

影响我国参与东亚零部件贸易因素的实证分析

刘新英,孟令秀

(山东财经大学 国际经贸学院,山东 济南 250014)

摘 要:文章选取 2000—2012 年的我国参与东亚零部件贸易的相关数据,借助引力模型,运用面板模型对影响我国参与东亚区域零部件贸易的因素进行实证分析,结果表明:外商直接投资、国内生产总值、零部件关税税率对我国参与东亚区域零部件贸易的影响相对较大,而 2008 年金融危机这一虚拟变量及两国间的距离对零部件产品贸易的影响不显著。在此基础上,结合我国当前零部件贸易的发展现状及特点,文章有针对性的从国家和企业两方面提出了进一步扩大我国参与东亚零部件贸易的规模及提升在东亚贸易中地位的政策建议。

关键词:产品内分工;零部件贸易;扩展的引力模型

中图分类号:F753;F224 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-2670(2014)06-0052-08

近年来,伴随着技术的进步、贸易投资的自由化以及贸易壁垒的不断降低,国际贸易形势发生了巨大的变化,贸易方式由产业间向产业内、产业内向产品内分工转化,分工开始从产品层面深入到工序层面^[1]。全球零部件贸易的快速发展就是国际产品内分工的必然结果。东亚作为国际贸易活动最活跃的地区之一,其区域内零部件贸易的增长速度远远高于整个制成品贸易的增长速度。相关数据统计,东亚区域内的零部件贸易总规模由 2000 年的 7679.79 亿美元增长到 2012 年的 214209.69 亿美元,年平均增长率为 11.2%,且 2000 年以来,东亚区域内的零部件贸易比重均占世界贸易比重的 50% 以上,2007 年更是达到最高值 63%。

我国作为东亚区域的贸易大国,20 世纪 90 年代开始广泛参与国际分工,逐渐成为东亚区域不可或缺的一部分。尤其是改革开放以来,对外贸易迅速发展,参与东亚区域的零部件贸易的规模也得到迅速发展,零部件进口由 2000 年的 282.81 亿美元增长到 2012 年的 1925.91 亿美元,年增长率为 17.62%,相应的出口由 181.27 亿美元增加到 1827.39 亿美元,年增长率为 21.17%,且零部件贸易的进口始终大于出口,处于逆差状态。总体而言,我国的对外贸易之所以能快速增长,在很大程度得益于全球生产网络的发展,而正是由于全球生产网络将生产价值链分割成不同的阶段并由不同国家的企业来完成,这才促进了世界零部件贸易的快速发展,也促进了我国零部件贸易的快速发展。近年来我国零部件贸易的比重不断升高,并逐渐成为我国产品内分工贸易的重要组成部分。因此,对影响我国零部件贸易的因素进行实证研究,对我国对外贸易的发展及未

收稿日期:2014-08-02

基金项目:山东省自然基金项目“山东省农产品贸易边际测度及出口产品升级路径选择”(2013ZRB01949);山东省教育厅项目“国际商务专业研究生双语教学创新模式研究”(sdyj11201)。

作者简介:刘新英,女,山东济南人,经济学博士,山东财经大学国际经贸学院教授,研究方向:国际贸易;孟令秀,女,山东济南人,山东财经大学国际经贸学院硕士生,研究方向:国际贸易。

