

我国对外贸易结构对 OFDI 影响的研究 ——基于动态面板模型的实证分析

卢洪雨 张建兵

(浙江工商大学经济学院, 浙江 杭州 310018)

摘要: 本文使用2003~2010年我国对外直接投资的面板数据, 采用GMM估计方法进行动态面板数据分析, 考察了我国对外贸易结构对OFDI的影响。对世界样本的研究发现: 我国制成品出口比重对OFDI有显著的促进作用, 而对我国初级产品进口集中度、我国与东道国的贸易结合度以及总产品出口竞争力却会产生抑制作用。对发展中国家样本的分析则显示我国制成品出口竞争力对OFDI有显著的促进作用, 而对我国制成品出口比重和总产品出口竞争力却没有显著的影响。

关键词: 贸易结构; 对外直接投资; 动态面板模型; GMM

中图分类号: F830.59

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2013) 02-0016-09

一、文献回顾

关于贸易和对外直接投资两者之间的关系, Vernon (1966)^[1]认为出口的发展先于国外生产, 投资前的出口可以作为市场风险最小化的途径。Ajami和Barniv (1984)^[2]以及Gross和Trevino (1996)^[3]发现已有的美国与东道国的双边贸易量是FDI流入美国的一个正的决定因素。Johanson 和Vahlne (1997)^[4]认为, FDI与贸易是互相补充的战略, 因为跨国公司对东道国市场的占领, 可以通过出口或者FDI分别进行, 也可以通过二者结合来完成。在一个连续过程, 跨国公司利用通过先前贸易积累起来的东道国市场资源在东道国进行投资。另外, Barrell 和 Pain (1999)^[5]使用日本对欧盟和美国的FDI的横截面时间序列年度数据, 对日本20世纪80年代FDI的规模与区位的决定因素进行了实证研究, 结果表明, 在控制市场规模、相对劳动成本等变量后, 投资显著受贸易保护措施, 尤其是反倾销活动的影响。

国内学者的大多数研究都验证了贸易作为我国对外直接投资的影响因素对我国对外直接投资有显著的促进作用。程惠芳和阮翔 (2004)^[6]在运用引力模型分析我国对外直接投资的区位选择时, 发现我国与东道国两国的双边贸易量与我国对外直

收稿日期: 2012-06-30。

基金项目: 浙江省社会科学界联合会研究课题“浙江省对外直接投资对产业结构升级的影响”(项目编号: 2010B05)。

作者简介: 卢洪雨, 女, 浙江工商大学经济学院副教授, 研究方向: 国际金融与投资; 张建兵, 男, 浙江工商大学经济学院2010级研究生, 研究方向: 国际金融与投资。

接投资呈正相关。张新乐、王文明和王聪(2007)^[7]使用2003年和2004年我国对51个东道国的非金融类对外直接投资数据进行计量分析,结果显示,我国对东道国的出口是我国对外直接投资的一个正的显著决定因素。项本武(2009)^[8]使用2000~2007年我国同50个国家和地区的对外直接投资数据建立动态面板模型,结果证实了中国对东道国的出口对中国在东道国的投资具有显著的正影响,且弹性较大。李猛和于津平(2011)^[9]使用2003~2007年我国与74个东道国的数据进行了类似的研究,得出密切的贸易联系会显著地促进中国的投资。项本武和李猛虽然考虑到对外直接投资的动态效应,但都只是选用滞后一期OFDI就对我国对外直接投资是否连续下结论有一定局限性。谢杰和刘任余(2011)^[10]基于新经济地理学空间视角,应用空间计量经济学对影响我国对外直接投资的诸因素进行了实证考察,结果也表明,贸易作为我国投资的先导对我国对外直接投资有显著的促进作用。

邱立成和王凤丽(2008)^[11]在实证分析我国对外直接投资主要宏观影响因素时则得出我国企业的出口对OFDI有显著抑制作用的结论。对于对外贸易结构对OFDI的影响国内研究甚少,现有的文献中,俞毅和万炼(2009)^[12]则认为从长期来看,初级产品进口和工业制成品出口贸易促进了我国的对外直接投资,但其贸易结构变量的选取只是简单地采用了我国初级产品和工业制成品的进出口额。

