

中国对外贸易和 FDI 相互关系的研究

梁琦 施晓苏*

摘要 本文基于 1980—2001 全国的时间序列数据,对中国对外贸易与 FDI 之间的关系进行了格兰杰因果关系检验,并以各省及东中西部三大区域数据作统计描述辅证之。文章得到以下结果:中国对外贸易与 FDI 之间的互补作用远大于替代作用,各省市 FDI 与贸易之间的关系存在着惊人的一致性;FDI 与制成品的出口具有双向的因果关系;虽然长期中 FDI 对制成品的进口具有促进作用,但短期中 FDI 对制成品的进口具有替代效应;FDI 对贸易的短期影响具有滞后性,滞后三期的效果最为显著。

关键词 贸易, FDI, 格兰杰因果关系

研究国际贸易和国际投资之间的关系,中国是一个非常好的考察对象。1978年,中国实行“对外开放”政策之初几乎没有什么外国直接投资,进出口也仅列世界第32位。而截至2002年12月底,全国累计批准设立外商投资企业424196个,合同外资金额8280.6亿美元,实际使用外资金额4479.66亿美元,中国已经成为世界最大的引资国之一。2002年中国以527亿美元的引资额超过美国列世界首位。中国的进出口贸易在这20多年中也取得了长足的发展,2002年中国货物进出口总额为6208亿美元,按世界贸易组织排名,我国在世界商品贸易中排名第5位(《中国统计信息网》)。中国在外资和外贸两方面都取得了举世瞩目的成就,那么,引进外资和外贸两者之间是一种什么样的关系呢?本文旨在通过计量分析和检验,探讨 FDI 与我国进出口贸易之间的内在促进机制,以及相应的政策导向。

一、文献回顾

研究贸易和投资关系的理论模型主要有两个,一个是 Mundell 的相互替代模型,一个是 Markuson 和 Svensson 的互补关系模型。

Mundell (1957) 从传统的赫克歇尔—俄林理论的分析框架出发认为,在自由贸易条件下,各种生产要素可以在两国间自由流动,因此也无跨国直接投资的必要;但在存在国际贸易壁垒的情况下,如果直接投资厂商始终沿着

* 梁琦,南京大学商学院国际经济贸易系,南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心;施晓苏,浙江耿基实业有限公司。通信作者及地址:梁琦,南京大学商学院,210093,电话(025)83593959;E-mail:liangqi@nju.edu.cn。

特定的轨迹(即所谓的罗勃金斯基(Rybczynski)线)实施跨国直接投资,那么这种跨国直接投资就能够在相对最佳的效率或最低的生产要素转换成本基础上,实现对商品贸易的替代。现实中为了绕过关税壁垒以克服贸易障碍而进行的投资,称为关税引致投资,就是投资对贸易的替代。Markuson 和 Svensson(1985)却认为,如果资本的流动不是由于关税所致,而且主要是流入出口部门而不是进口部门,那么投资和贸易的关系就将表现为一种互补关系而不是替代关系。在这种条件下,资本的流动将导致进一步的国际分工和专业化,从而扩大贸易规模。

关于贸易和投资关系的实证研究成果很多,主要是考察两个关系:一是 FDI 与国际贸易之间到底是替代还是互补关系,二是两者何为因何果。

国外的经验研究主要有:Hein(1992)建立了基于拉丁美洲和东亚地区的数据的模型,结果表明:这两个地区的出口导向策略吸引了大批 FDI,出口早于或者说引致了外商直接投资。Lucas(1993)通过对东亚地区的迅速发展原因的研究也得出大量出口引致了 FDI 的结论。这两篇文献的研究视角不同,前者是从政府政策的角度而后者更多地基于市场有效性的角度,但是角度不同却结论一致:发展中国家如果成功地实现出口导向政策,可以引致外资的大量流入。

Jun 和 Singh(1996)研究了 1969 至 1993 年间 11 个世界最大引资国的出口和 FDI 的关系。其中有四个国家,泰国、厄瓜多尔、葡萄牙和希腊显示出口是 FDI 的格兰杰原因,只有一个国家,即新加坡显示 FDI 是出口的格兰杰原因。其余六国,哥伦比亚、哥斯达黎加、埃及、马来西亚、墨西哥以及尼日利亚显示出口和 FDI 之间不存在显著的格兰杰因果关系。而 Pfaffermayr(1994)运用格兰杰因果关系模型,对奥地利制造业从 1980 年至 1990 年的季度数据做回归分析,发现 FDI 和出口之间存在着显著的互补关系。

Bayoumi 和 Lipworth(1997)运用日本和其 20 个主要贸易伙伴 1982 至 1995 年的数据,对贸易和 FDI 之间的关系做回归分析,发现 FDI 的存量对贸易有长期影响,FDI 的流量对贸易有短期影响,并得出了从日本流出的直接投资对日本的出口有短期影响但是对进口有长期影响的结论。

Pain 和 Wakelin(1998)对 11 个 OECD 国家自 1971 至 1992 年的面板数据做回归,发现 FDI 对出口有不同影响。总的来说就是 FDI 流出会减少出口,而 FDI 流入会扩大出口。

Gopinath, Pick 和 Vasavada(1999)用 1982 年至 1994 年美国食品业跨国公司的海外销售额、出口量、海外雇员数和 FDI 作为内生变量研究 FDI 和贸易的关系,得出海外销售额和出口之间有着显著的互补关系的结论。

对于中国的经验研究有:Q. Zhang(2001)将 FDI 对出口的影响分为直接的和间接的,直接影响表现在 FDI 的出口,间接影响表现为 FDI 的示范作用,资源共享或垂直分工而促进东道国企业的出口增长。文章将中国 29 个省

市（除去西藏和重庆）分为 HFDI（高 FDI）、MFDI、LFDI 三大块进行格兰杰分析。结果表明在高 FDI 的沿海地区，FDI 与出口有着显著的双向因果关系；在中 FDI 地区，是出口或者出口潜力引起了 FDI；在低 FDI 地区，FDI 对于出口发展起决定作用。

K. H. Zhang (2000) 将重庆、西藏、青海、宁夏排除在外，根据 24 个省市的 12 年数据，以出口为因变量，以前期 FDI、前期出口、前期国内投资、本期 GDP 增长率、制成品出口占 GDP 的比重以及汇率波动作为自变量进行回归分析。结果表明：FDI 在出口促进中有重要作用，前期 FDI 的 1% 的变动将导致下期出口水平 29% 的变化。

Liu (2001) 采用中国和 19 个贸易伙伴从 1984—1998 年的贸易和投资的的面板数据考察 FDI 和贸易的关系，得出以下结论：进口增加引致了进口国的 FDI，而 FDI 又引致了出口的增加，出口增加又引致进口的进一步增加。同时进口增加引致出口增加，FDI 增加引致进口增加，但不显著。

