经济增长具有显著的负向作用,这说明加快政府体制改革,减少政府对经济活动不必要的干预对于加快经济增长具有极其重要的意义。模型 中我们加入了人力资本变量 HC_t ,模型估计结果显示外商直接投资、政府消费与东部沿海地区虚拟变量的符号均与预期一致,此时外商直接投资变得与经济增长高度正相关;人力资本变量 HC_t 也与经济增长高度正相关,这说明人力资本在中国经济增长中发挥了极其重要的作用;进口变量和进口与人力资本变量 HC_t 的交互项均在 1% 的显著性水平上显著,其中进口变量系数为负,交互项系数为正,这说明进口贸易对经济增长发生作用的一个重要渠道就是与人力资本相结合而产生的技术外溢效应,这也证实了我国进口贸易技术溢出的人力资本“门槛”的存在,此时的人力资本 HC_t 的“门槛”值为 0.833。模型 中我们以变量 HC_t 作为衡量人力资本水平的指标带入回归模型,此时进口变量系数符号显著为正,人力资本变量 HC_t 也高度显著地与经济增长正相关,而其与进口变量的交叉乘积项显著为负,这意味着我国进口贸易同具有中学及以下文化水平的劳动力结合效应很小,其对经济增长甚至具有负向作用,这说明我国当期进口商品中的物化技术需要受过中学及以上水平教育的劳动力来与之契合;其他控制变量的符号均与预期高度一致。模型 和模型 的估计结果说明进口贸易对中国经济作用的一个重要途径就是与人力资本相结合,人力资本水平越高,对进口贸易的技术溢出吸收能力越强,从而使得进口贸易对经济增长的贡献也越大。同时,中国的进口贸易主要是与具有中学以上文化程度劳动力的结合效应较好,而同具有中学及以下文化水平的劳动力结合时甚至对经济增长产生了负向影响。

(二)Granger 因果检验

以上的分析说明了进口贸易通过技术外溢与经济增长呈正相关关系。为了进一步确定二者之间是否存在因果关系以及因果关系的走向,本文采用 1978-2005 年进口总额和 GDP 的时序数据,运用格兰杰因果关系检验法予以分析。在进行 Granger 因果关系检验之前,应该首先检验变量间是否存在协整关系,我们采用 ADF 单位根检验来检验变量的平稳性,用 AEG 协整检验法检验变量间的协整关系。AEG 协整检验的基本原理为:若同阶单整的时序数据之间的线性组合是平稳的,则证明变量间存在协整关系。我们首先用 GDP 对进口总额的对数值回归,得到残差 $\hat{u}$,然后检验 $\hat{u}$ 的平稳性,若 $\hat{u}$ 是平稳的,则表明进口同 GDP 之间存在协整关系。进口总额和 GDP 的单位根和协整检验结果见表 3。

表 3 1978-2003 年进口总额和 GDP 的 ADF 检验及 AEG 协整检验结果

变量	检验形式 (C,T,L)	检验值	临界值	AIC 值	检验结论
LnGDP	(C,T,1)	-3.6093	-3.6122**	-4.8945	非平稳
Δ LnGDP	(C,0,1)	-3.5518	-2.9981**	-4.6009	平稳
LnImport	(C,T,1)	-2.5623	-3.6122**	-0.9978	非平稳
Δ LnImport	(C,0,0)	-3.5710	-2.9919**	-0.8803	平稳
$\hat{u}$	(0,0,1)	-2.4819	-1.9557**	-2.3024	平稳

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著;检验形式 (C,T,L) 表示检验模型中含有截距项、趋势项和滞后期数 L; Δ LnGDP 表示 LnGDP 的一阶差分,其余变量类同。

表 3 的检验结果显示,进口总额和 GDP 的对数值都为 一阶单整变量,对残差 $\hat{u}$ 的检验结果也表明 $\hat{u}$ 在 5% 的显著性水平上是平稳的。我们的检验结果表明进口总额和 GDP 之间存在长期均衡的关系,这是我们进一步检验二者之间 Granger 因果关系的的前提。Granger 因果关系检验的理论模型为:

$$\Delta \text{LnImport}_t = \alpha + \sum_{i=1}^{t-1} \lambda_{1i} \Delta \text{LnImport}_i + \sum_{i=1}^{t-1} \gamma_{1i} \Delta \text{LnGDP}_i + \varepsilon_t$$