可以看出,尽管国内学者对我国对外贸易对OFDI的影响进行了不少的实证研究,但贸易都只是作为其中的一个影响因素,并没有系统考虑贸易对OFDI的影响,且在贸易变量的选取上普遍都是采用出口这个变量,很少考虑到进口的影响,由于贸易结构能涵盖出口和进口的影响,因此,本文基于现有学者的研究,对我国对外贸易结构对OFDI的影响进行实证分析,以期能弥补现有研究的不足。

二、不同贸易结构对OFDI影响的理论分析

(一) 进出口商品结构对OFDI的影响

海默的垄断优势理论认为,贸易是投资的先导。出口向企业表明有一个赢利的海外市场,国际直接投资很可能出现在原有的出口市场所在国家;反之,进口也可能引致随后而来的直接投资。改革开放以来,中国在国际贸易方面获得的成就为中国企业进一步对外直接投资积蓄了必要的动力。出口活动为中国企业与东道国建立了一条信息通道,能够为投资提供市场信息支持,产生先期的市场开拓效应。跨国公司可以利用通过先前出口积累起来的东道国市场资源在东道国进行投资(Johanson and Vahlne, 1997)。从进口方面来看,首先,随着经济的发展,对制约中国经济发展的生产战略资源的进口越来越多,为保障我国资源长期、有效和稳定的供应会引致资源寻求型的对外直接投资。其次,从企业角度来看,随着进口原料、半成品的增多,有更多的企业开始在全球范围内实施纵向一体化战略,使外部

市场内部化，这也会引致对外直接投资。

按照相互需求原理，如果一国进口产品集中度越高，则该国在相关产品的国际贸易谈判中越被动，贸易条件可能越不利，为了规避这种不利因素，会诱发对东道国的直接投资；相反，如果一国出口产品集中度越高，则相关产品对贸易伙伴国内市场的冲击越显著，受其他国家所谓“反倾销”等贸易制裁的机率就越大，从东道国的角度来看，反倾销措施有时被当做事实上的引诱投资的政策（Barrell and Pain, 1999）。受到贸易壁垒限制的企业可以以资本输出替代产品输出，在目标市场直接进行投资，从而获取收益。

（二）贸易区域结构对OFDI的影响

对外贸易区域结构是指一定时期内各国、各地区、各国家集团在一国或地区对外贸易中所占的地位，可以反映出一国或地区同世界各国、各地区、各国家集团之间经济贸易联系的程度、经济的竞争性与互补性。^①一方面，如果两国之间的区域结构比较大，说明两国之间的贸易相互依赖程度比较高，两国之间的经济关联、贸易关联就比较强，那么一国就可以凭借对其伙伴国市场的熟悉，为投资提供市场信息支持，从而增加对其伙伴国的对外直接投资。另一方面，如果两国之间的区域结构比较小，说明这两个国家之间的经济关系、贸易关系的紧密性、互补性比较弱，相似性比较强，将横向一体化国际直接投资理论纳入国际贸易理论的研究表明，国家间的相似性越高，其市场规模、要素禀赋和技术效率的优势就越大，就越能吸引跨国公司的国际直接投资，^②从这点上来讲，两国贸易竞争性越强，反而越有利于一国对其伙伴国的投资。

（三）贸易竞争力对OFDI的影响

企业拥有产品竞争力是其开展海外直接投资的重要前提条件。海默的垄断优势理论指出，市场不完全是企业进行对外直接投资的决定因素，其中产品市场里的不完全的产品上的垄断力量是跨国企业进行对外直接投资的决定因素。同样，产品生命周期理论强调了企业的产品竞争优势对OFDI的促进作用。此外，如邓宁的国际生产折衷理论和小岛清的边际产业理论，虽然没有做出一般性阐述，但都强调了产品（产业）竞争优势对OFDI的促进作用。跨国企业在进行对外直接投资时，相对于东道国企业处于较为不利的地位，比如东道国企业熟悉投资环境和市场，运输费用低廉，信息灵通，易于获得政府的支持以及不存在语言文化障碍等，产品竞争力优势有助于跨国企业抵消各种不利因素，使其可以在与东道国企业的竞争中获胜，并能获得高于东道国企业所获得的利润，从而促进跨国企业的海外直接投资。对海外工厂来说，产品是企业经营的核心。在投资东道国激烈的市场竞争中，产品竞争力的

① 魏浩.中国对外贸易出口结构研究[M].北京：人民出版社，2010.

② 张二震.贸易投资一体化与中国的战略[M].北京：人民出版社，2004.