从空间范畴来说，Q. Zhang 主要考察的是省域层面，K. H. Zhang 和 Liu 则是以国家层面为主。从研究对象来说，Q. Zhang 和 K. H. Zhang 主要考察的是 FDI 和出口之间的关系，Liu 则既考察了出口也考察了进口。从研究方法来说，Q. Zhang 和 Liu 是用格兰杰分析法，K. H. Zhang 是用回归分析法；三人所取的数据资料也不同。本文吸取了三篇文献的长处，并有自身的特点：在分析方法上选择了格兰杰因果分析法，但与 Q. Zhang 不同的是，研究范畴和对象主要是在国家层面上，既研究出口也研究进口；Liu 的研究是从中国与 19 个国家的贸易量得出的结论，并且研究年份只到 1998 年，不能体现亚洲金融危机的显著影响，而且无法区分长期和短期影响，本文也将有所改进。但 Liu 所采用的方法值得借鉴。比如用 FDI 存量的概念代替每年新增 FDI，以充分显示 FDI 的长期影响。本文还特别考虑到两点：一是贸易结构的影响，二是滞后作用的影响。因此，本文将贸易变量分为初级产品进出口和制成品进出口，采用误差修正模型，在整个国家的贸易量和投资量的基础上分别讨论贸易与 FDI 的长短期关系，以及 FDI 作用的滞后性，并以地区层面的数据资料作辅证。

二、中国外贸和 FDI 关系的实证检验

（一）描述性统计结果

自从 1980 年以来，中国对外贸易和外商直接投资的变动关系，如图 1 和图 2 所示。

从图 1 可以看出，无论是进出口贸易还是 FDI 存量，总体上均呈现持续

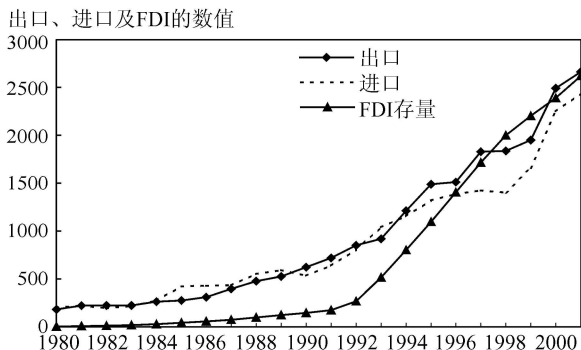


图1 出口、进口与 FDI 存量变化

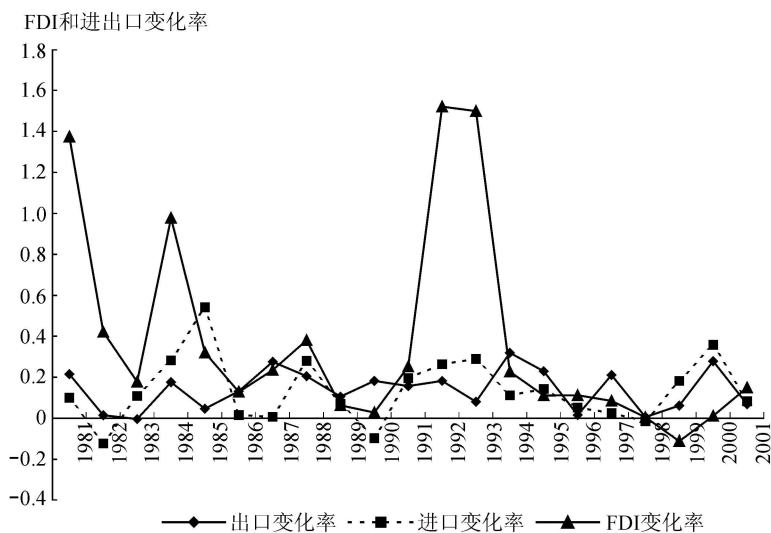


图2 出口、进口、FDI 年变化率

增长的趋势。这说明三个变量都是非平稳变量。而1974年格兰杰—纽博尔德(Granger-Newbold)指出,当用非平稳时间序列进行OLS估计时,回归系数估计量将丧失最佳线性无偏性,同时回归系数的 t 检验也变得毫无意义,也就是会出现伪回归问题。所以下面进行建模分析时,不能简单地直接采用这些变量,而必须剔除长期趋势的影响。

图2反映的是进出口和FDI的年度变化率,可以看出这三个变量围绕0点上下波动,说明期望,方差都是有限数值,所以可以考虑作为建模的变量。从图中可以清楚地看出,(1)三个变量几乎都为正,说明我国经济正处于高速增长阶段。(2)1992年的FDI增长率非常高,主要是因为1992年1月邓小平同志的南巡讲话所引起的政策上的影响。(3)1998年FDI增长率几乎为零,到1999出现较大的负增长,反映了亚洲金融危机的严重影响。(4)FDI变化

率与出口变化率之间并不是同步变化，特别是 1991—1994 年及 1997—2001 年期间，出现了两次比较严重的背离，究竟是什么原因造成这种背离呢？我们将在计量分析结论中说明。

（二）基本分析框架

FDI 通常是在多国公司（MNC）或跨国公司（TNC）的范围内进行讨论，这些术语指的是同一种现象：包括所有权与控制权的国际资本移动。国际资本移动的动机有很多，主要有三大类：资源导向型、成本驱动型、市场拉动型。

资源导向型：母国获准占有东道国的矿藏和原材料贮藏，对原材料进行加工，以更接近最终产品形式出售。

成本驱动型：东道国劳动力要素丰裕，工资报酬相对很低；避免东道国的关税和非关税壁垒；东道国参与经济一体化程度高，有绿地政策等；东道国中心地域市场的集中程度高，可利用的基础设施条件好；上下游企业集中程度高，市场关联水平高。

市场拉动型：东道国有巨大而迅速增长的市场，或其绝对的市场规模巨大，或其相对的人均收入高；企业为达到保护市场份额的防御性目标，因为它的竞争对手正在东道国投资，或者东道国的企业正在大量地生产并与之竞争；分散和规避市场风险，如母国市场衰退或发生危机，但在东道国的情况不同；提升企业的市场竞争力，如企业拥有特有技术或资产因而比东道国企业更具优势。

FDI 对东道国进口贸易的正面效应可从两方面分析：

从生产方面看，在东道国的生产及投资，需要母国的资本品；东道国分公司的生产，增加了对母公司中间产品的需求；分公司对母公司不可转移的资产（如专利）的需求增加等等，这些均会增加东道国的进口。

从消费方面看，外国资本注入将使得东道国工资上涨，工资的上涨是从国内资本利润的再分配中获得的；而且也可以使东道国增加就业，就业和工资上涨均能提高消费能力；外国资本注入可能导致本国政府松懈其促进国内储蓄提高的努力，譬如不再向低收入人群征税以筹集投资项目所需要的资金，而流失的税源可能用于消费而不是储蓄，如果人们倾向于消费进口商品，对东道国进口贸易有正面效应。

