华南农业大学学报(社会科学版)
2008年第2期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 2 2008
(第7卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 7)

对外开放与高技术产业发展
——基于中国数据的实证分析

黄 奇

(湖南大学 工商管理学院, 湖南 岳阳 410075)

摘 要: 通过建立计量经济模型对中国1985—2004年的高技术产业、对外贸易和FDI的数据进行协整分析,检验了高技术产业、进口、出口、FDI之间的长期协整均衡关系、短期戈兰杰因果关系并刻画脉冲响应函数。提出了我国在开放经济条件下发展高技术产业的政策建议。

关键词: 高科技产业; 对外贸易; FDI

中图分类号: F752.67 **文献标识码**: A **文章编号**:1672-0202(2008)02-0021-06

一、引言

目前,中国经济增长正逐渐进入一个新的阶段,由过去单纯以数量扩张为主的增长模式开始向以提高增长质量为主的增长方式转变。10年前,我国高新技术产品出口只有232亿美元,占总出口比重11%,而2006年我国高新技术产品出口已经达到了总出口比重的29%,由此可见,我国高新技术产业的快速发展带动了我国高新技术产品出口的大幅度增长,高新技术产品出口已成为我国参与国际市场竞争的重要带动力量。当前加快实现高技术产业化,促进科技成果向现实生产力转化,是我国经济社会发展的重要任务。高技术产业是外商直接投资非常密集的领域,而且外资的R&D经费向高技术产业集中度呈上升趋势。关于对外开放和高技术产业发展之间的关系是一个值得深入研究的课题。FDI在产业内的外溢效应主要是通过示范效应、竞争效应以及跨国公司人员培训和流动等渠道发生作用[1],FDI还由于产业关联等因素对东道国相关产业产生跨行业的技术外溢效应[2,3]。在经验分析方面,有关FDI外溢效应的显著性和作用方向,正反两方面的实证都有很多。支持FDI促进当地产业技术进步或创新能力的研究有Driffield[4]和Dimelis与Louri[5]等;另一方面Aitken与Harrison[6]、Djankov与Hoekman[7]和Konings[8]等却得到FDI抑制了东道国产业技术进步的结论。此外,也有一些研究发现FDI对东道国产业技术发展的作用并不明显,如Haddad与Harrison[9]、Kathuria[10]和Harris与Robinson[11]等。何洁与许罗丹[12]等都发现FDI正的外溢效应存在,但是姚洋[13]通过计量分析认为,就特定的行业而言外资企业的外溢效应即使不是负的,也不是显著为正的,外溢效应只在省级层面上显著。王飞[14]的研究结果表明,FDI对中国国内企业的技术进步没有明显的作用。另有一些学者认为FDI作用不明显是由于存在"门槛效应",潘文卿[15]认为由于"门槛"效应存在,西部地区经济发展水平还未跨过FDI起积极作用的门槛,所以外资的作用不明显,甚至还有负的作用。

本文通过建立VAR模型对中国的高技术产业的数据进行协整分析,试图检验高技术产业、进

收稿日期:2008-02-03

基金项目:国家自然科学基金项目(70372039)

作者简介:黄 奇(1964—),男,湖南岳阳人,湖南大学工商管理学院博士后,主要研究方向为城市竞争力评价与预测方法.

口、出口、FDI之间长期协整均衡关系、短期戈兰杰因果关系并刻画脉冲响应函数,以检验外贸和外资对我国高技术产业影响的方向和强度,从而提出我国在开放经济条件下的发展高技术产业的政策建议。

二、变量选取与数据来源

研究选用高技术产业产值作为因变量。把出口依存度、进口依存度、外商直接投资作为解释变量。高技术产业产值。根据经济合作与发展组织(OECD)对高技术部门的划分和中国科技部制定的高新技术部门的标准,把我国的高技术产业划分为电气机械及器材制造业、通信设备、计算机及其它、烟草制品业、印刷业及记录媒介的复制、化学原料及化学制品制造业、医药制造业、化学纤维制造业、黑色金属冶炼及压延加工业、通用设备制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业、仪器仪表及文化、办公用机械。

采用出口贸易额与GDP的比值,即出口依存度来衡量贸易开放程度作为解释变量。显然,与水平数据相比,进口、出口贸易与GDP的比值更能反映出一国的真实开放程度。同上分析,进口依存度等于进口贸易额/GDP。采用我国实际利用外资金额来衡量我国外商直接投资水平。