来的战略选择具有重要的理论与现实意义。

一、文献综述

Hanson 等^[2]认为跨国公司在产品内国际分工中扮演了重要的角色。他们通过对跨国公司与其海外子公司的实证研究,发现产品内贸易与贸易成本、东道国的收入税率呈现负相关,说明跨国公司主要通过对外直接投资(FDI)来影响一国的产品内贸易。Kierzkowski 等^[3]认为技术的进步促进了产品内分工的进行,同时还提出了服务成本的下降,尤其是通讯、运输和金融服务等的成本,在很大程度上影响着一国的产品内贸易。韩友德^[4]从生产阶段分工理论的角度,考察研究了东亚各国(地区)在产品内分工体系中所起到的作用,认为引发东亚区域生产分工的动因,是发达国家的外商直接投资 FDI。张明志等^[5]在进行研究测量时,将电子机械类产品分为零部件和成品,计算出 1995 年和 2005 年我国成品和零部件在进出口中所占的份额,同时结合对中间投入品贸易流向的分析,最后得出了我国在产品内分工价值链中处于低端环节的结论。郑昭阳等^[6]基于零部件贸易对我国在东亚地区贸易结构中的地位和作用进行了研究。通过计算和分析我国与东亚其他经济体在 1992 - 2005 年间的零部件贸易额发现,我国与东亚的主要贸易形式是从区域内进口零部件,经过加工组装后将最终的产品出口区域外市场,即完成“三角贸易”的中间枢纽环节。陈静等^[7]在对东亚区域的零部件贸易进行理论和实证研究中,将东亚区域经济体按人均 GDP 的高低,分为高梯度和低梯度国家。实证分析得出,不同梯度发展水平国家的零部件贸易呈现竞争互补关系,同时认为东盟自贸区的建立有利于东亚区域内的零部件产品内贸易。喻春娇等^[8]通过对机电行业零部件的贸易流动、贸易模式的分析,研究我国在东亚生产网络中的地位,认为我国主要凭借在机电零部件组装方面的比较优势迅速融入东亚生产网络,对发达经济体存在高度的进口依赖。张润^[9]基于中间产品贸易对我国在东亚分工体系的地位变化进行研究,认为我国中间产品贸易总体规模呈高速增长态势,且中间产品出口增速大于进口增速,通过分析 RCA 指数,表明中间产品的出口竞争力有所提升,总体技术水平已超过部分东盟国家。

在国内外学者研究的零部件贸易的已有文献中,大多借助产品内分工理论进行理论分析和采用静态的数据进行统计分析,较少对影响因素进行实证研究。本文主要对影响我国参与东亚零部件贸易的因素进行实证分析。

二、我国参与东亚零部件贸易的影响因素及其作用

在前人研究的基础上对贸易引力模型做进一步拓展,并加入金融危机这一虚拟变量,通过对 FDI 模型及 GDP 模型的对比,来实证分析影响我国参与东亚零部件贸易的主要因素及其作用。

(一)数据来源

构建的模型中共有 9 个东亚经济体,包括中国、香港、日本、韩国、新加坡、菲律宾、印度尼西亚、马来西亚和泰国。数据来源于联合国《标准国际贸易分类修订版 3)》SITC7、SITC8 项下的五分位数零部件数据,研究区间为 2000 - 2012 年 13 年间的零部件贸易数据。

(二)模型设定及影响因素选取

选择研究国家或地区双边贸易的引力模型作为分析工具,即两个国家或地区的贸易额与其经济规模正相关,而与两地之间的距离负相关,并根据产品内贸易相关理论和我国零部件贸易的特点,加入影响零部件产品内贸易的因素,形成扩展的引力模型,以此来分析影响我国参与东亚零部件贸易的主要影响因素及影响程度。

被解释变量及影响因素如表 1 所示,被解释变量 Y 是用来表示我国对东亚主要经济体的零部件贸易额

(进口、出口);*GDP* 则为一国的国内生产总值,反映一国的经济规模情况,经济规模越大,其对产品的供需能力越强,产品的贸易规模就越大;*DPGDP* 是贸易伙伴国的人均 *GDP* 差异的绝对值,该指标用来表示伙伴贸易国的要素禀赋差异情况,两国要素禀赋差异越大,产生零部件产品贸易的可能性越大,贸易规模就越大;*DIST* 指贸易双方首都之间的地理距离,其大小体现了双方贸易运输成本的大小,地理距离越大,双方贸易成本越高,则产品贸易规模越小;*FDI* 是指东亚各经济体每年对我国的直接投资存量,作为跨国公司的代理变量,认为 *FDI* 的流入与双方的零部件贸易规模成正相关关系;*TAR* 是指伙伴国间零部件关税水平差异的绝对值,东亚区域内的零部件贸易需多次进出口关境,对关税较为敏感,关税差异越小,越有利于双方的贸易,产品贸易规模越大。

在零部件贸易的分工中,不同生产工序空间上是分离的,这就需要支付额外的运输成本、联系成本和协调成本等,从而形成一个有效的生产网络,将属于不同空间的不同的生产工序连接起来。Jones 等人首先提出了服务联系成本的概念,并经过研究,证明该变量是决定国际产品内分工的重要因素。因此本文也将服务联系成本作为一个重要的影响因素进行分析。服务联系成本的度量采用 *INF*(计算互联网设施、移动及固定电话设施、铁路以及公路设施的平均值)作为其代理变量,来反映贸易伙伴国间的基础设施完善度差异的绝对值。

