

高技术产业出口与 FDI 关系的协整分析

——基于台州市 1993—2008 年数据的实证研究

邢 震

(中共台州市委党校, 中国台州, 318000)

摘 要:在回顾国内外关于 FDI 与对外贸易关系的理论与文献的基础上, 运用台州市 1993—2008 年经济发展的相关数据, 对台州市高技术产业出口与 FDI 关系进行了实证研究。经过协整分析和 Granger 因果检验, 结果表明台州市 FDI 与高技术产业出口总量间存在着长期协整关系, 两者之间存在着较强的互补关系, FDI 对高技术产业出口产生了积极的促进作用。

关键词:高技术产业出口; FDI; 协整分析; 格兰杰检验

中图分类号:F061·5 **文献标识码:**A **文章编号:**1637-324X(2011)-01-56-61-06

一、问题的提出

出口贸易与外商直接投资(Foreign Direct Investment, EDI)之间有没有什么必然的联系?实际上, 在许多国际贸易理论和对外直接投资理论中不同程度地探讨过两者之间存在的关系, 国内外的经济学家对此也有自己的不同见解。但目前研究更多的是在进出口贸易与 FDI 的关系上面, 对于高技术产业出口贸易与 FDI 之间的关系方面涉及较少。众所周知, 高技术产业是国民经济和社会发展的战略性先导性产业, 是衡量区域核心竞争力、科技实力和经济发展后劲的决定性因素, 对优化产业结构、改善要素配置、转变经济发展方式均起到了很好的推动作用。作为中国第一家股份合作制企业诞生地, 民营经济是台州的特色和优势。但是, 随着宏观经济环境的变化和要素资源约束的趋强, 台州民营体制机制优势正在逐步弱化, 而民营经济的草根与弱质却展露无遗, 大部分产品档次低、科技含量低、附加值低;资源利用效率低于全省平均水平。而在大力发展生态经济、低碳经济的要求下, 如何促进产业结构升级、增强区域创新能力等问题一直困扰着台州经济的发展。因此, 通过探讨高技术产业出口与 FDI 之间的关系, 从而寻找到促进高技术产业发展的有效路径也不失为一个值得非常研究的课题。

本文拟以台州市为例, 通过台州市高技术产业出口贸易与外商在台州直接投资(1993—2008 年)的计量研究, 努力回答以下两个问题:一是高技术产业出口贸易与外商直接投资之间到底是替代、互补, 还是不存在任何关系;二是两者何为因果。

二、文献回顾

在研究 FDI 与对外贸易的关系方面, 各国研究成果为数众多。但比较有代表性的有两个:一个是以蒙代尔(1957)为代表的“相互替代关系理论”;另一个是以小岛清(1987)为代表的“相互补充关系理论”。蒙代尔的研究是建立在两个国家、两个产品和两种生产要素的标准国际贸易模型基础之上的。通过分析, 他认为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特定

收稿日期: 2010-12-20

作者简介:邢震, 浙江台州人, 中共台州市委党校, 经济学硕士, 研究方向: 出口贸易, 电子信箱: xingzhen0001@163.com。

的轨迹实施跨国直接投资,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,实现对商品贸易的完全替代,从而也就出现了“贸易替代型对外直接投资”。[1]而小岛清的理论认为,对外直接投资在一定程度上可以产生扩大、创造和促进对外贸易的作用,对外直接投资与对外贸易是互相补充的关系。[2]该理论通过大量的实证分析,验证对外直接投资与对外贸易的互补效应要大于替代效应。

从总体上看,FDI 与对外贸易之间的互补性要大于替代性,更有为数不少的统计显示,贸易与直接投资是相互促进、相互补充的。国外一些学者依据日本、美国、瑞士的统计数据,研究了这些发达国家对外直接投资对母国出口贸易的影响。研究表明,发达国家的对外直接投资对同行业的国际贸易更多地显示的是正面的积极影响。当然这些研究更多地是针对发达国家国际贸易与对外直接投资关系的理论分析。