有无和高低影响着企业海外直接投资的成功与失败。

三、模型设定与变量选取

考虑到我国当年对外直接投资可能受过去投资行为的影响,所以本文通过设定动态面板模型来考察我国对外贸易结构对OFDI的影响,模型如下:

$$\ln OFDI_{it} = \alpha_0 + \beta \ln OFDI_{i,t-1} + \gamma \ln X_{it} + \delta T_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

OFDI表示中国对外直接投资额,用投资流量来表示。控制变量X:双边汇率(EXCH),采用间接标价法计算的东道国货币对人民币的汇率、我国与东道国两国的国内生产总值总和(GDPs)、东道国人均国内生产总值(GDPc)等影响因素,T表示贸易结构变量。

进出口商品结构指标采用制成品出口比重(MSX)、初级产品进口比重(NSM)、初级产品进口集中度(NMH)及制成品出口集中度(MXH)。进出口产品集中度,本文采用赫芬达尔—赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman Index),公式为:

$$H = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{x_t}\right)^2} \quad (2)$$

其中, x_i 是SITC第*i*产品组的出口(或进口)值, x_t 是同期总出口(或进口)值。*H*的值越大表示出口(或进口)商品的集中程度越高。

贸易区域结构指标采用贸易结合度指数(TI)。贸易结合度指数由经济学家布朗(Brown, 1947)提出,后经过小岛清(1958)等人的研究得到了完善,并明确了其统计学和经济学上的意义,是衡量两国在贸易方面的相互依存度的一个比较综合性的指标。该指数用公式表示如下:

$$TI_{ih} = \frac{X_{ih}/X_i}{M_h/M_w} \quad (3)$$

在(3)式中, X_{ih} 为*i*国对*h*国的出口, X_i 代表*i*国的出口总额; M_h 为*h*国的进口总额, M_w 为世界进口总额。如果 $TI_{ih} > 1$,说明*i*国和*h*国在贸易上存在着密切的关系,因此在贸易上具有更强的互补性;如果 $TI_{ih} < 1$,则说明*i*国和*h*国在贸易上关系较为疏远,因此主要表现为一种竞争关系。

贸易竞争力指标采用贸易竞争力指数,本文选取总产品的竞争力指数(TC)和制成品的竞争力指数(MTC),其计算公式为:

$$TC_i = \frac{X_i - M_i}{X_i + M_i} \quad (4)$$

其中, X_i 和 M_i 分别表示某国在第*i*类产品上的出口值和进口值,该指标在-1~1之间。若该指数越接近1表示此种产品越具有竞争优势;若该指数越接近-1,则表示此种产品竞争力越薄弱。

本文所使用的对外直接投资流量数据来源于2004~2011年度《中国对外直接投资公报》，我国国内生产总值、东道国国内生产总值和人均国内生产总值（GDPc）以及双边汇率（EXCH）均采用按购买力评价核算后的，数据来源于International Monetary Fund。所有的贸易数据均来自UN Comtrade，本文参照联合国《国际贸易标准分类》（SITC Rev.3）中的1位数商品编码标准，将国际贸易商品划分为10个大类，其中，第0~4类为初级产品，第5~9类为工业制成品。

四、模型估计与结果分析

在动态面板数据模型中，由于因变量滞后项作为解释变量，从而有可能导致解释变量与随机扰动项相关，且模型具有横截面相依性。因此，传统估计方法进行估计时必将产生参数估计的有偏性和非一致性，从而使根据参数而推断的经济学含义发生扭曲。Arellano和Bond（1991）提出的“差分GMM”估计方法很好地解决了上述问题。本文利用差分GMM估计方法，通过对世界和发展中国家两个样本的分析来实证研究我国对外直接投资的动态效应及我国对外贸易结构对OFDI的影响。

（一）世界样本的分析^①

表1 世界样本估计结果

变量	系数	标准差	Z- 统计量	P 值
Constant	-30.4344	10.0658	-3.02	0.002
Lnofdi(-1)	0.2454	0.0826	2.97	0.003
Lnexch	-0.9112	0.9096	-1.00	0.316
lngdps	2.5977	0.9197	2.82	0.005
lngdpc	1.1864	1.9778	0.60	0.549
nsm	0.1332	1.2324	0.11	0.914
msx	4.8385	2.5315	1.91	0.056
mxh	2.1385	1.6920	1.26	0.206
nmh	-2.5323	1.3841	-1.83	0.067
ti	-0.1191	0.0424	-2.81	0.005
tc	-1.2162	0.6600	-1.84	0.065
mtc	1.0643	0.9575	1.11	0.266
Wald 检验值	435.28			
Sargan P 值	0.2278			
AR(2)	0.3022			
观测值	426			