所采用数据来自《中国统计年鉴》1996年—2005年各期、《新中国经济五十年汇篇》2005年、《中国工业经济年鉴》1993年—2004年各期。以下用hightec表示高技术产业,export表示出口依存度,import表示出口依存度,FDI表示外商直接投资,为了得到平稳序列同时不影响原序列的特征,我们对时间序列进行对数处理,并分别用Lnhightec、Lnexport、Lnimport、LnFDI表示经过对数处理后的序列。

三、实证检验结果

(一)协整检验

协整是变量之间的长期均衡关系,两个常用的协整检验方法是Engle和Granger的EG两步方法及Johansen和Juselius[16]的极大似然法。Johansen和Juselius[17,19]的研究考察协整的问题时,在多元变量分析的基础上不仅提供了一个估计的方法,还提出了检验协整向量个数及经济理论所设条件的显式方法,因此,Johansen和Juselius的方法成为协整分析的关键工具。在进行协整检验前,先要对时间序列进行平稳性检验,只有变量间的单整的阶相同,才能进行协整检验。下面我们通过单位根法来检验各个变量的平稳性。

首先,我们用ADF(Augmented Dickey-Fuller)方法对样本时间序列进行平稳性检验,结果如表1所示:

表1 三个序列及其差分序列的平稳性检验

变量	ADF	临界值	形式	结论	变量	ADF	临界值	形式	结论
Lnhightec	-1.370	-3.857***	C,0,1	不平稳	Dlnhightec	-2.725	-2.660*	0,0,0	平稳
Lnimport	-1.666	-3.322*	C,T,4	不平稳	DLnimport	-2.607	-1.196**	0,0,0	平稳
Lnexport	-0.515	-2.683*	C,0,4	不平稳	DLnexport	-3.235	2.716***	0,0,1	平稳
LnFDI	-1.452	-2.660*	C,0,1	不平稳	DLnFDI	-2.001	-1.962**	0,0,1	平稳

说明: *,**,*** 分别表示在10%、5%、1%的显著水平;临界值由软件Eviews5.0给出;ADF检验形式,其中C和T表示带有常数项和趋势项,K为滞后阶数,由AIC和SC值最小准则确定。

表1表明四个时间序列的一阶差分序列都是平稳的,即它们都是I(1)序列,可以在此基础上进行协整检验。

EG两步法只适合于双变量的协整检验,在对多变量方程组中的一组变量进行协整检验时,Jo-

heansen Juselius 的方法要优于 EG 两步法，JJ 法不仅能检验变量之间是否存在协整关系，而且可准确定出协整向量个数，所以，我们用 Johansen 方法来确定模型中的协整向量个数。由 Schwarz 信息准则法确定 VAR 的最佳滞后期 p 取 2 比较合适。用 Johansen 方法得到的结果如表 2 所示。

样本区间：1985 年 – 2004 年；相关观测值：20；趋势假定：无确定趋势（受限常数）；序列：Lnhightec，Lnexport，Lnimport，LnFDI；非限定性协整秩检验。

表 2　Johansen 协整检验结果（迹统计量）表

假定 CE 数量	特征值	迹统计量	5% 临界值	相伴概率
None*	0.971 327	98.158 16	54.079 04	0.000 0
At most 1	0.698 899	34.225 53	35.192 75	0.063 3
At most 2	0.369 189	12.619 93	20.261 84	0.394 9
At most 3	0.213 654	4.326 446	9.164 546	0.365 7

说明：* 表示在 5% 的显著水平上拒绝原假设；临界值由软件 Eviews5.0 给出；检验形式采取序列和协整方程都有线性趋势，最大特征值检验说明存在唯一协整方程。

从表 2、表 3 表明变量间存在唯一的协整关系，方程（1）给出了经过标准化的协整系数估计值，由于各变量都是经过对数处理的变量，所以这些数值反映了长期的弹性，由此可以得出方程：

$$Lnhigntec = 3.68 - 1.09\ Lneport + 2.05\ Lnimport + 0.63LnFDI \quad (1)$$

方程（1）表明了 1985 年 – 2004 年间的各变量之间存在长期的均衡关系。

表 3　Johansen 协整检验结果（最大特征值）表

零假设	特征值	最大特征值	5% 临界值	相伴概率
None*	0.971 327	98.158 16	54.079 04	0.000 0
At most 1	0.698 899	34.225 53	35.192 75	0.063 3
At most 2	0.369 189	12.619 93	20.261 84	0.394 9
At most 3	0.213 654	4.326 446	9.164 546	0.365 7