国内许多学者也对外商直接投资与对外贸易的关系进行了大量的研究,并取得了一定的成果。邱立成(1999)认为,随着世界经济的发展,国际贸易与国际直接投资之间的联系日益密切,无论是在世界经济层面,还是在国家(母国与东道国)层面,国际直接投资与国际贸易紧密地结合在一起,成为两个密不可分的领域。[3]谢冰(2000)依据 1980—1997 年间的数据库,采用多元回归模型进行实证分析后得出 FDI 对我国出口的增长作用显著。[4]张小蒂、李晓钟(2001)利用 1983—2000 年的数据库分析得出 FDI 对我国进出口贸易总量及结构有重要的促进作用。[5]江小涓(2002)对外资企业与内资企业的高新技术产品出口份额进行了比较,认为 FDI 有利于优化中国的出口商品结构,提高出口商品的竞争力。[6]许和连、赖明勇(2002)利用协整分析技术和误差修正模型(ECM)进行分析得出不管是从长期还是短期来看,FDI 都对我国出口贸易产生了积极促进作用。[7]戴金平、冯蕾(2003)选取 1985—2002 年的各省数据,采用分布滞后模型,对 FDI 在我国东部地区 10 个省市出口中发挥的作用进行了分析,揭示了 FDI 对我国出口贸易促进作用因地而异的原因。[8]杨丹辉(2004)认为,随着我国利用外商投资规模的不断扩大,外商投资对我国出口总量扩张、结构调整以及出口竞争优势的形成有着不可忽视的影响。[9]朱玉杰、于懂(2004)以中国和其他 24 个国家或地区的最近三年的外贸和外资的实际数据为基础,用统计计量学方法对 FDI 和国际贸易关系进行实证研究,定量论证了 FDI 的贸易促进作用。[10]史小龙、张峰(2004)运用协整方法和误差修正模型,也证实了外商直接投资对我国进口和出口贸易显著的促进作用。[11]李琴(2004)年对中国改革开放以来的国际贸易与国际直接投资流入的关系进行实证分析,分析的结果表明,中国的对外贸易与外国直接投资的流入之间存在着长期稳定的正相关关系。[12]杨全发、陈平(2005)利用 1979—2003 年的相关数据,对 FDI 对我国出口贸易的作用进行了回归分析,认为 FDI 确实在推进我国的出口商品结构优化、提升出口竞争力、保持出口贸易的可持续增长方面起到了重大作用。[13]张军、王伟华(2005)采用中国 1982—2003 年的数据,运用协整分析方法和误差修正模型对中国 FDI 与国际贸易增长的均衡关系进行研究,结果证明两者之间存在长期的均衡关系。[14]戴志敏、罗希晨(2006)年研究表明,外商投资企业对我国的外经贸发展作出重要贡献,我国外商投资对出口贸易的影响宏观上属于互补效应,外商直接投资和商品出口额有双向的格兰杰关系,即两者互相影响。[15]

从已有的文献来看,这些研究大部分是从国家层面来研究 FDI 与对外贸易的关系,在区域层面的研究成果并不多。研究地方性区域尤其是经济发达地区的 FDI 与对外贸易的关系意义显得尤为重大,而对经济发展正处于转型升级时期的民营经济发达地区的台州来说,这种研究就显得更为重要。本文结合台州的高技术产业发展、出口状况与实际外商直接投资情况,运用计量方法,实证分析了台州实际外商直接投资与高技术产业出口的关系,并得出相关结论。

三、台州外商直接投资与高技术产业发展和出口现状

(一) FDI 发展现状

自 20 世纪 80 年代中期以来,台州把发展外向型经济作为经济跨越的新支点。外向型经济发展迅速,特别是“十五”、“十一五”以来外向型经济在国民经济中的地位不断提高,外商直接投资也对台州经济的增长起到了有效的促进作用,吸收外商投资也成为台州对外开放的重要组成部分。