..... (12)

$$\Delta \text{LnGDP}_t = \alpha + \sum_{i=1}^{t-1} \lambda_{2i} \Delta \text{LnImport}_i + \sum_{i=1}^{t-1} \gamma_{2i} \Delta \text{LnGDP}_i + \varepsilon_t$$

..... (13)

模型 (12) 的零假设为 $H_0: \gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{1n} = 0$, 若零假设成立,则说明 GDP 并不是进口的 Granger 原因;模型 (13) 的零假设为 $H_0: \lambda_{21} = \lambda_{22} = \dots = \lambda_{2n} = 0$, 若零假设成立,则说明进口不是 GDP 的 Granger 原因。我们首先估计了进口同 GDP 之间的非约束 VAR 模型,确定因果检验的最佳滞后期数为 2。然后,采用 Granger 因果检验得出二者之间的因果关系如表 4 所示。

表 4 进口同 GDP 之间的 Granger 因果关系检验

零假设	滞后期数	样本数	F 值	相伴概率
Import 不是 GDP 的 Granger 的原因	2	26	0.18756	0.05138
GDP 不是 Import 的 Granger 的原因			3.81915	0.04035

注:表中的概率为拒绝零假设的概率。

表 4 的检验结果显示,在 4% 的显著性水平上存在从 GDP 到进口的单向 Granger 因果关系;在 5% 的显著性水平上存在从进口到 GDP 的 Granger 因果关系。虽然由于我们的样本从改革开放的 1978 年到 2005 年一共只有 27 个,样本数太小影响了 Granger 因果检验的稳健性,但是从检验结果来看我们还是偏向于认为进口同 GDP 之间存在双向的 Granger 因果关系。

(三)地区层面上的进口贸易与经济增长关联性分析

中国东、中、西部三大地区间不仅在经济增长水



平上存在明显差异,而且进口贸易上也呈现明显的不平衡,截至 2005 年,东部地区进口总额占全国进口总额的 93.3%,而中部地区和西部地区分别只占到了 3.7% 和 3%。因此,我们有理由认为三大地区在进口商品结构上也是存在巨大差异的,各地区进口商品结构的不同将使得与进口商品中的物化技术相契合的人力资本存量在地区间也是存在差异的。

同时,已有的研究发现我国的进口贸易对经济增长的影响存在经济发展水平的“门槛”(李小平、朱钟棣,2004),那么以全国样本对模型进行估计就有可能影响模型的拟合精度和丢失一些有价值的信息,因此我们将样本划分为东、中、西部三大地区,用 GMM 估计法对回归模型进行了估计,估计结果见表 5。

表 5 地区层面上的进口贸易对经济增长影响的 GMM 估计结果

	东部		中部		西部	
	模型	模型	模型	模型	模型	模型
Import	-10 .445 *** (3.903)	7.819 *** (2.327)	33.539 * (17.448)	21.658 (20.755)	-21 .189 *** (8.006)	-15 .903 ** (6.413)
HG ₁	3.313 *** (0.807)		3.020 *** (0.568)		0.007 (0.515)	
Im- HG ₁	12.359 *** (4.403)		-36 .668 * (20.727)		31.868 *** (10.461)	
HG ₂		1.651 (1.112)		2.280 *** (0.661)		-0 .110 (0.516)
Im- HG ₂		-9 .280 *** (3.025)		-22 .925 (26.221)		27.468 *** (8.789)
FDI	2.021 * (1.083)	1.207 (0.859)	3.824 ** (1.692)	4.290 *** (1.618)	-15 .716 *** (2.680)	-16 .181 *** (3.389)
Gov	-9 .797 *** (0.875)	-5 .148 *** (1.834)	-3 .450 *** (0.861)	-2 .234 ** (0.900)	1.026 * (0.751)	1.277 ** (0.605)
常数项	6.481 *** (0.698)	7.257 *** (0.770)	5.182 *** (0.477)	5.685 *** (0.572)	6.987 *** (0.555)	7.004 *** (0.406)
Adj.R ²	0.999	0.995	0.997	0.998	0.998	0.998
SarganTest(P)	1.0000	0.3543	0.9999	0.9999	0.9651	0.5105
观测样本数	110	110	88	88	110	110
人力资本门槛	0.845	-	-	-	0.665	0.579

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计显著性水平上显著；() 括号中的数值为估计系数的标准差。