说明：* 表示在 5% 的显著水平上拒绝原假设；临界值由软件 Eviews5.0 给出；检验形式采取序列和协整方程都有线性趋势，最大特征值检验说明存在唯一协整方程。

以上结果表现在样本区间内，模型中的高技术产业、出口依存度、进口依存度 FDI 之间存在长期的均衡关系。出口依存度、进口依存度 FDI 的系数分别为 – 1.09、2.05、0.63，表明我国的出口贸易对高技术产业没有起到正面的影响，而进口贸易 FDI 对高技术产业起到了促进作用。

（二）Grange 因果检验及脉冲响应分析

我们采用戈兰杰因果检验（Granger Causuality Test）来检验变量之间的短期因果关系，采用脉冲响应函数（IFRs）来精确刻画该协整系统中各解释变量一个新息（Innovation）的扰动对被解释变量的短期影响。高技术产业、出口贸易、进口贸易、外商直接投资四者之间存在长期的均衡关系，这表明他们之间可能存在某种因果关系。表 4 列出了依据 Wald 检验对 VAR 模型各方程系数显著性进行的联合检验，从而可以发现短期中的 Granger 因果关系。

从表 4 中可以得出：在 1% 显著水平上，Lnexport 是 Lnhightec 的 Granger 成因，在 5% 显著水平上，FDI 是 Lnhightec 的 Granger 成因；这表明短期内出口贸易 FDI 是高技术产业发展的重要因素，对它们的联合检验更表明在 1% 显著性水平下，三者都是 LnHitech 的 Granger 成因。同时，我们发现在 10% 显著水平上，Lnhightec 是 Lnexport、Lnimport 和 LnFDI 的 Granger 因，表明高技术产业的发展对我国的对外开放程度的提高起到了促进作用。

表4 Granger因果关系检验结果

Granger结果		Granger原因				
		Lnhightec	*Lnexprot*	*Lnimport*	*LnFDI*	联合检验
Lnhightec	H_0	*NA*	$b_{1i=0}$	$c_{1i=0}$	$d_{1i=0}$	$a_{1i=\ldots=\ldots}d_{1i=0}$
	x^2	*NA*	8.858 031	0.702 845	4.680 321	20.113 79
	Df	*NA*	2	2	2	6
	P	*NA*	0.0029	0.4018	0.0305	0.0002
Lnexprot	H_0	$a_{2i=0}$	*NA*	$c_{2i=0}$	$d_{2i=0}$	$a_{2i=\ldots=\ldots}d_{2i}=0$
	X^2	2.950 454	*NA*	2.116 267	0.505 807	6.879 072
	Df	2	*NA*	2	2	6
	P	0.085 9	*NA*	0.145 7	0.477 0	0.075 9
Lnimport	H_0	$a_{3i=0}$	$b_{3i=0}$	*NA*	$d_{3i=0}$	$a_{3i=\ldots=\ldots}d_{3i=0}$
	X^2	3.159 606	0.318 620	*NA*	2.167 696	3.326 256
	Df	2	2	*NA*	2	6
	P	0.075 5	0.572 4	*NA*	0.140 9	0.344 0
LnFDI	H_0	$a_{4i=0}$	$b_{4i=0}$	$c_{4i=0}$	*NA*	$a_{4i=\ldots=\ldots}d_{4i=0}$
	X^2	3.280 066	6.836 594	0.105 797	*NA*	8.272 698
	df	2	2	2	*NA*	6
	P	0.0701	0.0089	0.7450	*NA*	0.0407

说明:H_0表示列变量不是行变量的Granger原因,P值是根据Wald系数检验χ^2统计量计算出的相伴概率,*df*是自由度,由软件Eviews5.0给出

最后,我们刻画了出口贸易、进口贸易、外商直接投资与高技术产业发展的脉冲响应函数,以进一步分析四者的短期动态关系。其结果如图1-图3所示:

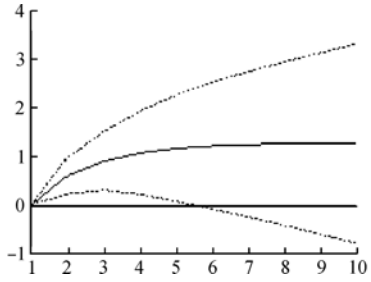


图1 脉冲响应函数图(1)