台州利用外资已走过了二十多年的发展历程,而近几年台州在吸引外资方面也取得了较大的进展,实际利用外资连年增长,2003 年突破 2 亿美元,而在 2006 年突破了 3 亿美元,虽然在 2008 年略有回落,但也保持在 2 亿多美元的规模。总的来说,台州利用外资的发展历程可大致分为三个阶段:(1)自然发展阶段(1985—1992)。从 1985 年台州设立第一家外商投资企业以来,实际外资从零到 1988 年的 9 万美元,再到 1992 年的 548 万美元。这个时期主要受到税收、进出口权等优惠政策的简单激励,外资自发进入,而政府的审批比较严格。(2)逐步提升阶段(1993—1999)。从 1993 年到 1999 年,政府开始进行早期的投资促进活动。另外,一些地方性的优惠政策陆续出台。但是区域环境的先天不足和民营企业的排他性制约了台州外资的快速发展,年实际外资在 2 500 万美元到 5 000 万美元之间。(3)快速发展阶段(2000—2008),从 2000 年到 2007 年,年实际利用外资从 5 083 万美元增长到 31 150 万美元,在图 1 中也可看出,这段时期台州的外资利用迅速增长(虽然在 2008 年数值有所回落,究其原因,是受国际投资整体环境影响)。①这一时期内,政府比较关注和重视利用外资工作,引资力度也在加大,而投资环境也不断得到改善,民营企业开始寻求合作空间,市场、产品和资本国际化理念开始萌芽。

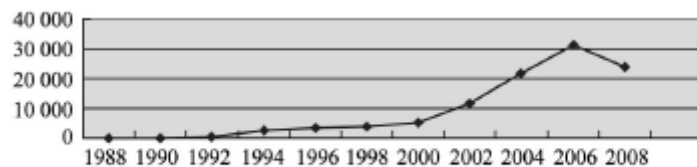


图 1 台州市各年实际利用外资情况 (单位: 万美元)

但即便是近几年的快速增长,台州目前的外资总量依然偏少,质量偏低,同周边城市相比差距较大,在总量基数较小的情况下,增长速度仍比不上绍兴、嘉兴等地。另外在投资软环境的建设方面也缺乏长效机制,使得外商投资企业在生产经营过程中遇到较多的困难和问题。在整个浙江省的城市中,台州目前在利用外资方面仍处于落后位置。虽然目前台州引进外资的规模有所扩大,在 1988—2008 年当中,实际利用外资的最高额年份为 2006 年和 2007 年的 3.11 亿和 3.12 亿美元,均超过了 3 亿美元,但规模仍远远小于省内其他的一些城市。此外,台州外资投向的部门结构不尽合理,像农业、能源、重要原材料、交通等基础产业和基础设施的投资项目比例偏低,增长缓慢;制造业实际利用外资占总额比例较高,农、林、牧、渔业实际利用外资非常有限。

(二) 高技术产业发展及出口现状

自从 1988 年国家实施“火炬计划”以来,经过二十多年的发展,台州的高技术产业从无到有、从弱到强,呈现出高速发展的状态,2001 年至 2008 年规模以上高技术产业总产值平均增长 33.05%,增加值平均增长 31.97%,高技术产业总体规模不断扩大。2008 年高技术产业总产值达到 270.2 亿元,出口交货值 132 亿元。

随着企业改革和产品结构不断优化,台州涌现出了一批优势企业,成为台州高技术产业发展的中坚力量,不但在国内有一定知名度,在国际上也具有一定的影响力和竞争力。在台州的高技术产业中,医药制造业占了较大比重,而医药类产品出口也在高技术产业出口中占了较大的份额。作为全国唯一的国家级化学原料药出口基地,台州的原料药出口量达到全国总量的 10%和全省总量的三分之一。同时一些骨干企业也成了国内外知名医药企业和行业的龙头。

虽然台州的高技术产业经过多年努力,取得了长足发展,而且出口额也在每年保持稳定增长,但其产业规模并不大,发展规模和水平与省内发达地市相比差距较大,虽然统计指标中台州在省内排名靠前,但其总量只是杭州的五分之一,宁波的一半,高技术产业对全市产业结构优化升级促进不够明显。另外,台州的高技术产业行业分布相对集中,主要集中在医药制造业、医疗设备及仪器仪表、电子及通讯设备制造业等方面,三大行业工业增加值占全市高技术制造业增加值的 97.9%。在高技术产业出口方面,以医药制造为例,由于各行业产业链较短,产品相互配套能力差,企业协作程度不高,产业外向性较高,更多的是为国外制剂企业配套。