加入一个反映金融危机的时间虚拟变量 *SHOC*,2009 年作为受金融危机影响最大的一年,*SHOC* = 1,其他年份 *SHOC* = 0。部分学者还提出,贸易两国接壤,有利于促进双方的贸易活动,即共同边界与两国的产品内贸易呈现正相关关系。因此,本文在共同边界对我国与东亚经济体间零部件产品内贸易的影响上,选取 *BD* 作为虚拟变量,中韩两国间 *BD* = 1,我国与东亚其他经济体间 *BD* = 0。

表 1 模型变量选取及说明

变量名称	变量说明	数据来源
<i>Y</i>	我国与贸易伙伴国间零部件进出口额	UNCOMTRADE
<i>GDP</i>	国内生产总值,一国经济规模的代理变量	世界银行
<i>DPGDP</i>	贸易伙伴国的人均 <i>GDP</i> 差异的绝对值,一国要素禀赋的代理变量	世界银行
<i>FDI</i>	东亚各经济体对我国的外商直接投资量	中国统计年鉴
<i>DIST</i>	贸易伙伴国首都之间的距离	<i>www.geobytes.com</i>
<i>TAR</i>	两国间零部件关税水平差异的绝对值,贸易保护程度代理变量	<i>www.unctad.org</i>
<i>INF</i>	基础设施建设差异的绝对值,服务联系成本代理变量	世界银行
<i>BD</i>	共同边界虚拟变量(中韩 = 1,我国与其他经济体间为 0)	世界地图
<i>SHOC</i>	冲击虚拟变量(2009 年 = 1,其他 = 0)	

综上分析,构建增广引力模型具体形式如下:

$$\ln Y_{cit} = \alpha_{cit} + \beta_1 \ln GDP_{ct} + \beta_2 \ln GDP_{it} + \beta_3 \ln DPGDP_{cit} + \beta_4 \ln FDI_{cit} + \beta_5 \ln TAR_{cit} + \beta_6 \ln DIST_{ci} + \beta_7 \ln INF_{cit} + \beta_8 BD + \beta_9 SHOC + \mu_{cit}$$

(1)

其中, α_{cit} 为个体差异项, $\beta_1 \sim \beta_9$ 为每个影响因素的回归系数,来解释解释变量与被解释变量之间的相关关系, μ_{cit} 为随机干扰项。

(三) 模型检验及估计

1. 面板数据单位根检验

本文中所采用的数据是面板数据,分析工具是 Eviews 6.0 软件。由于面板数据为时间序列数,首先要对具有时间序列的变量进行平稳性检验。对于那些非平稳的时间序列,回归分析中往往会表现出较高的 R^2 ,但这些序列却是不相关的,所以回归的结果无效,即所谓的“伪回归”。为了避免这种情况的发生,需要对本文

所用的面板数据中的时间序列进行平稳性检验。

如表 2 所示的单位根检验结果中,T - Statistic 表示的每个截面中 ADF 平均值,由结果可以看出,所有的序列原序列都非平稳性的,但在一阶差分的情况下,各序列是平稳的,即均为一阶单整过程。

2. Hausman 检验

由于本文面板模型中所考察的各成员间存在着个体影响,因此采用的是变截距的面板模型。根据个体影响的不同形式,变截距模型又分为固定影响变截距模型和随机影响变截距模型。因此,在利用面板数据模型进行估计之前,应先通过 Hausman 检验,来确定是运用固定影响模型还是随机影响模型。

表 3 Hausman Test 检验结果

Correlated Random Effects – Hausman Test				
Pool: Untitled				
Test cross – section random effects				
Test Summary	Chi – Sq. Statistic	Chi – Sq. d. f.	Prob.	
Cross – section random	162.789948	7	0.0000	
Cross – section random effects test comparisons:				
Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	
$\ln GDP_e$	0.722009	0.718422	0.002332	0.0000
$\ln GDP_i$	–0.018485	–0.010815	0.003410	0.0000
$\ln DPGDP_{ci}$	0.001687	0.014456	0.000166	0.0000
$\ln FDI_{ci}$	0.107444	0.053683	0.008609	0.0000
$\ln TAR_{ci}$	–0.305631	–0.187342	0.004702	0.0000
$\ln INF_{ci}$	0.498602	0.486308	0.001126	0.0000
$SHOC$	–0.248903	–0.246197	0.000387	0.0000