表1的实证结果显示，滞后一期的OFDI对当前的OFDI有显著的促进作用。我国

① 本文选取71个国家或地区作为世界样本，具体为：孟加拉国、柬埔寨、中国香港、印度、印度尼西亚、伊朗、日本、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、韩国、老挝、中国澳门、马来西亚、蒙古、缅甸、巴基斯坦、菲律宾、沙特阿拉伯、新加坡、塔吉克斯坦、泰国、土耳其、阿拉伯联合酋长国、乌兹别克斯坦、越南、也门、阿尔及利亚、安哥拉、喀麦隆、埃及、赤道几内亚、埃塞俄比亚、加蓬、加纳、几内亚、肯尼亚、马达加斯加、毛里求斯、摩洛哥、尼日利亚、南非、苏丹、坦桑尼亚、多哥、乌干达、赞比亚、法国、德国、匈牙利、意大利、荷兰、波兰、罗马尼亚、俄罗斯、西班牙、瑞典、瑞士、乌克兰、英国、阿根廷、巴西、智利、厄瓜多尔、墨西哥、秘鲁、委内瑞拉、加拿大、美国、澳大利亚、新西兰、巴布亚新几内亚。

与东道国两国的国内生产总值总和与我国在东道国的直接投资流量成正相关,且在1%水平上显著,这表明双方经济规模越大,投资流量就越大,一定程度上可以解释发展中国家对发达国家的直接投资。我国与东道国的汇率和以人均GDP衡量的东道国的收入水平对我国在东道国的投资影响并不显著。

从贸易结构上来看,我国对东道国制成品的出口比重对我国在东道国的直接投资具有显著的正影响,说明我国工业制成品的出口能较好地产生先期的市场开拓效应,为后续的市场寻求型对外直接投资企业的进入开辟路径。我国对东道国初级产品的进口比重并没有引致我国对东道国的直接投资,这可能与我国资源类投资所占比重不大有关系(詹晓宁,2011)。^[13]

我国初级产品的进口集中度与我国对外直接投资显著相关,但令人费解的是,其回归系数为负,这可能是由于东道国政府的干预,中国企业在这些稀缺性资源类的投资上受到了种种政治阻力,这些阻力的存在使得我国初级产品进口集中度对我国在东道国的直接投资在一定程度上表现为负面,这也提醒我们,在对外直接投资的过程中,要考虑到东道国政治因素的影响。我国制成品的出口集中度对我国对外直接投资的影响虽然为正,但并不显著,原因是我国工业制成品具有一定的生产能力,出口的制成品种类较多,出口集中度较低。

我国与东道国的贸易结合度与我国在东道国的投资在1%的水平上显著负相关,说明我国与东道国的经济贸易越密切,越不利于我国对东道国的投资,可能的解释是两国经济贸易关系越互补,经济相似性就越弱,其市场规模、要素禀赋和技术效率的优势也就越小,从而不利于我国对东道国的投资。至于我国总产品出口竞争力与我国在东道国的投资显著负相关,这主要是由于我国初级产品在国际上处于比较劣势和没有竞争力造成的。

(二) 发展中国家样本的分析^①

表2显示,滞后一期的OFDI与当前OFDI显著正相关,但滞后两期的OFDI对当前的OFDI有明显的阻滞作用,表明我国对发展中国家的投资缺乏动态的连续性。可能的解释是,中国企业在发展中国家的投资缺乏合理的投资规划,投资决策盲目且投资规模偏小,经营能力较为薄弱,不能形成规模经营。与表1实证结果相同,我国与东道国两国的国内生产总值总和与我国在东道国的直接投资流量成正相关,不同的是,以人均GDP衡量的东道国的收入水平与中国在东道国的投资显著正相关。东道国人均GDP每提高1%,我国对东道国的投资就增加3.5%,说明我国的对外直接投