四、实证分析

(一) 变量选择与数据选取

传统的时间序列经济计量学在对经济变量进行研究时都是假设所分析的数据满足平稳性要求,并在此基础上对经济计量模型中的参数作估计和假设检验,而一系列的分析表明,许多宏观经济时间序列并不符合平稳性要求,即是非平稳的。对非平稳的时间序列,在使用传统的估计方法以及估计变量间的关系时可能会导致错误的论断。近二十年来,随着非平稳性时间序列分析,特别是时间序列的单位根检验(Unit root test)和协整检验(Co-integration test)分析技术的发展,经济学界对宏观经济数据的看法已发生了根本性的变化。在建立模型之前,首先要检验数据的平稳性,如果数据是非平稳性的,即含有单位根,就需要进行差分,以达到平稳性要求,如果多个数据序列非平稳,则要考虑这些变量之间是否存在协整关系即长期均衡的动态关系。在这样分析的基础上建立分析模型,并进行估计和推断,这已经成为宏观数据分析的标准模式。在进行上述的分析后还要进行格兰杰因果检验(Granger causality test)。本文正是基于这一思路来分析高技术产业出口与 FDI 之间的关系。

本文以台州市历年实际利用外商直接投资额作为的流入量,以历年的高技术产业主要产品出口额来表述高技术产业出口贸易。本文对台州市 1993—2008 年的高技术产业出口额和实际利用外资额等变量进行经济计量实证分析,主要数据来源于《台州市统计年鉴》历年数据。由于部分资料的缺失,我们对相关数据进行了处理。其中,高技术产业出口额采用的是在台州市高技术产业具有代表性的三大行业,即医药制造业、通信计算机及其他电子设备制造业和仪器仪表制造业的出口额的总额作为近似替代。

表 1 1993—2008 年 HTEX, FDI 单位: 万美元

年份	HTEX	FDI	年份	HTEX	FDI
1993	1 018	2 596	2001	14 844	5 568
1994	2 078	2 589	2002	20 564	11 800
1995	2 394	3 700	2003	29 515	21 588
1996	3 058	3 510	2004	47 494	21 684
1997	3 433	3 697	2005	51 076	25 107
1998	4 988	3 849	2006	62 478	31 138
1999	7 322	4 347	2007	78 444	31 150
2000	10 354	5 083	2008	103 760	23 890

文中将高技术产业出口额设为 HTEX, 实际外商直接投资设为 FDI。在《统计年鉴》中高技术产业出口额和实际外商直接投资的单位均为“万美元”,所以无须进行汇率换算。为了克服异方差,同时也为了消除异常值的影响,我们对变量 HTEX 和 FDI 都取对数,记为 LnHTEX 和 LnFDI。用 DLnHTEX 和 DLnFDI 分别表示 LnHTEX 和 LnFDI 的一阶分差,即这些变量的年增减值。研究它们在样本区间为 1993—2008 年之间的年度关系,采用 Eviews5.1 软件完成。1993—2008 年台州市高技术产业出口额和 FDI 数据见表 1。

(二) 平稳性检验

时间序列分析中最常遇到的问题是关于时间序列数据的平稳性问题。①如为非平稳,则在对经济变量的时间序列进行传统的

OLS (Ordinary Least Squares)分析之前,应先进行 ADF (Augmented Dickey-Fuller)检验②,确保模型分析所用序列的平稳性。模型一般形式为:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

其中 Y_t 为待检验时间序列, Δ 为差分算子, β_1 为截距项, β_2 为趋势项, $\sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i}$ 为 ΔY_t 的若干滞后项, ε_t 为随机干扰项。对 HTEX 和 FDI 分别取自然对数,得到 $\ln HTEX$ 和 $\ln FDI$,再分别进行单位根检验。表 2 的检验结果表明,在 1%、5%、10%的显著水平下,它们都存在单位根,是非平稳时间序列。为此,需要判断一阶差分是否为平稳。

表 2 $\ln HTEX$, $\ln FDI$ 单位根检验结果

变量	检验形式 (C, T, K)	ADF 统计值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
$\ln HTEX$	(C, T, 1)	-1.862015	-4.8025	-3.7921	-3.3393
$\ln FDI$	(C, T, 1)	-1.739052	-4.8025	-3.7921	-3.3393