普遍认为,随机影响模型(REM)适用于从较多的样本国家中随意抽选出来的国家之间的贸易,而固定影响模型(FEM)主要适用于对样本的选择比较有针对性的情况。按这种说法,本文适用于固定影响模型。由表 3 显示也可以看出, $W = 162. 789948 > \lambda_{0.01}^2 = 6. 635$,且相伴概率为 0. 0000,所以也拒绝模型为随机影响的原假设,建立个体固定影响模型。且由固定影响模型与随机影响模型的有效估计量与费有效估计量之差的协方差矩阵系数显示性检验的结果来看,固定影响效应为更有效的估计。

3. 模型估计

对本文中面板数据固定影响模型的估计运用两步回归法进行。首先,排除方程(1)中的两个时间恒定变量 $\ln DIST_{ci}$ 、 BD 后,即对方程(2)进行面板估计;然后提取估计结果中的个体效应作为被解释变量对时间恒定变量进行分析。

第一步:去除时间恒定变量 $\ln DIST_{ci}$ 、 BD 后,原方程变为:

$$\ln Y_{cit} = \alpha_{cit} + \beta_1 \ln GDP_{ct} + \beta_2 \ln GDP_{it} + \beta_3 \ln DPGDP_{cit} + \beta_4 \ln FDI_{cit} + \beta_5 \ln TAR_{cit} + \beta_6 \ln INF_{cit} + \beta_7 SHOC + \mu_{cit}$$

(2)

由于 GDP 与 FDI 变量之间存在高度的相关性,则相应的回归中就会出现多重共线性的情况,因此回归中将变量 GDP 与 FDI 分离开,对含有这两个变量的方程分别进行回归。经 Eviews 6. 0 软件回归结果如表 4。

表 2 面板单位根检验结果

ADF - Choi Z - stat	T - Statistic	Prob. * *
$\Delta \ln IM$	- 2. 29494	0. 0109
$\Delta \ln EX$	- 3. 73778	0. 0001
$\Delta \ln GDP_c$	- 2. 65142	0. 0040
$\Delta \ln GDP_i$	- 4. 09920	0. 0010
$\Delta \ln DPGDP$	- 4. 19425	0. 0011
$\Delta \ln FDI$	- 2. 42292	0. 0077
$\Delta \ln TAR$	- 2. 47211	0. 0052
$\Delta \ln INF$	- 2. 15652	0. 0155

数据来源:由 Eviews6. 0 软件计算得来。下同。

表 4 含 *FDI* 解释变量的方程估计结果

Variable	$IM^{\textcircled{1}}$		$EX^{\textcircled{2}}$	
	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.
α_{cj}	- 1. 029156	0. 0415	- 2. 425999	0. 0690
$\ln FDI$	0. 446492	0. 0493	0. 629615	0. 0087
$\ln DP GDP$	- 0. 217665	0. 0441	- 0. 210806	0. 0624
$\ln TAR$	- 0. 373472	0. 0241	- 0. 346213	0. 0224
$\ln INF$	0. 431717	0. 0002	0. 545326	0. 0001
$SHOC$	- 0. 050767	0. 2096	- 0. 216843	0. 1271
Fixed Effects (Cross)				
$CJ - \alpha$	0. 761921		- 0. 011485	
$CK - \alpha$	0. 507900		- 0. 468958	
$CHK - \alpha$	- 1. 936790		0. 471344	
$CS - \alpha$	- 1. 589259		- 1. 454871	
$CP - \alpha$	1. 488399		0. 453003	
$CT - \alpha$	0. 902649		0. 709123	
$CI - \alpha$	- 0. 848909		0. 379987	
$CM - \alpha$	0. 714089		- 0. 078144	
Effects Specification				
R - squared	0. 958031		0. 911587	
Adjusted R - squared	0. 952497		0. 899929	
Sum squared resid	28. 830770		31. 656270	
F - statistic	44. 542710		38. 164100	
Prob(F - statistic)	0. 000000		0. 000000	