FDI 对东道国进口贸易的负面效应也可从两方面分析：

从生产方面看，随着东道国供应链的增加，对母公司中间产品的需求下降；增加了的资本供应与劳动及其他资源一起投入了东道国的进口替代品的生产，使之获得了更大的产出；使进口替代品行业由于足够的资本来实现大

规模生产达到了规模经济,这将降低东道国的进口贸易。

从消费方面看,外国企业可能会将自身资本密集型的技术带入东道国,这些新技术的应用使雇佣工人相对更少,使得那些由于人口压力而劳动力过度供给的发展中国家出现更多的失业,从而降低消费能力,这对东道国进口有负面效应。

FDI对东道国出口贸易的正面效应表现在:增加了的资本供给与劳动及其他资源一起投入生产,将增加产出;FDI提升技术和管理水平,这些关键的人力资本技能将明显地提高发展中国家的生产能力;如果增加产出的商品具有出口能力,就会增加出口。一些出口部门因为外国资本的流入而实现了规模经济,从而能降低生产成本降低出口价格,或者某些特定的行业存在垄断,而国际资本流动就如同一项反垄断政策,由于新的竞争者打破了垄断,就能扩大该行业产出而降低其价格,从而形成更大的国际市场竞争力,也将增加出口。外商有更多的国际市场信息,从而有更大的外国市场,也将增加出口。

FDI对东道国出口贸易的负面效应表现在:由于一些特定的优势(如技术),跨国公司可能会削价与东道国有竞争力的企业抢市场抢商机,压低了东道国企业的利润率,造成企业员工大量失业,直至将东道国同行挤出该行业。这样跨国公司不仅垄断东道国的国内市场,而且还封杀了东道国企业对外国的出口。

中国的外商直接投资主要来自中国香港、澳门、台湾地区和美、日、欧、韩四个经济体。其中,欧美资本主要属于市场拉动型,目的是开拓、占领中国市场,并把在中国投资的企业纳入全球生产网络体系中,实现全球利益的最大化。欧美资本主要集中于资金技术密集型产业,如美国企业集中于资讯、机械、化工、电子、汽车以及金融贸易等高新技术、服务业等领域,而欧盟企业集中于汽车及零部件、医药及医疗器材、通讯设备、电力、化工等高新技术及重化工业领域。这类市场拉动型投资对我国进口贸易影响很大。

日韩资本则主要属于成本驱动型,其主要动机在于试图将中国内地变为其产品销往第三国或返销国内的“加工基地”和“生产车间”。长期进行国际纺织业劳务工资研究的国际著名咨询机构维纳公司2002年发布的最新调查报告显示:中国内地纺织劳动力工资为日本的1/38,韩国的1/9。港澳台地区资本一般集中在劳动密集型产业,近年来在资本-技术密集型产业的投资呈增长趋势。港澳台地区投资既有成本驱动型也有鲜明的资源导向型特点,以期通过对祖国大陆的直接投资来充分利用当地丰富的自然资源。资源导向型和成本驱动型投资具有明显的外向型特征,即其产品以远销中国以外的市场为主,对我国出口贸易影响很大。国务院发展中心的调查显示:2002年在华的

日韩投资企业的出口额占其销售总额的比重超过 50% 的企业数分别占 69.9% 和 70%，而出口销售额占总销售额比重超过 90% 的企业数也占 49.5% 和 50.9%。

基于以上的分析，我们可以对中国对外贸易和 FDI 之间的动态关系作出如下基本假设：FDI 的流入扩大了贸易，而贸易又可能促进 FDI 的进一步流入。进一步可以假设：跨国公司在我国的生产需要母国的资本品、母公司的中间产品、专有资产（如专利）等，均有利于促进进口；外国资本流入将提高人均收入并刺激消费力，也将促进进口。外国资本流入有助于提高我国产业生产能力增加产出，并降低成本与价格提高国际产业竞争力，将促进出口。但 FDI 大量占用了国内现有资源，这对我国进出口贸易均有负面影响。三种 FDI 类型比较而言，资源导向型和成本驱动型 FDI 的流入更有利于促进出口贸易，市场拉动型 FDI 更有利于促进进口贸易。下面将对这些假设进行计量检验。

（三）研究方法、模型设计与数据生成

本文采用的研究方法主要是格兰杰（Granger, 1969, 1988）提出的因果关系检验法。具体有以下几个步骤。

首先，对时间变量进行平稳性（Stationary）检验。我们采用的方法是 ADF 检验（Augmented Dickey-Fuller test）和 PP（Phillips-Perron）检验，考察时间序列是否是一阶单整。而根据微分近似公式，对数变量的一次差分近似等于该变量的增长率，所以也就是考察变量的变化率是否平稳。

其次，对 FDI 和出口及进口进行协整性检验（Cointegration）。如果变量之间是协整的，进行因果关系检验时，就要包括误差修整项（即协整方程中的回归残差项）。这样既可以考察变量之间长期的因果关系，又可以考察短期中的因果关系。

第三步，建立误差修正模型来考察变量之间的因果关系，其中滞后项的选择采用 AIC 信息准则来确定。

多变量因果关系检验的模型设计为：

$$dY_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i^1 dY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \lambda_i^1 dX_{t-i} + v_t, \quad (1)$$

$$dY_t = \alpha_2 + \beta_2 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i^2 dX_{t-i} + \sum_{i=1}^n \lambda_i^2 dY_{t-i} + u_t. \quad (2)$$

Y 代表贸易变量（包括初级产品和制成品的进出口）， X 代表 FDI， d 表示一阶差分， EC 表示对两个具有协整关系变量的水平量进行线性回归得到的残差项。估计这一模型，如果 β_1 显著，则认为 FDI 在长期对贸易变量具有格兰杰因果关系；如果 β_2 显著，则认为贸易变量在长期对 FDI 具有格兰杰因果

关系。如果至少某一个 λ_j^1 的估计系数显著,则认为 FDI 变化在短期对贸易变量具有格兰杰因果关系;如果至少某一个 λ_j^2 的估计系数显著,则认为贸易变量在短期对 FDI 具有格兰杰因果关系。如果 β_1 、 β_2 、 λ_j^1 、 λ_j^2 估计系数都显著,则表示贸易变量和 FDI 存在长期和短期的双向格兰杰因果关系(Granger, 1988; Bahmani-Oskooee and Alse, 1997)。

由于改革开放以前的我国引入外国直接投资很少,所以本文选取的数据从 1980 年起。在 FDI 的数据处理方面,考虑到资本的累计对进出口的作用,以及资本的折旧因素,我们采取以折旧率为 0.1 计算的 FDI 累计和,作为和进出口对应的分析变量¹。在进出口方面,又分为初级产品和制成品的进出口,以便更好地发现 FDI 和贸易之间的关系。对所使用的数据均取了对数形式。

(四) 检验结果

首先对各变量的对数形式进行单位根检验,其中 LOGEX, LOGEXCJ, LOGEXZC 和 LOGIM, LOGIMCJ, LOGIMZC 分别代表出口、初级产品出口、制成品出口和进口、初级产品进口、初级产品进口, LOGFDIS 表示外商直接投资的折旧存量。该检验可以由 Eview 软件中 Quick 菜单下 series statistics 项中的 unit root test 选项完成。检验结果见附录一。