表 3 $DHTEX$, $DFDI$ 单位根检验

变量	检验形式 (C, T, K)	ADF 统计值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
$DHTEX$	(C, 0, 0)	-5.502995	-4.0113	-3.1003	-2.6927
$DFDI$	(0, 0, 0)	-2.038072	-2.7570	-1.9677	-1.6285

由表 3 的 ADF 检验结果可知, $DHTEX$ 、 $DFDI$ 在 5%的显著性水平下拒绝单位根零假设,即它们的一阶差分是一个平稳的过程,即一阶单整 $I(1)$ 。于是,可以通过进一步的协整检验来分析变量之间的关系。

(三) 协整分析

在计量经济学中,在对变量间的相互关系进行分析时,常使用回归分析。但这种回归方法要求变量是平稳的。如果变量是非平稳的过程,这种回归分析的结果就不能作为推断的依据,有可能产生虚假回归。而协整分析方法就是处理这种非平稳时间序列的有力工具,它有助于分析变量之间的长期均衡关系。

根据协整的定义,如果两个变量是同阶非平稳单整序列,那么其线形组合可能存在着长期稳定关系,即协整关系。由于 $\ln HTEX$ 、 $\ln FDI$ 都是一阶单整序列,因此 $\ln HTEX$ 和 $\ln FDI$ 之间可以进行协整检验。最常用的协整关系检验方法有 Engle-Granger 两步检验法和 Johansen 检验。在这里,由于我们只考虑高技术产业出口与 FDI 之间的关系,只有两个变量,所以在协整检验的时候可以使用两变量的 Engle-Granger 检验。

假设 Y 与 X 间的长期均衡关系可以由:

$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \mu_t$ 表述, 式中 μ_t 为干扰项。

第一步, 用 OLS 法估计上述方程并计算非均衡误差, 得到:

$$\hat{Y}_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 X_t \quad e_t = Y_t - \hat{Y}_t$$

第二步, 检验 e_t 的单整性。如果 e_t 为稳定序列, 则认为变量 Y_t 、 X_t 为 (1, 1) 阶协整; 如果 e_t 为 1 阶单整, 则认为变量 Y_t 、 X_t 为 (2, 1) 阶协整。

检验 e_t 的单整性的方法也采用 ADF 检验。由于协整回归中已含有截距项, 则检验模型中无须再用截距项。如使用模型:

$$\Delta e_t = \delta e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta e_{t-i} + \varepsilon_t$$

进行检验时, 拒绝零假设 $H_0: \delta = 0$, 意味着残差项 e_t 是平稳序列, 从而说明 X 与 Y 是协整的。做 $\ln HTEX$ 关于 $\ln FDI$ 的 OLS 回归, 得到两者的回归方程:

$$\begin{aligned} \ln HTEX &= -3.7126 + 1.453908 \ln FDI \\ &\quad (-3.452800) \quad (12.26435) \\ R^2 &= 0.914849 \quad \bar{R}^2 = 0.908767 \\ DW &= 0.935826 \quad F = 150.4142 \end{aligned}$$

对该回归的残差项 e_t 进行 ADF 检验, 在 5% 的水平下通过检验 (如表 4), 表明残差序列 e_t 是平稳的。

表 4 ADF 检验结果

ADF 统计值	-2.611213	1% 临界值	-2.7411
		5% 临界值	-1.9658
		10% 临界值	-1.6277

以上协整方程表明, 在高新技术产业出口与 FDI 的长期均衡关系中, FDI 的高新技术产业出口乘数是 1.45, 即 FDI 每增加一个单位, 高新技术产业出口也会增加 1.45 个单位。

(四) 误差修正模型 (ECM)

如果变量之间是协整的, 则可以认为它们之间存在着长期的均衡关系。而在短期这些变量可能是非均衡的, 随机项是均衡误差 e_t 。变量间这种短期非均衡关系可以由误差修正模型 (ECM, Error Correction Model) 来描述。

假设两变量 X 与 Y 的长期均衡关系用 $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \mu_t$ 表示, 由于在现实经济中 X 与 Y 很少处在均衡点上, 所以我们实际观

测到的只是 X 与 Y 间的短期的或非均衡的关系。假设具有如下 (1, 1) 阶分布滞后形式:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} + \delta Y_{t-1} + u_t$$