表 5 含 *GDP* 解释变量的方程估计结果

Variable	<i>EX</i>		<i>IM</i>	
	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.
α_{cj}	- 3. 319372	0. 0000	- 1. 911395	0. 0244
$\ln GDP_c$	1. 055615	0. 0000	0. 742566	0. 0000
$\ln GDP_i$	0. 120381	0. 0169	0. 138188	0. 0669
$\ln DP GDP$	- 0. 058061	0. 0339	- 0. 011578	0. 0959
$\ln TAR$	- 0. 094562	0. 0382	- 0. 194610	0. 0823
$\ln INF$	0. 342067	0. 0002	0. 375460	0. 0050
<i>SHOC</i>	- 0. 203910	0. 0662	- 0. 251378	0. 1241
Fixed Effects (Cross)				
$CJ - \alpha$	1. 181614		1. 567011	
$CK - \alpha$	0. 385155		1. 096819	
$CHK - \alpha$	2. 089753		- 0. 822067	
$CS - \alpha$	0. 219861		- 0. 437601	
$CP - \alpha$	- 1. 347087		0. 272186	
$CT - \alpha$	- 0. 862931		- 0. 196330	
$CI - \alpha$	- 1. 287573		- 1. 985879	
$CM - \alpha$	- 0. 378791		0. 505862	
Effects Specification				
R - squared	0. 841916		0. 820244	
Adjusted R - squared	0. 823015		0. 798752	
Sum squared resid	7. 390954		16. 124390	
F - statistic	173. 107600		78. 188680	
Prob(F - statistic)	0. 000000		0. 000000	

①*IM* 代表我国从东亚区域各经济体内进口的零部件贸易额。

②*EX* 代表我国出口到东亚区域各经济体间的零部件贸易额。

由表 4 可以看出,不论是零部件进口还是零部件的出口,除虚拟变量 SHOC 系数估计不具有显著性外,其各解释变量的系数都与所预期的相同,且都具有显著性。在进出口模型估计 FDI 的系数均比较大,进口为 0.446,出口中为 0.629,出口大于进口,说明东亚区域其他国家对我国的直接投资是影响零部件进出口贸易的重要因素,且对于我国零部件的出口影响远远大于进口影响。除此之外,系数较大的为 TAR,即零部件的关税水平,分别为 0.37、0.34,说明贸易国间的零部件进出口贸易受关税水平的影响较大。这是因为东亚区域内的零部件贸易需多次进出口关境,对关税较为敏感,所以系数较大且为负的,关税越高,零部件的进出口越少,尤其是出口。

从表 5 来看,INF 与 SHOC 的系数估计不显著。此外,我国与东亚区域内的伙伴国的 GDP 规模,即一国的经济规模对零部件的进出口具有促进作用,且出口影响比进口影响显著。相比较而言,我国的 GDP 规模影响较大,。

对比表 4 和表 5 可以看出,DPGDP 即贸易两国的人均收入差异的系数均为负,说明人均收入差异越大越不利于两国间的零部件贸易,且在 FDI 的模型中显著性更高。对于具有显著性影响的解释变量中,TAR、DPGDP 等解释变量在 FDI 的面板模型中估计结果较 GDP 模型中的要显著,且 FDI 对零部件的影响要大于 GDP 的影响,因此对于固定影响模型第二步对时间恒定变量的估计采用含解释变量的面板模型进行估计。

第二步,对固定影响效应中的个体效应 α_{ci} 作为被解释变量,来对时间恒定变量进行估计,估计方程如下:

$$\alpha_{ci} = \beta_0 + \beta_1 \ln DIST_{ci} + \beta_2 BD + \mu_i \tag{3}$$

表 6 时间恒定变量 GLS 估计结果

Variable	IM		EX	
	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.
$\ln DIST_{ci}$	-0.32394	0.2511	-1.08385	0.1335
BD	1.431711	0.0121	1.44613	0.0313
R - squared	0.2642057			
Adjusted R - squared	0.2619916			