平稳性检验结果显示,所有变量都只有一个单位根,即都为一阶平稳的。原变量都是非平稳的,而一阶差分后都变成平稳的,因此满足了格兰杰因果关系检验对平稳性的要求。对于两组同样具有单位根性质的时序数据,可以利用 Johansen 方法检验两者是否具有协整关系。采用 Eviews 软件检验的协整关系结果见附录二。

协整性检验结果显示:所有的进出口变量(包括初级产品和制成品)和外商直接投资之间都存在长期关系。

在确认贸易变量与 FDI 具有协整关系后,便可通过误差修正模型来分析其格兰杰因果关系走向。对于两个具有一阶协整关系的变量,可以通过 EG (Engle 和 Granger) 两步法估计误差修正模型。首先估计两变量线性回归方程,由于它们具有协整关系,所以排除了伪回归的可能性。由于 1992 年邓小平同志的南巡讲话促使中国政府出台了一系列吸引外资的政策,所以在作估计时,考虑到政策因素的变化作用,加入了虚拟变量 dm , 1992 年以前虚拟变量为 0, 1992 年以后有政策支持,所以 dm 为 1。然后检验虚拟变量的 t 值以判断是否显著。如果不能通过 10% 检验则去除虚拟变量。表 1 报告了贸易各变量与 FDI 长期关系估计结果。

¹ Li(2001)采用了同样的折旧方法。

表1 贸易与 FDI 长期关系估计结果

估计方程	LOGEX	LOGEXCJ	LOGEXZC	LOGIM	LOGIMCJ	LOGIMZC
截距项 C	4.47***	4.31***	3.85***	4.78***	3.80***	4.26***
LOGFDIS 系数	0.33***	0.14***	0.43***	0.32***	0.16***	0.39***
虚拟变量 dm	0.34**		0.32*	0.22*	0.63**	
调整 R^2	0.96	0.93	0.96	0.95	0.83	0.95

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%显著性水平下检验值是显著的。

从表1看，首先，除了初级产品出口和制成品进口以外，政策虚拟变量都是显著的。其次，表中显示估计的线性方程中，LOGFDIS的系数都为正，且在1%显著性水平上显著，说明贸易和FDI之间的确是互补的关系，也就是在长期水平上，不论是进口还是出口，贸易和FDI的关系都是互相促进的，也就是互补的。由于采用对数估计，系数可直接解读为FDI对贸易变动的长期弹性。因此可以看到，外商对华每增加1亿美元的FDI，我国制成品的出口可以增加0.43亿美元，进口增加0.32亿美元。其中初级产品出口增加0.14亿元，制成品出口增加0.43亿元；初级产品进口增加0.16亿美元，制成品进口增加0.39亿美元。说明FDI对制成品的进出口弹性都比较大，所以加权平均后的FDI对进口和出口的弹性均小于制成品的相应弹性。

最后，我们把估计方程的残差项代入式(1)和式(2)中，建立误差修正模型，以确定变量之间的长期和短期因果关系。例如，对LOGEX和LOGFDIS建立误差修正模型，就要把长期估计方程的残差项($EC = LOGEX - 4.47 - 0.33 LOGFDIS - 0.34 dm$)代入式(1)和式(2)中，按照AIC准则确定最后的变量。估计结果见附录三。

根据上述模型，中国对外贸易与对华直接投资的因果关系可以总结如下：(1)长期和短期中，总出口、总进口、初级产品进口这三个变量与FDI之间都具有双向的格兰杰因果关系；(2)从长期来看，制成品出口是FDI的格兰杰原因，短期影响不显著；(3)无论长期还是短期，FDI都是制成品进口的格兰杰原因，但这只是单向的，制成品进口对FDI的作用不显著；(4)FDI对初级产品出口长期有影响，而初级产品出口对FDI的影响不显著。

三、对格兰杰检验结果的辅证

从上述模型结果看，中国对外贸易与外国直接投资有一种互补作用，下面我们用分省和三大区域数据作统计描述以更直观地阐释之。

(一) 中国分省(直辖市, 自治区)数据的说明

表2列出了中国除西藏以外29个省(市、自治区)自1983年以来吸引外资及货物进出口的平均值。因为重庆1997年才成为直辖市，所以所有数据

被加入四川省。海南 1990 年建省,因此采用 1990—2001 年的数据。西藏吸引外资可以忽略不计,进出口值也非常低,故剔除。

表 2 1983—2001 年各省(市、自治区)吸引 FDI 及进出口的平均值

省(市、自治区)	平均 FDI(万美元) (1983—2001 年)	投资分类	平均进出口额(亿美元) (1983—2001 年)	贸易分类
北京	864.74	高	95.0	高
天津	812.34	高	72.2	高
河北	408.88	中	35.5	中
山西	92.29	低	14.8	低
内蒙古	39.22	低	9.7	低
辽宁	901.61	高	128.9	高
吉林	174.32	中	20.8	中
黑龙江	212.00	中	29.5	中
上海	1771.75	高	219.6	高
江苏	2672.02	高	162.1	高
浙江	706.21	高	105.9	高
安徽	175.82	中	18.2	中
福建	1978.35	高	103.2	高
江西	162.81	中	11.8	低
山东	1293.07	高	129.4	高
河南	258.22	中	19.2	中
湖北	401.16	中	25.4	中
湖南	317.70	中	18.1	中
广东	5723.21	高	719.3	高
广西	356.20	中	19.0	中
海南	399.73	中	26.6	中
四川	291.10	中	28.0	中
贵州	22.84	低	4.5	低
云南	68.36	低	13.5	低
陕西	178.16	中	13.1	低
甘肃	29.55	低	4.5	低
青海	5.75	低	1.3	低
宁夏	11.67	低	2.2	低
新疆	21.24	低	11.5	低

注:分类标准如下:年吸收 FDI 平均值超过 500 万美元的属于投资分类中的“高投资”省,低于 100 万美元的属“低投资”省,在 100 万至 500 万美元之间的属于“中投资”省。年进出口额超过 50 亿美元的属“高贸易”省,进出口额介于 50 亿至 15 亿美元的属“中贸易”省,低于 15 亿美元的属“低贸易”省。

由表 2 中可以看出,首先,投资和贸易表现出相当高程度的一致性。只有两个省是例外,一个是陕西,一个是江西,这两个省吸收外资属于中等水平,贸易却属于低等水平。因为贸易还与该地区的资源状况、地理位置等多

方面因素有关，所以有一些不一致也是可能的。其次，可以发现，中国吸引外资最多、同时也是进出口最多的地区集中于东部沿海地区，吸引外资最少、也是进出口量最少的全部是西部省市，中部地区介于两者之间。所以中国分省数据从另一个侧面辅证了贸易和投资互相促进的互补关系。