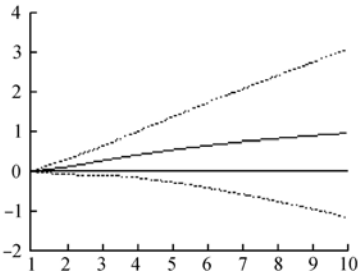


图2 脉冲响应函数图(2)

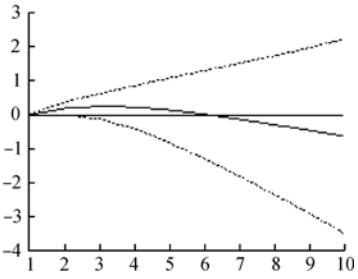


图3 脉冲响应函数图(3)

从脉冲响应函数图(1)可以看出,高技术产业对出口的一个新息(innovation)的冲击从第一期就有比较强的反应,随后呈边际递减趋势上升趋于稳定,并有下降的迹象,表明出口对我国的高技术产业发展起到了很重要的作用,但本世纪以来,其作用有所减弱。分析脉冲响应函数图(2),高技术产业对进口的一个新息的冲击从第一期开始基本上呈线性上升,表明进口对我国的高技术产业发展的作用越显重要。而脉冲响应函数图(3)显示高技产业对FDI的一个新息的冲击下降为负数,表明当前FDI对我国的高技术产业发展的作用比改革开放初期时要弱。

四、结论与政策建议

总结以上对高技术产业与对外贸易及外商直接投资之间的计量经济分析,我们发现出口贸易、进口贸易、外商直接投资与高技术产业之间存在长期的均衡关系,而且从协整方程得出进口贸

易和FDI对高技术产业的弹性系数为正，表明进口贸易和FDI对工业结构升级和高技术产业的发展起到了比较大的促进作用。尤其是进口贸易，其对高技术产业的弹性系数为2.05，而且从脉冲响应分析可以发现，高技术产业对进口的一个新息的冲击从第一期开始基本上呈线性上升，可见进口贸易对我国高技术产业发展的重要性。而出口贸易对高技术产业并没有起到很好的促进作用，虽然我国的贸易依存度处于较高的水平，而且中国出口产品结构有逐步上升的趋势，但竞争力强的产品主要是以资源密集型和劳动密集型产品为主，而技术密集型、加工度高的产品则竞争力很弱，出口结构表面上呈现出一定的升级特点，但实际上只是以加工贸易的形式实现的。其实，中国长期以来都是依照比较优势原则来参与国际分工，在很大程度上强化纺织、服装、鞋帽、皮革、家具、食品等劳动密集型产业在经济增长中的地位。在此情况下，国内产业与国际产业的接轨，使得中国处于不利的贸易地位，加上中国优势产业的关联度小，也使中国出口带动作用受到限制，没有很好的促进高技术产业的发展。虽然协整检验显示FDI对高技术产业发展存在正面影响，但是从脉冲响应分析结果来看，其作用呈下降趋势，表明我国由于利用外资的相关政策不成熟和企业吸收能力等问题，使得FDI对我国高技术产业发展不能起到持久稳定的促进作用。根据以上实证分析，我们提出以下几点政策建议。

处理好自主创新与技术引进的关系。我国必须发展拥有自主知识产权的高新技术，这种技术不是能轻易引进来的，它需要通过自主研发才能实现。技术引进是缩短技术差距的最重要、直接的手段，但形成核心竞争力的关键在于技术的消化吸收和自主研发。自主创新是我国技术进步的根本方向，我们要充分认识到外商投资企业技术转让的局限性和有偿性，自主研发核心技术，掌控技术主导权。在全球化时代，广泛利用外部创新资源是提高创新效率的有效途径。从现阶段我国的技术水平和自主创新能力来看，高新技术产业许多领域的发展仍离不开国外先进技术、设备、人才和资金的支持。引进先进技术、进口关键设备本身就是战略性贸易政策的手段之一，因而，应正确处理自主创新与引进技术和外资的关系，在集中国内优势资源重点扶持国内企业加强自主研发的同时，继续吸引外资投向高新技术产业，实现“开放”式的创新。