由表 6 可以看出,引力模型中的基础解释变量 DIST,即贸易两国首都之间的距离与零部件贸易量成反比,距离越大越不利于两国间的经济活动,但却不具有显著性。相反,共同边界解释变量 BD 对我国与东亚区域内其他经济体的零部件贸易具有正相关关系,与预期结果相同,且具有显著性。

三、结论及政策建议

(一) 结论

第一,对引力模型中的基础解释变量 GDP(经济规模)、DIST(伙伴国间地理距离)的分析。首先,经济规模(GDP)越大,我国的零部件贸易额就越大。我国的零部件贸易规模与经济规模成正比,且与伙伴国的经济规模所带来的影响相对比,本国的国内经济规模的影响较大,且对出口的影响大于进口。其次,贸易两国之间的地理距离与零部件贸易规模负相关。即贸易伙伴国间的地理距离越长,越不利于两国的零部件贸易活动。但由于本文的实证分析主要是我国与东亚主要经济体之间的零部件贸易,其贸易距离差异不大,因此,实证研究中 DIST 的系数不具有显著性。

第二,人均 GDP 差异对我国的零部件贸易影响是负相关的。作为衡量要素禀赋差异的解释变量 DPGDP 来说,不论是在含 GDP 的模型中还是含 FDI 的模型中,其回归系数均为负,说明我国与伙伴国间的要素禀赋差异越大,越不利于两国的零部件贸易。同时,实证结果显示,在 FDI 的模型中的回归系数大于 GDP 模型中

的回归系数。

第三,我国的 *FDI* 与我国的零部件贸易成正相关关系。本文中所说的 *FDI* 即 2000 – 2012 年期间,我国利用外商投资的数额。由实证分析看出,*FDI* 是影响我国零部件贸易的关键因素,对零部件贸易活动起到巨大的促进作用,我国利用外商投资的数额越大,其零部件贸易规模越大,且对出口的影响大于进口。

第四,关税水平差异 (*TAR*) 与我国的零部件贸易呈负相关。实证估计结果显示,我国与伙伴国间的零部件关税水平差异与我国的零部件贸易规模负相关,且影响系数较大。即零部件关税限制越低,越有利于促进两国的零部件贸易活动。

第五,基础设施完善程度指标 (*INF*) 与我国零部件贸易正相关。文中的基础设施完善程度指标 (*INF*) 是通过计算互联网设施、移动及固定电话设施、铁路以及公路设施的平均值而得到的。实证结果显示,两国间的基础设施建设越完善,水平越接近,越有利于促进两国间的零部件贸易。

第六,冲击虚拟变量 (*SHOC*) 作为 2008 年金融危机的代理变量,与我国的零部件贸易呈负相关关系,但影响不显著,说明经济危机对我国零部件贸易具有妨碍作用,但影响相对较小;共同边界 (*BD*) 与我国零部件贸易正相关。实证结果显示,*BD* 的估计系数为正,且具有显著影响,说明具有共同边界的贸易两国的贸易规模相对较大。

(二) 政策建议

在我国零部件贸易影响因素实证分析的基础上,结合我国当前零部件贸易的发展现状及特点,为了进一步扩大我国参与东亚零部件贸易的规模及提升在东亚贸易中的地位,有针对性的从国家和企业两方面提出相应的政策建议。

1. 进一步推进东亚区域生产网络的一体化进程,加强与周边国家的合作

关税是影响我国零部件贸易发展的重要变量,关税差异越小,越有利于促进我国在东亚区域的零部件贸易。区域经济一体化有利于贸易与投资便利化措施的推广,实现了关税的削减、减少国家间的非关税贸易壁垒,降低国际商贸活动中直接和间接的贸易成本,不仅为东亚生产网络的运行提供制度性保障,也为我国对东亚的零部件贸易创造良好的交易环境。因此,国家政府应进一步推动“东盟 10 + 3”的合作谈判以及自由贸易区的建设,从而保障我国与东亚贸易和投资的顺利进行,为提升我国与东亚各经济体的零部件贸易水平创造良好的外贸环境。