（二）中国东中西三大区域数据的进一步说明

近年来，我国区域经济发展差距愈发加剧，东部地区经济不论在总量还是在增长速度上都远远高于中西部地区，其占全国经济的比重由 1997 年的 57.3%，增长到 2000 年的 62.3%。而西部地区的增长明显缓慢，其占全国经济的比重由 1997 年的 15.1% 下降到 2000 年的 9.9%。而且，2000 年东部地区除河北、海南之外，其他各省的人均国内生产总值均远远高于全国平均水平，上海、广东、北京、浙江等省市的人均 GDP 均超过全国平均水平的 50% 以上。而中西部地区除湖北、黑龙江、新疆等省与全国平均水平基本持平外，其他各省的人均 GDP 均要低于全国平均水平。

那么近年来三大区域差距加剧之原因何在？正是贸易和投资互相促进的互补关系，造成了我国东部沿海地区的 FDI 集聚和进出口贸易集聚；而东部沿海地区是我国事实上的制造业带，这与我国 FDI 主要集中在制造业密不可分。

区域分划²为：

东部：环渤海（北京、天津、河北、辽宁、山东）、长三角（上海、江苏、浙江）、东南沿海（广东、福建、海南）；

中部：吉林、黑龙江、河南、山西、湖北、湖南、安徽、江西；

西部：云南、贵州、广西、四川、重庆、内蒙古、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、西藏。

在吸收外商投资上，东部地区远远领先于中西部地区。2001 年我国东部地区吸收外商直接投资约 403.44 亿美元，占全国的 87%；其中东部最重要的省市，广东、上海、江苏、福建四省市吸收外商直接投资为 270.56 亿美元，占全国吸收外商直接投资总值的 58.36%；同时期中西部地区共吸收了外商直接投资 60.33 亿美元，仅占全国的 13%。参见图 3。

FDI 的注入极大地促进了东部地区的进出口贸易。限于篇幅，我们这里仅以出口为例。图 4 显示我国东部地区的出口总额一直占据着全国出口的绝大部分，1998 年占 90.53%，2000 年占 91.04%，2001 年占 91.67%，其发展速度要快于其他地区，而增长的绝对量更是远远大于中西部地区。其中广东、上海、江苏、福建四省市 2001 年的出口总值已经占到全国出口总值的

² 作者主持了国家统计局第二次基本单位普查课题，我国东中西三大区域是根据国家统计局普查中心的意见划分的。

62.31%，以及长江三角洲和珠江三角洲的 88.46%。参见图 4。

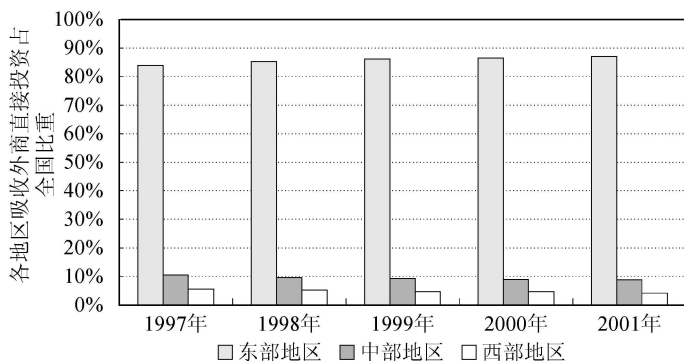


图3 东中西部外商投资差异

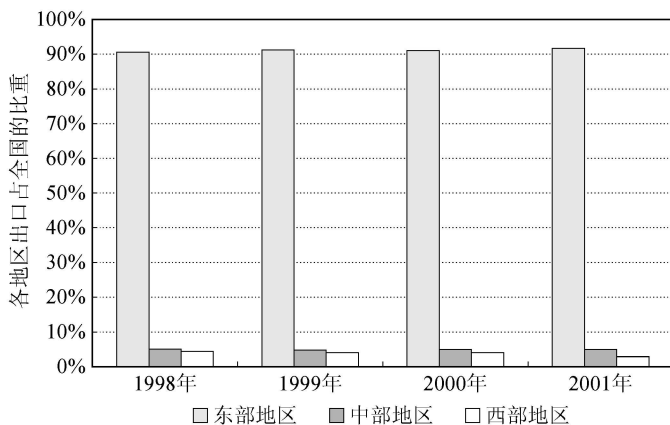


图4 东中西部出口贸易差异

外商直接投资企业是我国出口的重要力量。三大区域外商直接投资企业出口的差异更加显著，其中 2001 年东部地区的外商直接企业出口达到 1297 亿美元，占到全国的 97.3%，东部地区的外商直接投资企业的数量也已经达到 164902 户，占全国的 81%。广东、上海、江苏、福建四省市外商直接投资企业的出口总值达到 952.62 亿美元，占全国外商直接投资企业出口的 71.49%。而同时中部地区和西部地区的外商投资企业不论在数量还是在出口总值上都远远落后于东部地区，2001 年其出口总值仅分别占全国的 1.81%，0.86%。参见图 5。

长期以来，我国外商投资的 60% 以上集中在制造业，东部更是如此。多年来，珠三角和长三角实施的是出口导向型发展战略，再加之其他各种优越条件，使得全国制造业迅速往东部集聚，而建国以来至改革开放前中央计划经济下“赶超”战略和“三线”战略之成果却如明日黄花辉煌不再。在全部大类制造业中，东部有近一半产业（14 个）其产值份额超过 80% 以上；超过

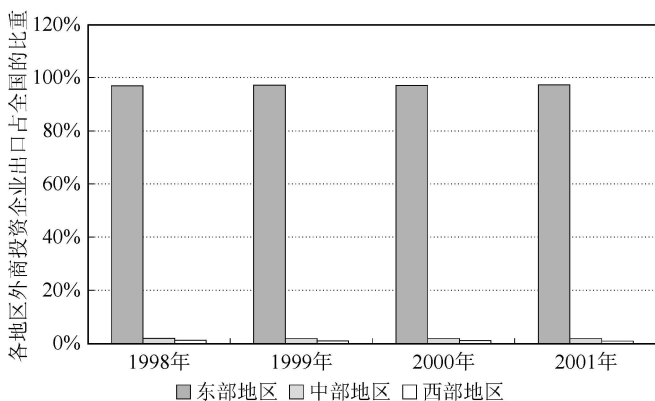
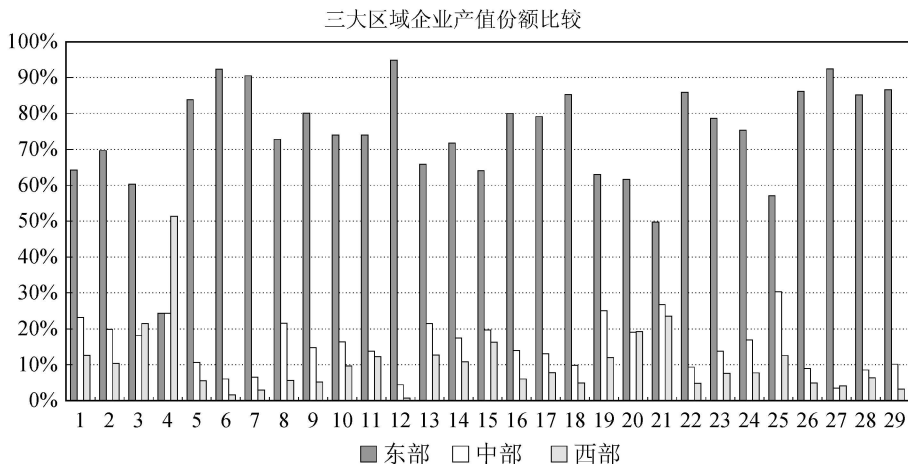