表 5 的估计结果显示,东部地区的估计结果同全国样本的估计结果相近,进口贸易对经济增长的影响同样存在人力资本 HG₁ 的“门槛”,其门槛值为 0.845,而进口变量同人力资本变量 HG₂ 的交叉乘积项仍然同经济增长负相关,这说明东部地区的进口贸易也是同具有中学以上文化水平的劳动力结合效应较好,而与具有中学及以下文化水平的劳动力结合效应较小,甚至对经济增长产生了负面影响;外商直接投资和政府消费对东部地区的经济增长分别具有显著的正向和负向作用。中部地区样本的估计结果显示,进口变量同人力资本变量 HG₁ 和 HG₂ 的交叉乘积项符号均显著为负,这表明中部地区的进口贸易同当地的人力资本结合效应没有对经济增长起到促进作用,反而阻碍了中部地区的经济增长;外商直接投资和政府消费对中部地区经济增长也具有显著的正向和负向作用。西部地区的估计结果表明西部地区的进口贸易同人力资本 HG₁ 和 HG₂ 结合效应较好,其对经济增长均具有显著的正向作用,这可能主要是因为西部地区进口商品的技术含量同东部地区存在显著差异,东部地区进口贸易中高技术含量的贸易品居多,使得东部地区的进口贸易与当地具有中学及以下文化水平的劳动力的结合效应较

差,而西部地区的进口贸易中低技术水平的商品比例较高,使得西部地区的进口贸易同当地具有中学及以下文化水平的劳动力也具有很好的结合效应;我们的估计结果还显示外商直接投资和政府消费分别对西部地区的经济增长具有显著的负向和正向作用,这似乎预示着外商直接投资对经济增长的影响存在经济发展水平的“门槛”效应,只有当经济发展达到一定水平以后外商直接投资才对经济增长具有显著的正向作用。同时,由于西部地区经济发展水平以及制度建设的滞后,许多投资项目的启动仍然依赖于政府财政的投入,使得政府的消费支出对当地的经济增长具有显著的正向作用也是可以被解释的。

五、结论及相关政策含义

以低廉的成本获取先进的技术是发展中国家实现经济起飞和持续增长的关键。国际间技术的外溢为发展中国家以低廉的成本获取发达国家的先进技术创造了可能性。国外大量的理论和经验研究都表明国际贸易作为国际技术外溢的一个主要渠道,显著地提升了贸易进口国的全要素生产率和经济增长水平。本文使用 1992-2005 年中国的省级面板数

据,对进口贸易与各地区经济增长之间的关系进行了经验分析,我们将结论归纳为以下几点:

第一,中国的进口贸易与经济增长之间存在显著的正相关关系,且二者之间互为 Granger 因果关系。国际贸易作为国际间技术外溢的一条主要渠道,对于发展中国家提高本国的技术水平和促进经济发展有着极其重要的作用。如何调整和优化中国的进口结构,以便更好地利用国际技术外溢来提升自身的技术水平和促进经济增长,对于中国这样一个发展中大国就具有极其重要的意义。

第二,进口贸易对经济增长的影响存在人力资本的“门槛效应”。本文的经验研究结果表明,进口贸易对经济增长发挥作用的一个重要途径就是与人力资本相结合,人力资本越高对进口贸易技术外溢的吸收能力越强,获得新技术的成本越低,从而对经济增长的促进作用越大。进口贸易对经济增长的影响取决于东道国是否跨过了最低的“人力资本门槛”,当东道国人力资本水平低于这个“门槛”时,进口贸易对经济增长可能就会产生负面影响,只有当东道国人力资本水平跨越这个“门槛”时,进口贸易对经济增长才能发挥积极作用。同时,本文的研究还表明,中国的进口贸易同具有中学以上文化程度的劳动力结合效应较好,对经济增长具有显著的正向影响,而同具有中小学文化程度的劳动力结合效应对经济增长具有负向影响。这也说明如要充分发挥进口贸易对经济增长的促进作用,就必须结合东道国人力资本的实际情况调整国际贸易结构,以使进口贸易结构能很好地同人力资本水平相匹配。

第三,我们对地区层面样本的估计结果显示,由于各地区进口商品结构上的差异,东部地区的进口贸易与当地具有中学以上文化水平的劳动力结合效应较好,而与具有中学及以下文化水平的劳动力的结合效应较差;中部地区的进口贸易并没有能够与当地的人力资本有很好的结合效应;西部地区的进口贸易同当地具有中学以上及中学以下文化水平的劳动力均具有很好的结合效应。

注释:

潘士远和史晋川(2002)评述了20世纪30年代至今的各种经济增长理论。

Mohnen(2001)总结了国际技术溢出的6个主要渠道:产品(最终产品、中间产品、资本品)的国际贸易;外国直接投资(FDI);科学家、工程师等受过高级教育的人的移民;各种技术杂志的出版、专利和专利转让等;国际跨国合作或者跨国并购等;外国技术的直接购买等。

本文所指的东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东10个省市;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南8个省份;西部地区包括内蒙古、广西、青海、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆、四川(包括重庆)10个省份。

“人力资本门槛”是说要使进口对经济增长的影响为正所需的最低人力资本存量水平。即 $\alpha_1 \text{Import} + \alpha_3 \text{Im_HC} > 0 \Rightarrow \text{HC} > -\alpha_1/\alpha_3$,则 $-\alpha_1/\alpha_3$ 就为“人力资本门槛”值(公式符

号对应于回归模型(11))。

我们采用3SLS估计时,工具变量的设定为:人力资本和地区虚拟变量的工具变量为其自身,其他解释变量我们均以一期滞后变量作为其自身的工具变量。以一阶差分GMM估计时,工具变量的选择有如下三种情况:当解释变量是严格外生时,其所有的水平变量均是其一阶差分的有效工具变量;当其为前定变量时,其水平一期及以上滞后值均是有效的工具变量;当其为内生变量时,其水平两期及以上滞后值均是有效的工具变量。

进口总额和GDP我们都以GDP平减指数调整为以1978年的不变价格来衡量。1998年以前的原始数据均摘自《新中国五十年统计汇编》,1999年及以后的摘自2006年《中国统计年鉴》。

数据均为笔者根据2006年《中国统计年鉴》整理计算而得。

参考文献:

1. 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》,载《中国软科学》,2004(7)。
2. 符宁:《人力资本、研发强度与进口贸易技术溢出》,载《世界经济研究》,2007(11)。
3. 胡兵、乔晶:《对外贸易、全要素生产率与中国经济增长》,载《财经问题研究》,2006(5)。
4. 李小平、朱钟棣:《国际贸易的技术溢出门槛效应》,载《统计研究》,2004(10)。
5. 李小平、朱钟棣:《国际贸易、R&D溢出和生产率增长》,载《经济研究》,2006(2)。
6. 李平、崔喜君:《进口贸易与国外专利申请对中国区域技术进步的影响》,载《世界经济研究》,2007(1)。
7. 潘士远、史晋川:《内生增长理论:一个文献综述》,载《经济学(季刊)》,2002(4)。
8. 佟家栋、彭支伟:《从“干中学”到“加工中学”》,载《南开学报(哲学社会科学版)》,2007(6)。
9. 王志鹏、李子奈:《外商直接投资、外溢效应与内生经济增长》,载《世界经济文汇》,2004(3)。
10. Arellano, M. and Bond, S., 1991. “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations.” *Review of Economic Studies*, Vol. 58, pp. 277-297.
11. Borensztein, E.; Gregorio, J. D. and Lee, J. W., 1998. “How does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?” *Journal of International Economics*, Vol. 45, pp. 115-135.
12. Barro, R. J. and Sala-i-Martin, X., 1995. *Economic Growth*. New York: McGraw Hill, Inc..
13. Barro, R. J. and Lee, J. W., 2000. “International Data on Educational Attainment: Updates and Implications.” *CID Working Paper*, No. 42.
14. Campbell, J. and Perron, P., 1991. “Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots.” *NBER Working Paper*, 100.
15. Coe, D. and Helpman, E., 1995. “International R&D Spillovers.” *European Economic Review*, Vol. 39, pp. 859-887.
16. Coe, D.; Helpman, E. and Hoffmaister, A., 1997. “North-South Spillover.” *Economic Journal*, Vol. 107, pp. 134-149.
17. Grossman, G. M. and Helpman, E., 1991. “Quality Ladders in the Theory of Growth.” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, pp. 557-586.
18. Mohnen, P., 2001. “International R&D Spillovers and Economic Growth”, In Matti Pohjola ed., *Information Technology, Productivity, and Economic Growth: International Evidence*, UNU/WIDER and Sitra, Oxford: Oxford University Press.

(作者单位:西南政法大学经济学院 重庆 401120
重庆大学贸易与行政学院 重庆 400044
重庆大学经济与工商管理学院 重庆 400044)
(责任编辑:孙永平)