^① 根据联合国开发计划署(UNDP)2010年11月4日发布的《2010年人文发展报告》,本文从上述71个国家或地区中选取52个发展中国家(地区)作为样本,具体是:孟加拉国、柬埔寨、印度、印度尼西亚、伊朗、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、老挝、中国澳门、马来西亚、蒙古、缅甸、巴基斯坦、菲律宾、沙特阿拉伯、塔吉克斯坦、泰国、土耳其、乌兹别克斯坦、越南、也门、阿尔及利亚、安哥拉、喀麦隆、埃及、赤道几内亚、埃塞俄比亚、加蓬、加纳、几内亚、肯尼亚、马达加斯加、毛里求斯、摩洛哥、尼日利亚、南非、苏丹、坦桑尼亚、多哥、乌干达、赞比亚、罗马尼亚、俄罗斯、乌克兰、阿根廷、巴西、智利、厄瓜多尔、墨西哥、秘鲁、委内瑞拉、巴布亚新几内亚。

表2 发展中国家样本估计结果

变量	系数	标准差	Z- 统计量	P 值
Constant	-42.1277	10.8830	-3.87	0.000
Lnofdi(-1)	0.2640	0.8211	3.22	0.001
Lnofdi(-2)	-0.1374	0.6045	-2.27	0.023
Lnexch	-1.974	1.1045	-1.79	0.074
lngdps	2.2293	1.1498	1.94	0.053
lngdpc	3.5480	1.9572	1.81	0.070
nsm	-0.4920	1.3164	-0.37	0.709
msx	5.5901	5.3104	1.05	0.292
mxh	0.2229	2.2005	0.10	0.919
nmh	-2.9184	1.5771	-1.85	0.064
ti	-0.1114	0.0437	-2.55	0.011
tc	-0.9312	0.6820	-1.37	0.172
mtc	1.9086	1.1439	1.67	0.095
Wald 检验值	286.23			
Sargan P 值	0.2909			
AR(2)	0.1993			
观测值	260			

资对发展中国家市场非常敏感。至于汇率与我国在发展中国家的投资呈负相关，一个可能的解释是我国对发展中国家的投资有些是外援性质的，并没有充分地考虑经济和市场因素；另一个可能的解释是，由于我国的对外直接投资对发展中国家市场非常敏感，如果对发展中国家的投资是为了占领东道国市场，那么较强的东道国货币对投资的跨国公司更有利，可以为东道国市场消费者提供更强的购买力。

从贸易结构上来看，与表1实证结果不同的是，中国对发展中国家制成品出口比重对我国在发展中国家的投资影响并不显著，这一结果反映了我国对发展中国家的投资中生产要素寻求型多于市场寻求型这一基本特征。制成品的出口竞争力对我国在发展中国家的投资有明显的促进作用。与绝大多数发展中国家相比，中国在工业制成品上具有明显的竞争优势，且由于许多发展中国家需求结构比较相似，使我国企业发展海外投资存在巨大发展空间，而且对外投资又能带动母国上下游相关制成品的出口，形成出口—投资—再出口的循环效应。

（三）面板残差的平稳性检验

对于动态面板数据模型，其估计的前提条件是要求面板数据必须是平稳的，否则可能导致“伪回归”结果。为此对所估计参数的稳健性进行检验，即对面板数据的残差进行单位根检验以诊断结果是否平稳。我们应用Breitung（2000）检验和Im-Pesaran-Shin（2003）检验，进行面板残差的平稳性检验，结果列于表3。

表3 面板残差的平稳性检验

	Breitung 检验		IPS 检验	
	统计量	相伴概率	统计量	相伴概率
世界样本	-5.7691	0.0000	-6.0290	0.0000
发展中国家样本	-4.2158	0.0000	-3.5932	0.0002

从检验结果来看,所有模型在1%的显著性水平下,残差是平稳的,这表明动态面板数据平稳,GMM方法估计有效。

五、结论

本文通过设定动态面板模型,使用GMM估计方法,检验了我国对外直接投资的动态效应及我国对外贸易结构对OFDI的影响。得出如下主要结论:

第一,我国与东道国两国的国内生产总值总和与我国在东道国的直接投资显著正相关,表明两国市场规模越大,越有利于我国的对外直接投资。因此,我国可以有选择地增加对发达国家的直接投资,利用当地较大的市场容量,同时能吸收先进的技术和管理经验,获得较好的投资收益。

第二,全世界样本的总体分析显示,我国对东道国制成品的出口比重对我国在东道国的直接投资具有显著的正影响,发展中国家样本的分析则显示两者并不显著相关,表明我国制成品的出口对我国在发达国家投资的拉动作用相当大。因此,大力鼓励我国制成品对发达国家的出口,产生先期的市场开拓效应,为后续的市场寻求型对外直接投资开辟路径。