完善高技术产品出口服务体系。加大力度改善高新技术产品对外贸易的软环境，要通过规范化的培训，使具有进出口经营权的科研院所拥有受过专业培训的技术贸易人才，并培养一批技术贸易管理人才和中介代理人才。要完善政府外贸管理部门的服务机制，重视向高新技术出口企业提供国际贸易信息，可以考虑实行信息交流计划，包括政府信息系统免费或低费向企业提供国际贸易信息，建立出口咨询网络系统，向企业提供国际贸易的专家咨询，提供贸易中介服务等。重点建设一批国际化的生产力促进中心，为行业及高新技术产品出口服务。要促进出口企业通过国际标准认证，发展技术贸易中介代理机构，建立国家技术贸易市场信息与电子商务网络，建立高新技术产品出口分销服务中心。大力推广国际电子商务，加速我国进出口贸易手段由传统方式向电子化、网络化方式转变。

参考文献：

[1] KOKKO A. Foreign Direct Investment, Host Country Characteristics and Spillovers[M]. Stockholm:The Economic Research Institute, 1992.

[2] KATZ J M. Production Functions, Foreign Investment and Growth[M]. Amsterdam: North Holland, 1969.

[3] KUGLER M. The Sectoral Diffusion of Spillovers from Foreign Direct Investment[J]. University of Southampton, 2001,(8).

[4] DRIFFIELD N L. The Impact on Domestic Productivity of In wards Investment in the UK[J]. The Manchester School, 2001, (1).

[5] DIMELIS S, LOURI H. Foreign Direct Investment and Efficiency Benefits: A Conditional Quintile Analysis[J].

Oxford Economic Papers, 2002, 54:449 - 469.
[6] AITKEN B J, HARRISON A E. Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela [J]. American Economic Review, 1999, 89:605 - 618.
[7] DJANKOV S, HOEKMAN B. Foreign Investment and Productivity Growth in Czech Enterprises[J]. World Bank Economic Review, 2000,(14).
[8] KONINGS J. The Effect of Foreign Direct Investment on Domestic Firms: Evidence from Firm Level Panel Data in Emerging Economies [J]. Economics of Transition, 2001,(9).
[9] HADDAD M,HARRISON A. Are There Positive Spillovers from Direct Foreign Investment: Evidence from Panel Data for Morocco? [J] Journal of International Economics, 1993,(42).
[10] KATHURIA V. Productivity Spillovers from Technology Transfer to Indian Manufacturing Firms[J]. Journal of InternationalDevelopment,2000,(12).
[11] HARRIS R, ROBINSON C. Productivity Impacts and Spillovers from Foreign Ownership in the United Kingdom [J]. National Institute Economic Review, 2004, 187:58 - 75.
[12] 何 洁, 许罗丹. 中国工业部门引进外国直接投资外溢效应的实证[J]. 世界经济文汇,1999,(2).
[13] 姚 洋. 非国有经济成分对中国工业企业技术效率的影响[J]. 经济研究,1998,(12).
[14] 王 飞. 外商直接投资促进了国内工业企业技术进步吗[J]. 世界经济研究,2003,(4).
[15] 潘文卿. 外商投资对中国工业部门的外溢效应:基于面板数据的分析[J]. 世界经济,2003,(6).
[16] ENGLE R F, GRANGER C W J. Cointegration and error correction: reprentation,estimation and test [J]. Econometrica,1987, (2).
[17] JOHANSEN S. Statistical analysis of cointegration vectors[J]. Journal of Economic Dynamics and Control,1988,(12).
[18] JOHANSEN S. likelihood-baded Inference in Conintegrated Vetor Autoregressinve Models[M]. New York: Oxford Universtiy Press,1995.
[19] JOHANSEN S, JUSELIUS K. Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration with Application to the Demand for Money[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics,1990,(52).

The Policy of opening and the Development of Hi-technical Industry ——An Empirical Analyses Based on Chinese Data

HUANG Qi
(*College of Business Administration*, *Hunan University*, *Yueyang* 410075, *China*)

Abstract: Against the background of economic globalization, high-tech industry is becoming more and more important. High-tech product is very important for China to take part in the international market competition. By constructing the econometrics Model, this paper did a coninertration analysis on the date of Hi-tech industry' foreign trade and FDI. We analysis the four variables by long run cointegration equilibrium correlations, Grange causality relationship and impulse response function. We bring forward some suggestions on the development of the Hi-tech industry in the opening economy condition.

Key Words: hi-technical industry; foreign trade; FDI