图 5 东中西部外商投资企业出口差异

70%的有 19 个，超过 50% 以上的有 26 个。反观中西部，除了在烟草加工业有较大比重外（中西部加在一起超过 77%），其他也仅在非金属（55.5%）、在油加工（53.2%）、食品加工（52.4%）和饮料制造业（53%）四个行业中中西部合计超过 50%。在有色金属、黑色金属、木材加工等资源加工型行业也差强人意。参见图 6。在既定的经济总量下，产业结构也是决定就业规模和就



三大区域企业产值份额比较

注：1. 制造业大类共有 29 个，行业代码分别为：1 食品加工业；2 食品制造业；3 饮料制造业；4 烟草加工业；5 纺织业；6 服装及其他纤维制品制造业；7 毛皮羽绒及其制品业；8 木材加工及竹藤棕草制品业；9 家具制造业；10 造纸及纸制品业；11 印刷业、记录媒介的复制；12 文教体育用品制造业；13 石油加工及炼焦业；14 化学原料及化学制品制造业；15 医药制造业；16 化学纤维制造业；17 橡胶制品业；18 塑料制品业；19 非金属矿物制品业；20 黑色金属冶炼及压延加工业；21 有色金属冶炼及压延加工业；22 金属制品业；23 普通机械制造业；24 专用设备制造业；25 交通运输设备制造业；26 电气机械及器材制造业；27 电子及通信设备制造业；28 仪器仪表办公机械制造业；29 其他制造业。

2. 原始数据来源于国家统计局全国第二次基本单位普查资料。

图 6 东中西部制造业产值份额差异 (2001 年)

业结构的重要因素。东部地区就业人数超过70%以上的大类制造业有22个,而中西部地区合计起来就业超过50%以上的大类制造业一个也没有(梁琦,2004)。

四、实证结果分析及启示

(一) 基本结论

根据前面的实证研究,对于中国的对外贸易和外商对华直接投资的关系,我们得出如下结论:

1. 协整方程显示,在中国,外商直接投资和国际贸易之间的互补作用远大于替代作用,从而两者表现为互补关系。分省和三大区域的统计描述进一步直观地佐证了这一互补关系。

2. 误差修正模型报告 FDI 和制成品的出口具有双向的因果关系: FDI 的流入会增加制成品的出口;同时,扩大出口不仅能带动国内经济的发展,还可以吸引更多的 FDI 流入,进一步促进经济发展,实现 FDI 和出口的良性循环。

3. FDI 引起制成品的进口增加;制成品进口对 FDI 有影响,但是不显著。FDI 对制成品进口的显著影响与我国加工贸易是国际贸易的重要组成部分这一现实相吻合,制成品进口对 FDI 的影响不显著也证明了在经济日益全球化的今天,经济全球化的次序不再那么明显,也就是母国的直接投资不完全遵循先出口(对东道国就是进口)培育或检验市场后再投资的规律了。

4. 引人注目的是,虽然长期中直接投资对进口具有促进作用,但在短期中,对华直接投资对制成品的进口具有替代效应。这个结论长期支持贸易和投资之间是互补的假说,而短期中则支持蒙代尔提出的投资替代贸易理论。

5. FDI 对贸易起作用的短期因素中,滞后三期的 FDI 表现得最为显著。由此可见,外商直接投资具有滞后性,一般在第二、三年才会发挥促进贸易的作用。

(二) 分析及启示

1. 在中国,FDI 与国际贸易之间互补关系的作用远大于替代作用,这一结论对于政府制定政策具有非常重要的指导意义,它从一个角度说明我国实行的大力引进外资和扩大出口的政策合理性。这两个目标之间不仅不存在冲突,而且是相辅相成的。最近我国经济学界有一种讨论:中国是不是还需要那么多外资?一些学者列举外商投资对中国企业的发展造成了很大损害,

否认“外商直接投资一定对落后国家有好处”的观点，而另一些学者提出反驳。本文并不直接参与这种讨论，但却可以将这个问题进一步引至对我国经济发展战略的思考。根据本文 FDI 与贸易之间的关系是互补的这一实证结论，我国特别是东部沿海地区改革开放以来取得令世人瞩目的成就，大力吸引外资是功不可没的。正是前文提到的东部三大集聚支撑着东部沿海地区的快速增长，三大集聚是拉大我国区域差距的主要原因所在（梁琦，2004）。当然外资进入肯定是有利也有弊的，但究竟是利大于弊还是弊大于利，要分经济发展阶段也要分不同地区来看。

2. 在中国，制成品出口与 FDI 之间存在着显著的双向反馈关系。这说明贸易和投资之间可以形成良性互动的促进机制。制成品的出口为何在长期带动了 FDI 的流入？从外资供给角度来看：对于国外投资者来说，低成本也就意味着高收益，在发展中国家进行低成本生产再出口到世界市场，意味着比本土生产有更高的回报。正是这种高回报的出口吸引了大量 FDI。统计资料显示，外商投资企业产品出口额迅速增长，在我国外贸出口中已成为推动我国对外贸易发展的主要力量之一，对我国经济保持较高的增长速度也发挥了积极的作用。外资投资企业生产的制成品能够大量出口，意味着在中国生产具有较强的国际竞争力。因而在预期利益的驱使下，外商就会增加对中国的再投资，实现出口带动 FDI 流入的循环。我国东部地区的 FDI 集聚和出口贸易集聚佐证了这一结论。这对于我国今后制定贸易和投资政策具有参考价值，说明政府制定政策时兼顾贸易和投资政策的协调的重要性。也由此可见中国的比较优势对外资的巨大吸引力。

3. 中国改革开放的实践经验较好地验证了关于贸易和投资关系的两个模型。误差修正模型显示，滞后一期的 FDI 增长率对进口具有正面影响，而滞后两期的 FDI 增长率对进口具有负面影响。可以这么解释：FDI 流入对进口的促进作用只是表现在 FDI 刚流入时对投资必需品（如资本品、技术和相关服务业投资）的大量需求。到第二年，FDI 对进口水平就会有替代作用。可能的原因有两个：一个是由于外资企业的技术外溢效益使我国产品竞争力的加强，从而部分代替了从国外的进口（比如很多电器产品）；另一个则是原来出口到中国的商品，由于直接投资而变为在中国生产，从而代替了进口。这和我们在基本分析框架中关于 FDI 和进口关系的假设相吻合，也佐证了蒙代尔关于投资对贸易的替代理论。所以，实证结论长期中支持贸易和投资互补关系的假说，而短期中则支持蒙代尔提出的贸易投资替代理论。