第三,我国对东道国初级产品的进口集中度与我国在东道国的直接投资显著负相关。一个可能的原因是变量本身选取的问题,另一个可能的原因是,资源类投资很容易受到东道国政府的干预。因此,在对东道国投资时,除了要考虑东道国的投资硬环境,还应要考虑东道国的投资软环境状况。

第四,我国对发展中国家的直接投资缺乏连续性,表明中国企业在发展中国家的投资规模偏小,经营能力较为薄弱,不能形成规模经营,这可能与发展中国家经济普遍比较落后有关。因此,我国对外直接投资企业应不断增强科技创新能力,提升其国际竞争力;不断完善公司治理机制和对外直接投资及市场信息体系,减少投资的盲目性,同时,尽量选择那些人均收入较高的发展中国家进行直接投资。

第五,我国制成品的出口竞争力对我国在发展中国家的投资具有显著的促进作用。当前中国企业普遍存在产能过剩,加大我国具有比较优势的制造业对发展中国家的直接投资,不仅能有效地转移我国企业过剩的生产能力,利用当地廉价的劳动力,降低我国企业的生产成本,还能使我国可以集中发展那些新兴产业和高新技术产业,优化和提升我国的产业结构。

第六,我国与东道国的贸易结合度对我国在东道国的投资有显著的阻滞作用。我国的对外直接投资很大一部分是市场导向型的对外直接投资,即以扩大产品销售的市场份额为目的的对外直接投资,在投资东道国的选择上,应选择与我国相似性较高的国家,发挥市场规模、要素禀赋和技术效率的优势,进而给我国对外投资企业带来规模经济效应。

参考文献:

- [1] Vernon, R. International Investment and International Trade in the Product Cycle[J]. Quarterly Journal of Economics, 1966, 80.
- [2] Ajami, R. A. and Barniv, R. Utilizing Economic Indicators in Explaining Foreign Investment in the U.S[J]. Management International Review, 1984, 24.
- [3] Grosse, R. and Trevino, L. J. Foreign Direct Investment in the United States: An Analysis by Country of Origin[J]. Journal of International Business Studies, 1996, 27.
- [4] Johanson, J. and Vahlne, L. The Internationalization Process of the Firm: A Model of Knowledge Development and Increasing Foreign Market Commitments[J]. Journal of International Business Studies, 1997, 8 (1).
- [5] Barrell, R. and Nigel, P. Trade Restraints and Japanese Direct Investment Flows[J]. European Economic Review, 1999, 43.
- [6] 程慧芳,阮翔.用引力模型分析中国对外直接投资的区位选择[J].世界经济,2004,(11).
- [7] 张新乐,王文明,王聪.我国对外直接投资决定因素的实证研究[J].国际贸易问题,2007,(5).
- [8] 项本武.东道国特征与中国对外直接投资的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2009,(7).
- [9] 李猛,于津平.东道国区位优势与中国对外直接投资的相关性研究——基于动态面板数据广义矩估计分析[J].世界经济研究,2011,(6).
- [10] 谢杰,刘仁余.基于空间视角的中国对外直接投资的影响因素与贸易效应研究[J].国际贸易问题,2011,(6).
- [11] 邱立成,王凤丽.我国对外直接投资主要宏观影响因素的实证研究[J].国际贸易问题,2008,(6).
- [12] 俞毅,万炼.我国进出口商品结构与对外直接投资的相关性研究——基于VAR模型的分析框架[J].国际贸易问题,2009,(6).
- [13] 詹晓宁.中国对外投资将于下一个十年出现质的飞跃[N].经济观察报,2011-03-07.

The Impact of China's Foreign Trade Structure on OFDI: An Empirical Analysis Based on Dynamic Panel Model

LU Hong-yu ZHANG Jian-bing

Abstract: Based on Dynamic Panel Model and adopting GMM method, this paper studies the impact of China's foreign trade structure on OFDI during 2003~2010. While the overall analysis of world samples shows the impact of the proportion of manufactured goods export on OFDI is significant and positive, primary products import concentration, trade integration degree and the competitiveness of total goods export are significant but negative. Results of the analysis of developing countries samples indicate that the competitiveness of manufactured goods export has a significant positive impact on OFDI, but the proportion of manufactured goods export and the competitiveness of total goods export have no influence.

Key words: trade structure; OFDI; dynamic panel model; GMM