

# 中国对外直接投资的贸易效应\*

## ——基于动态面板模型系统 GMM 方法

胡兵<sup>1</sup>, 乔晶<sup>2</sup>

(1. 重庆师范大学经济与管理学院, 重庆 400047;

2. 重庆工商大学管理学院, 重庆 400067)

**内容提要:** 本文基于贸易引力模型分析框架和 2003 ~ 2010 年期间中国与 62 个样本国家或地区的双边数据, 实证检验近年增长迅速的中国对外直接投资的贸易效应, 并采用适合样本和数据特征的动态面板模型系统 GMM 估计, 以获得较为稳健的估计结果。实证检验发现, 中国对发展中国家的对外直接投资显著促进出口贸易, 对发达国家的对外直接投资则负向影响出口贸易, 总体效应为负, 中国对外直接投资整体上呈现出微弱的贸易替代效应。本文结论对于中国如何协调贸易投资政策以实现由贸易大国向贸易投资大国的平稳过渡和顺利转变, 具有重要启示意义和现实价值。

**关键词:** 对外直接投资; 贸易效应; 动态面板模型

**中图分类号:** F830 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2013)04—0011—09

### 一、引言

自 20 世纪 90 年代以来, “走出去”等观念被中央文件反复提及, 而在当前经历全球金融风暴洗礼的“后危机”时代, 通过对外直接投资(Outward Foreign Direct Invest, 简称 OFDI) 在更高层次参与国际合作和竞争, 缓解出口贸易面临的诸多外部干扰和不确定性, 稳步提升我国的话语权和开放收益, 已经成为政府和社会持续关注的重大热点之一。与此同时, 不少学者的研究兴趣也由吸引外商直接投资转向 OFDI, 因为 2003 年前中国 OFDI 流量很小, 更多给人以吸引外商投资大国的印象, 但自 2003 年

后, 中国 OFDI 以年均 57.60% 的速度增长, 2010 年达到 688.1 亿美元, 按流量计已成为全球第五大对外直接投资国<sup>①</sup>。随着中国企业 OFDI 行为的日渐活跃, 以及相关统计数据的日益丰富和规范, 将这一领域的研究推向深入显得越来越必要, 也越来越可行。

然而, OFDI 的快速增长将如何影响我国的贸易发展<sup>②</sup>? 怎样协调两者关系以实现我国由贸易大国向贸易投资大国的转变? 这些问题的答案尚不清晰。理论上关于 OFDI 贸易效应的解读和诠释主要围绕“替代论”和“互补论”展开, 但针对中国数据的实证检验并未得到一致结论, 这不利于人们对于

收稿日期: 2012-03-15

\* 基金项目: 国家社会科学基金青年项目“我国对外直接投资的贸易效应及政策研究”(12CJY084); 教育部人文社会科学西部和边疆地区项目“中国对外直接投资影响因素的实证研究”(11XJC790003); 重庆市社会科学规划项目“贸易开放对我国政府规模影响的理论分析与实证研究”(2011YBJJ034)。

作者简介: 胡兵(1975-), 男, 安徽桐城人。副教授, 管理学博士, 研究领域是开放宏观经济模型与政策。E-mail: hubingc-qnu@163.com; 乔晶(1978-), 女, 山西运城人。副教授, 管理学博士, 研究领域是世界经济与国际企业管理。E-mail: qiaojing@ctbu.edu.cn。

<sup>①</sup> 数据来源: 《2010 年度中国对外直接投资统计公报》。

<sup>②</sup> OFDI 的贸易效应涵盖四个层面, 包括 OFDI 对母国的出口、进口、对东道国的出口、进口的影响, 其中, 母国和东道国是投资“硬币”的两面, 出口和进口是贸易“硬币”的两面, 他们互为镜像。本文仅关注 OFDI 对母国出口的影响。

OFDI和贸易关系的认识和理解,也不能满足实践层面政策制定的需要。因为不同结论意味着不同的政策蕴含,如果替代效应占主导地位,在中国OFDI的快速增长过程中,必须认真审视和提前应对出口萎缩、国内产业空心化等可能出现的情形对国内经济运行造成局部冲击;如果互补效应占主导地位,也必须通过前瞻性的统筹考虑和综合安排,避免“走出去”过程中对其他国家的“意外”的突然冲击,减少摩擦和争端,实现由贸易大国向贸易投资大国的平稳过渡和顺利转变。

本文基于2003~2010年期间中国与62个主要投资和贸易伙伴国家或地区的双边数据,采用适合样本和数据结构特征的动态面板模型系统GMM方法实证研究中国OFDI的贸易效应。后文的结构安排包括文献综述、模型与方法、样本和数据、实证结果与讨论,以及结论等部分。