此模型显示的是第 t 期的 Y 值, 不仅与 X 的变化有关, 而且与 t-1 期 X 与 Y 的状态值有关。

由于变量可能是非平稳的, 因此不能直接运用 OLS 法。对上式适当变形得:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + (\beta_1 + \beta_2) X_{t-1} - (1 - \delta) Y_{t-1} + u_t \\ &= \beta_1 \Delta X_t - (1 - \delta) (Y_{t-1} - \frac{\beta_0}{1 - \delta} - \frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \delta} X_{t-1}) + u_t \end{aligned}$$

$$\text{或 } \Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t - \lambda (Y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 X_{t-1}) + u_t$$

$$\text{式中, } \lambda = 1 - \delta \quad \alpha_0 = \beta_0 / (1 - \delta), \quad \alpha_1 = (\beta_1 + \beta_2) / (1 - \delta)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t - \lambda \cdot ecm_{t-1} + u_t, \text{ 其中 } ecm \text{ 表示误差修正项。}$$

$$\text{其中 } ecm_{t-1} = Y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 X_{t-1} \text{ 表示误差修正项。}$$

由前文协整分析可知, lnHTEX 与 lnFDI 存在 (1, 1) 阶协整关系。因此, 将残差 et 作为误差修正项, 可建立的误差修正模型为:

$$\begin{aligned} \Delta \ln HTEX_t &= 0.648616 \Delta \ln FDI_t - 0.360861 (\ln HTEX_{t-1} + \\ &\quad 3.7126 - 1.453908 \ln FDI_{t-1}) \end{aligned}$$

(五) 格兰杰因果关系检验

当两变量在时间上有先导—滞后关系时, 能否从统计上考察这种关系是单向的还是双向? 即主要是一个变量过去的行为在影响另一个变量的当前行为, 还是双方的过去行为在相互影响着对方的当前行为? 格兰杰 (Granger) 给出了一个简单的检验程序。格兰杰检验是通过受约束的 F 检验完成的。如针对 X 不是 Y 的格兰杰原因这一假设, 分别做包含与不包含 X 滞后项的回归。如果计算的 F 值大于给定显著性水平 α 下 F 分布的相应的临界值 $F_{\alpha}(m, n-k)$, 则拒绝原假设, 认为 X 是 Y 的格兰杰原因。通过前文的协整检验已经表明, 高技术产业出口与 FDI 之间存在着长期均衡关系, 但这种均衡关系是否构成因果关系则还需要进一步检验, 检验结果如表 5。

表 5 格兰杰检验结果

零假设	F 统计值	P 值	判断
FDI 不是 HTEX 的 Granger 原因	3.78891	0.06401	拒绝
HTEX 不是 FDI 的 Granger 原因	3.42177	0.07848	拒绝

从格兰杰因果检验可知, 高技术产业出口与 FDI 之间互为因果关系, 即外商直接投资是高技术产业出口变化的原因, 高技

术产业出口是外商直接投资变化的原因,高技术产业出口与外商直接投资关系是互补的。本文所采用的数据、运用的计量分析方法等具有可重复操作性,因此所得到的这个结论具有一定的科学和理论意义。

五、结论与建议

在误差修正模型中,各变量的回归系数通过了显著性检,误差修正项的系数为负,符合反向修正机制。模型中的非均衡误差的系数为 -0.360861 ,意味着上一年度的非均衡误差以 36.0861% 的比率对本年度的高技术产品出口总额增量作出反向修正。在模型中,被解释变量的波动可以分为短期波动和长期均衡两部分。根据ECM模型显示,台州的外商直接投资总额与高技术产业出口之间存在密切的联系,两者成同方向变动,如果外商直接投资变化 1% ,引起高技术产业出口增加 0.648616% ,而上一年的非均衡误差以 0.360861 的比率对本年度的高技术产业出口作出修正。外商直接投资增强了台州产品出口竞争能力,改善了台州出口产品的结构,这符合宏观经济的一般规律。虽然从本文的研究中可以初步得出台州的FDI与高技术产业出口有互补性的关系,但结合台州目前FDI与高技术产业出口贸易的现状,为了更好地利外商直接投资和促进高技术产业出口贸易的发展,还应当注重以下方面的问题。