4. 实证结果较好地解释 FDI 增长率与出口增长率之间的不一致性。关于中国投资与贸易的描述性统计结果显示，我国 FDI 增长率和出口增长率并不是同步变化。通过计量分析发现，无论在长期还是短期，FDI 都是制成品出

口变化的显著的格兰杰原因。而短期因素中,滞后三期的 FDI 表现得最为显著。即外商直接投资具有滞后性,一般在第二、三年才会发挥促进贸易的作用。这说明,一般情况下,由于长期作用的影响,两者应该基本步伐一致。但是突发事件造成的短期影响将超过长期影响,以致两者出现背离。1992 年邓小平同志的南巡讲话极大地促进了我国外商直接投资的发展,FDI 的年增长率甚至达到了 150%,而投资对贸易的短期影响有两三年的时滞,所以在 1994 年,当 FDI 无法维系前两年 150% 左右的增长率出现大幅度下降时,出口的增长率反而表现为继续增加。而 1997 年亚洲金融危机导致 FDI 大幅度下降时,短期外贸增长率不仅下降不多,甚至还有年份是增加的。这反映了外商直接投资对出口的影响是有一定的时滞的。上述结论对于政府政策的制定以及计划目标的安排也有一定的借鉴作用。也就是说,要充分考虑时滞可能造成的影响,决策要有前瞻性。

5. 各省在 FDI 和贸易上表现出的高度一致性和东部三大集聚的现实,均说明我们可以采用优惠的外资政策来扩大内地的开放度。实证研究表明,FDI 与贸易是存在着双向的因果关系的,所以尽管一些学者指出外商投资对中国“无利”的一面,所说有一定道理,但对经济欠发达的广大中西部地区另当别论。如同我在前面已指出的,引进外资的利弊分析要分阶段而言,因为我国经济发展存在着严重的地区差异,可谓东部与中西部地区处于不同的发展阶段,所以引进外资的利弊分析在中国还得分地区而言。我认为对广大的中西部地区来说,外资不是多了而是少了。首先中西部地区的资本欠缺,其次中西部地区的开放度较低。中西部地区对外开放可以从扩大引资力度着手,以外资带动外贸的发展。中国目前对于投向西部的外资,除了给予投向西部的内资同样的税收优惠,另外还给予土地、矿产资源、贷款额度等其他优惠政策,本文的实证研究支持这样的政策。

6. 虚拟变量在初级产品出口和制成品进口上不显著,可能的原因主要是:初级产品出口量在 20 世纪 80 年时几乎占了总出口量的一半,以后逐年递减,到 2001 年只占不到 10%,其减少的趋势一直很平稳地存在,并不因外资政策有突变,同时由于 FDI 投入到初级产品加工产业的比重本来就很小,所以对虚拟变量反映不显著。至于制成品进口,可能更大程度上取决国家对进口管理的松紧程度,因为中国的进口倾向一直很高,制成品,特别是机器设备的进口需要层层审批,进口量更大程度上取决于政府的管制,所以对外资政策反应不是很灵敏。

最后说明,如果能对贸易和投资的产业结构作细分,则本文研究会更加理想。但由于分行业相关数据的不可得,我们无法达到这一愿望,这有待于今后采取更好的方法作更进一步的研究。

附录一 变量的单位根检验

变量	ADF 检验值	临界值	PP 检验值	临界值	结论
LOGEX	-2.89	-3.27	-2.32	-3.26	不平稳
DLOGEX	-3.54*	-3.27	-4.94***	-4.5	平稳
LOGEXCJ	-0.50	-2.65	-0.81	-2.65	不平稳
DLOGEXCJ	-6.10	-3.83	-5.69	-3.80	平稳
LOGEXZC	-2.15	-2.65	-1.95	-2.65	不平稳
DLOGEXZC	-2.99*	-2.66	-4.67***	-3.8	平稳
LOGIM?	-2.67	-3.27	-2.81	-3.26	不平稳
DLOGIM	-5.12***	-3.83	-3.83***	-3.80	平稳
LOGIMCJ	-0.20	-2.65	0.33	-2.65	不平稳
DLOGIMCJ	-3.69**	-3.03	-3.69**	-2.65	平稳
LOGIMZC	-0.85	-3.81	-0.64	-2.65	不平稳
DLOGIMZC	-4.28***	-3.83	-3.57	-3.02	平稳
LOGFDIS	-0.54	-3.26	-3.24	-3.26	不平稳
DLOGFDIS	-1.72*	-1.63	-3.49***	-2.69	平稳

注(1)D表示一阶差分(2)*、**和***分别表示10%、5%和1%显著性水平下检验值是显著的,无标志说明检验值不显著。临界值对应检验值的显著性水平。

附录二 变量之间协整性关系检验

检验变量	似然比	临界值	结论
LOGEX、LOGFDIS(1 2)	15.96 1.73	15.41 3.76	有一个协整关系
LOGEXCJ、LOGFDIS	22.00 1.95	15.41 3.76	有一个协整关系
LOGEXZC、LOGFDIS(1 2)	17.75 2.76	15.41 3.76	有一个协整关系
LOGIM、LOGFDIS	16.43 1.92	15.41 3.76	有一个协整关系
LOGIMCJ、LOGFDIS(1 2)	17.09 1.21	15.41 3.76	有一个协整关系
LOGIMZC、LOGFDIS	18.78 1.54	15.41 3.76	有一个协整关系

附录三 各贸易变量与 FDI 的误差修正模型估计

LOGEX 和 LOGFDIS 的误差修正模型:

$$\begin{aligned}
 DLOGEX = & 0.12 \quad -0.30EC(-1) + 0.43DLOGEX(-3) - 0.12DLOGFDIS(-3) \\
 & (3.05)^{***} \quad (-2.58)^{**} \quad (2.24)^{**} \quad (-1.34) \\
 DLOGFDIS = & 0.69EC(-1) + 1.03DLOGFDIS(-1) \\
 & (4.16)^{***} \quad (7.75)^{**} \\
 & -0.40DLOGEX(-1) + 0.16DLOGFDIS(-3) \\
 & (-1.82)^* \quad (2.00)^*
 \end{aligned}$$

续表

LOGEXCJ 和 LOGFDIS 的误差修正模型:

$$\begin{aligned} DLOGEXCJ &= -1.54EC(-1) + 0.55LOGEXCJ(-1) \\ &(-6.31)^{***} \quad (3.38)^{***} \\ DLOGFDIS &= 1.44EC(-1) - 0.97DLOGEXCJ(-1) - 0.73DLOGEXCJ(-2) \\ &(1.67) \quad (-1.69) \quad (-1.76) \quad (5.20)^{***} \\ &+ 1.04DLOGFDIS(-1) + 0.16DLOGEXCJ(-3) \\ &(1.43) \end{aligned}$$