2. 提高 *FDI* 流入规模,发挥 *FDI* 的示范效应

实证分析看出,*FDI* 的流入规模与贸易伙伴国间的零部件贸易规模呈现正相关关系,即 *FDI* 流入规模越大,相互间的零部件贸易规模也就越大。对于我国而言,国家政府很早就认识到了吸引外资、利用外资的重要性,并积极为外商资本的流入创造良好的区域条件,制定相应的优惠政策等。但是,我国政府在积极扩大引入外商投资的同时,应同时高度注重技术的转移,发挥 *FDI* 的示范效应,最终实现跨国公司自身利益最大化和我国的技术进步的双赢,同时,也要注重对东亚地区的投资,以促进我国对东亚的零部件出口的增长,缓解中国对东亚的零部件贸易逆差。

3. 注重提高我国企业零部件专业化生产环节的技术含量

实证分析可知,技术进步是影响一国参与产品内分工地位的的关键因素。一国或者企业从产品分工中获利的多少,与其参与分工的层次相关,取决于其在国际分工中所处的位置以及对整个生产价值链的控制力。具体来说,我国在东亚区域零部件产品内贸易中主要承接来自日本、韩国、新加坡等国的零部件产品的加工组装生产,而这些零部件一般技术含量较高,我国很难自主生产。因此,企业在参与国际产品内分工中,通过“干中学”和技术溢出效应加速技术消化和创新,实现从模仿学习到自主创新的发展路径,这样才能参与更高生产环节的生产,获得更多的收益,不至于被激烈的竞争所淘汰。

新型国际分工体系中,基础设施的完善程度、贸易优惠政策等因素也影响着其在分工中的地位。因此,政府应加大国内基础设施投入建设,增强基础设施完善度;同时,不断提高我国在东亚区域同其他国家的贸易谈判能力,积极参与区域贸易政策的制定;采取措施不断完善我国的市场经济体制,缩小贫富差距,创造出廉价劳动力之外的其他竞争优势,从而提升我国在产品分工中的地位和作用,促进我国经济的可持续发展。

参考文献:

[1] 徐洁香,邢孝兵. 工业化发展阶段、储蓄率与制成品出口贸易结构[J]. 山东财政学院学报,2013 (5):64-71.

[2] HANSON GORDON H, MATALONI RAYMOND J, JR, SLAUGHTER M J. Vertical specialization in Multinational Firms [EB/OL]. http://www.princeton.edu/~erossi/courses_files/VertSpec.pdf,2002.

[3] KIERZKOWSKI H, CHEN L. What Does Evidence Tell Us About Fragmentation and Outsourcing? [J]. International Review of Economics and Finance, 2005(14):305-316.

[4] 韩友德. 20 世纪 90 年代东亚地区的生产分工与贸易结构研究——以中国、日本、韩国为主分析[D]. 上海:上海华东师范大学,2006.

[5] 张明志,李春盛. 中国产品内贸易发展的国际地位与地理方向特征——基于电子机械类产品的经验研究[J]. 国际贸易问题,2007(7):16-23.

[6] 郑昭阳,周昕. 中国在东亚地区贸易结构中的地位和作用——基于零部件贸易的研究[J]. 世界经济研究,2007(8):22-29.

[7] 陈静, SOMNATH SEN, 胡昭玲, 等. 东亚零部件贸易影响因素及特点分析:基于引力模型的测算(1992-2006) [J]. 世界经济,2009(11):83-96.

[8] 喻春娇,徐玲. 中国在东亚生产网络中的分工地位——基于机电行业零部件贸易的考察[J]. 中国经贸,2010(2):12-18.

[9] 张润. 中国在东亚分工体系中的地位变化[D]. 南京:南京大学,2012.

Factors Influencing China Parts and Components Trade
in East Asia: an Empirical Study

LIU Xin-ying, MENG Ling-xiu

(School of International Trade, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

Abstract: An empirical study of the factors influencing China parts and components trade in East Asia is conducted by selecting the data concerning China involvement in East Asian parts and components trade and via gravity model as well as panel data model. The results show that such factors as foreign direct investment, gross domestic product and parts/components tariffs have significant influence on China parts and components trade in this region while the influences of the 2008 financial crisis as a dummy variable and the distance between two countries on parts/components intra-product trade are not significant. Accordingly, some policy proposals are provided, combined with the developing status and features of China parts/components trade and in terms of country and enterprises, so as to widen the trade scale and enhance China's status in East Asian trade.

Key words: intra-product specialization; parts and components trade; Extended Gravity Model

(责任编辑 时明芝)