一是改善投资环境,促进对外经贸发展。通过健全投资和贸易的法律、法规以及相应的配套政策与措施,创造一个有利于竞争力提升、有利于高技术产业发展的国内经济环境。一个好的外贸环境,可以帮助企业作好进出口安排,减少进出口企业的风险。充分利用外商直接投资与高技术产业出口贸易相互补充、相互促进的关系,通过创新利用外资的方式,优化利用外资的结构,提高利用外资的质量,充分发挥外资在推动自主创新、产业升级、区域协调发展方面的积极作用。

二是提高招商引资质量,促进产业结构升级。纵观台州外商直接投资的结构与产业布局,以及台州高技术产业出口的产业层次,会发现这些产业更多的是集中在技术含量和附加值较低的环节,未能进入设计开发、知识产权经营这些知识、技术密集环节,在国际分工体系中居于产业链低端。如海正、东港化制剂生产的 80% 精力做原料药深加工为国外制剂企业配套,赚取的只是外资制剂企业 20% 的利润。为此,台州需要把利用外资与促进本地产业结构升级结合起来,提高利用外资的质量。充分发挥本地优势,制定优惠政策鼓励外资企业发挥其竞争优势,引导外商向资本密集型、技术密集型产业转变,将利用外商直接投资与促进产业结构优化升级相结合,推动新兴产业发展。

三是大力培养高素质人才,提高企业的学习能力。台州的高技术产业需要发展,但面临的问题就是人才的竞争,没有人才,就没有高技术产业的发展。外商在华直接投资可以为台州的企业带来先进的技术与管理经验,而我們也可以通过增强自身的学习吸收能力,充分利用外商在华直接投资的知识溢出效应,提高自身的科研水平和企业的管理经验,从而促进台州对外贸易的发展。

但同时,也要认识到尽管外商在华直接投资的知识溢出缩短了我們技术开发的时间,但大多数外商在华直接投资的知识溢出是有条件、有限度的。因此,不能片面地依赖于外商在华直接投资的知识溢出,而应该充分利用自身的科技研发力量,加强R&D的投入,大力培养高素质人才,积极研发新产品、新工艺、新技术,提升本地企业的出口竞争力。

参考文献:

- [1] Mundell, R.A. International Trade and Factor Mobility [J]. American Economic Review, 1957(47):321.
- [2] [日]小岛清. 对外贸易论[M]. 天津:南开大学出版社, 1987:88.
- [3] 邱立成. 论国际直接投资与国际贸易之间的联系[J]. 南开经济研究, 1999(6):33-39.
- [4] 谢冰. 外国直接投资的贸易效应及其实证分析[J]. 财经评论, 2000(4):30-35.

- [5]张小蒂, 李晓钟. 外商直接投资对我国进出口贸易影响的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2001(7):107-110.
- [6]江小涓. 中国的外资经济对增长、结构升级和竞争力的贡献[J]. 中国社会科学, 2002(6):6-9.
- [7]许和连, 赖明勇. 外商直接投资对中国出口贸易影响的实证分析[J]. 预测, 2002(2):10-13.
- [8]戴金平、冯蕾. 外商直接投资与中国的出口竞争力-地区差异的实证研究[J]. 南开经济研究, 2003(5):39.
- [9]杨丹辉. 外商投资对中国出口竞争力的影响[J]. 改革, 2004(3):79.
- [10]朱玉杰, 于懂. 外商直接投资对中国对外贸易影响的实证分析[J]. 财经问题研究, 2004(10):13-18.
- [11]史小龙, 张峰. 外商直接投资对我国进出口贸易影响的协整分析[J]. 世界经济研究, 2004(4):42-47.
- [12]李琴. FDI 流入与我国对外贸易关系的实证分析[J]. 世界经济研究, 2004(9):75-79.
- [13]杨全发, 陈平. 外商直接投资对中国出口贸易的作用分析[J]. 管理世界, 2005(5):65-69.
- [14]张军, 王伟华. FDI 与国际贸易增长关系的实证分析与对策研究[J]. 经济经纬, 2005(2):27-29.
- [15]戴志敏, 罗希晨. 我国外商投资与出口贸易关联度分析[J]. 浙江大学学报:人文社会科学版, 2006(11):67-73.