LOGEXZC 和 LOGFDIS 的误差修正模型:

$$\begin{aligned} DLOGEXZC &= 0.23 \quad -0.30EC(-1) - 0.21DLOGFDIS(-3) \\ &(5.01)^{**} \quad (-2.44)^{**} \quad (1.97)^* \\ DLOGFDIS &= 0.39EC(-1) + 1.03DLOGFDIS(-1) + 0.13DLOGFDIS(-3) \\ &(3.48)^{**} \quad (7.46)^{***} \quad (1.62) \end{aligned}$$

LOGIM 和 LOGFDIS 的误差修正模型:

$$\begin{aligned} DLOGIM &= 0.14 \quad -0.83EC(-1) + 0.42LOGIM(-1) - 0.23DLOGFDIS(-2) \\ &(2.28)^{**} \quad (-2.94)^{***} \quad (1.85)^{**} \quad (-1.75)^* \\ DLOGFDIS &= 1.04EC(-1) + 1.25DLOGFDIS(-1) + 0.20DLOGFDIS(-3) \\ &(2.97)^{***} \quad (5.70)^{***} \quad (1.96)^* \\ &- 0.52DLOGIM(-1) - 0.68DLOGIM(-2) \\ &(-1.89)^* \quad (-3.07)^* \end{aligned}$$

LOGIMCJ 和 LOGFDIS 的误差修正模型:

$$\begin{aligned} DLOGIMCJ &= 0.31 \quad -0.72EC(-1) + 0.33DLOGIMCJ(-1) \\ &(2.68)^{**} \quad (-3.15)^{***} \quad (1.43) \\ &- 0.64DLOGFDIS(-1) - 0.22DLOGFDIS(-3) \\ &(-1.86)^* \quad (-1.22) \\ DLOGFDIS &= 0.43EC(-1) + 1.17DLOGFDIS(-1) - 0.20DLOGIMCJ(-1) \\ &(3.37)^{***} \quad (11.31)^* \quad (-1.55) \\ &- 0.24DLOGIMCJ(-2) - 0.05DLOGIMCJ(-3) \\ &(-1.80)^* \quad (-0.36) \end{aligned}$$

LOGIMZC 和 LOGFDIS 的误差修正模型:

$$\begin{aligned} DLOGIMZC &= -0.96EC(-1) + 0.48DIMZC(-1) + 0.46LOGFDIS(-1) - 0.29FDIS(-2) \\ &(-4.30)^{**} \quad (2.55)^{**} \quad (1.87)^* \quad (-1.60) \\ DLOGFDIS &= 0.42EC(-1) + 1.15DLOGFDIS(-1) - 0.54DLOGFDIS(-2) \\ &(1.48) \quad (5.16)^{***} \quad (-1.78)^* \\ &+ 0.37DLOGFDIS(-3) - 0.29DLOGIMZC(-2) \\ &(2.00)^* \quad (-1.40) \end{aligned}$$

参考文献

- [1] Bayoumi, T. and G. Lipworth, "Japanese Foreign Direct Investment and Regional Trade", IMF Working Paper WP/97/103, IMF, 1997.
- [2] Gopinath, M., D. Pick, and U. Vasavada, "The Economics of Foreign Direct Investment and Trade with an Application to the US Food Processing Industry", *American Journal of Agricultural Economics*, 1999, 81(2), 442-452.
- [3] 郭小满, "中国外商直接投资差异多", 《经济学消息报》, 2003年第569期, 第5版。

- [4] 古扎拉蒂,《计量经济学》。北京:中国人民大学出版社,2000年。
- [5] 国家统计局,《中国统计年鉴》。北京:中国统计出版社,1983—2002各年。
- [6] Hein, S., "Trade Strategy and the Dependency Hypothesis: A Comparison of Policy, Foreign Investment and Economic Growth in Latin America and East Asia", *Economic Development and Cultural Change*, 1992, 40(3), 495—521.
- [7] Jun, K. W. H. and Singh, "The Determinants of Foreign Direct Investment in Developing Countries", *Transnational Corporations*, 1996, 2(5), 67—105.
- [8] 梁琦等,“我国制造业布局与西部制造业的比较优势研究”,《统计参考资料》,2003年第93期,第1—20页。
- [9] Kevin Honglin Zhang, Shun Feng-Song, "Promoting Exports: The Role of Inward FDI in China", *China Economic Review*, 2000, 11, 385—396.
- [10] Lucas, R., "On the Determinants of Foreign Direct Investment: Evidence from East and Southeast Asia", *World Development*, 1993, 21(3), 391—406.
- [11] 梁琦,“跨国公司海外投资与产业集聚”,《世界经济》,2003年第9期,第29—37页。
- [12] 梁琦,《产业集聚论》。北京:商务印书馆,2004年。
- [13] 李荣林,“国际贸易和直接投资的关系:文献综述”,《世界经济》,2002年第4期,第44—467页。
- [14] Markuson, James R. and James R. Melvin, "Factor Movements and Commodity Trade as Complements", *Journal of International Economics*, 1983, 13, 341—356.
- [15] Markuson, James R. and Lars E. O. Sevansson, "Trade in Goods and Factor with International Differences in Technology", *International Economic Review*, 1985, 26(1), 175—192.
- [16] Pain, N., and K. Wakelin, "Export Performance and the Role of Foreign Direct Investment", *Manchester School Theory*, 1998, 5(1), 95—131.
- [17] Pfaffermayr, M., "Foreign Direct Investment and Exports: A Time Series Approach", *Applied Economics*, 1994, 26, 337—351.
- [18] Qing Zhang, Bruce Felmingham. "The Relationship between Inward Direct Foreign Investment and China's Provincial Export Trade", *China Economic Review*, 2001, 12, 82—89.
- [19] Xiaming Liu, Chengang Wang, Yingqi Wei, "Causal Links between Foreign Direct Investment and Trade in China", *China Economic Review*, 2001, 12, 190—202.
- [20] 张晓峒,《计量经济分析》。北京:经济科学出版社,2000年。
- [21] 左大培,“中国已不需要外资?”《经济学消息报》,2003年第569期,第1版。

An Empirical Analysis of the Relationship between Trade and FDI in China

QI LIANG

(Nanjing University)

XIAOSU SHI

(Zhejiang Geng-gi Industrial Co. Limited)

Abstract In this paper multivariate Granger causality tests with ECM are conducted to ex-

amine the relationship between trade and FDI in China using provincial-level time series data for the period 1980—2001. The following results are found. The complementary effect is much more notable than the substitution effect between FDI and trade. There exists stupendously consistency between FDI and trade in all the provinces. Two-way causality between the export of end products and FDI exists. Though FDI promotes the import of end products in the long run ,it has substitution effect in the short run. In the short run , FDI has forward impacts on trade.

JEL Classification F10 , F21 , O40