## 二、文献综述

经济学关于OFDI贸易效应的理论解释主要围绕“替代论”和“互补论”展开。若简单线性看待OFDI和贸易为进入国际市场的“二选一”选项,则关税等贸易壁垒将刺激OFDI行为,对OFDI等要素流动的限制将刺激贸易行为,故两者间呈现替代关系(Mundell,1957)。然而,那些非贸易障碍因素诱致的,或者“顺贸易型”的OFDI则会促进国际分工的深化和贸易规模的扩大,从而产生互补效应(Purvis,1972;Kojima,1978)。更多后续研究以及大量实证文献则进一步发现,OFDI的贸易替代抑或贸易互补效应并不确定,而是与多种因素相关:产品的生命周期(Vemon,1966)、OFDI的阶段和规模(Bergsten,1980)、OFDI的动机和类型(Schmitz & Helmlinger,1970;Gray,1998)、贸易与非贸易要素的融合程度(Markuson & Svenson,1985)、考察时间的长短(Blonigen,2001)、产业分类的大小(Svenson,2004)等。随着20世纪后半期以来世界生产分工模式沿价值链不断深化,产业间、产业内贸易的同时并存和增长(Helpman,1984;1985),以及跨国公

司内部贸易的涌现(Helpman & Krugman,1985),越来越多的研究倾向于支持“互补论”,且研究思路呈现出投资理论与贸易理论相融合、微观分析与宏观分析相融合的趋势<sup>①</sup>。由于OFDI与国际贸易的互补或替代关系随OFDI的动机、类型、发展阶段等多种因素的变化而变化,因此,在大多数研究场合,这个问题主要是一个实证检验的问题。

国内方面,随着我国OFDI的异军突起,研究OFDI贸易效应的文献也逐渐增多。李荣林(2002)、王迎新(2003)、陈立敏(2010)等相关文献进行了梳理和述评,更多研究则针对中国数据展开替代效应或互补效应的实证检验。蔡锐和刘泉(2004)采用1990~1999的年度数据运用岭回归方法进行了估计,结论是中国OFDI与贸易总体上呈现互补关系;张应武(2007)在引力模型框架下,通过对中国与72个国家2000~2004年的贸易和投资均值的截面数据回归,发现中国OFDI显著促进出口;项本武(2009)的研究基于2000~2006年中国对50个国家的投资与贸易数据,运用了面板协整和误差修正模型,结论是中国OFDI对贸易的短期调节作用不显著,但对出口长期拉动作用很大;张如庆(2009)基于1982~2007的年度数据,在贸易和OFDI的两变量系统下的协整检验表明,我国OFDI与出口之间并无长期的稳定关系,其长期均衡与驱动机制尚未形成;俞毅、万炼(2009)运用VAR模型对1982~2007的年度数据进行了实证检验,发现中国OFDI与初级产品出口、工业制成品出口均呈现替代关系;陈立敏、杨振和侯再平(2010)采用2004~2008年中国对26个主要国家的投资与贸易数据,在贸易和OFDI的两变量系统下运用面板模型的广义最小二乘法进行了估计,结果发现,中国OFDI明显促进出口贸易的发展,并认为仅从贸易带动效应出发也应重视和支持OFDI。

上述文献的研究结论不尽一致,与各研究所选取的变量、样本期间,以及模型与方法的不同有关,但上述相关实证检验的可靠性和稳健性有不少值得商榷之处,原因在于:第一,部分时间序列模型采

<sup>①</sup>例如,继弗农(Vemon,1966)之后,邓宁(Dunning,1977;1981)的国际生产折衷理论从企业微观视角比较成功地将OFDI与国际贸易理论融合在一个分析框架下,通过企业是否拥有所有权优势、内部化优势和区位优势来解释企业在OFDI和出口之间的选择。Melitz(2003)、Antras(2003)等“新新贸易理论”学者也努力尝试从微观视角解答企业为什么要“走出去”以及哪些企业应该“走出去”等问题,其主要结论是,生产率最高的企业将OFDI,次高的企业将出口,一般企业则生存于国内市场。

用了较长跨度的年度数据,但2003年以前我国OFDI的规模相对较小,其贸易效应本身是否存在并显著尚存疑问。而且,针对投资和贸易整体数据的实证检验容易引起误导。例如,中国对某国OFDI,带动向该国的相关机器设备的出口(互补效应),但有可能因OFDI的产品进入该国周边国家市场而减少中国的出口总额(替代效应);第二,采用跨国截面数据回归,会掩盖富有价值的国别信息,例如,被遗漏掉的发展战略、地理因素等不随时间变化的国别特征对OFDI、出口的影响无法得到有效控制,而在很短的时间维度下,跨国数据的面板协整和误差修正模型也不能可靠捕捉OFDI和贸易间的长期均衡与短期调节关系;第三,个别研究在OFDI和出口的双变量系统下检验两者间的关系,可能因遗漏掉中国和世界经济的发展等第三方因素而得到两者间的虚假关系,出现“遗漏变量偏误”;第四,上述研究大多未对出口影响OFDI的联立性内生问题进行有效控制,而这将导致估计的不一致。

另外,由于2003年以前我国OFDI的规模相对较小,且相关统计数据比较匮乏,对实证模型和检验工具的选择和运用构成了较大约束,部分国内学者尝试针对其他国家的数据进行检验以图提供经验借鉴,例如,汪素芹、姜枫(2008)、唐杰英(2009)、张海波、闫国庆(2010)、仲鑫、马光明(2010)等。唐杰英(2009)基于个体固定效应变截面面板数据的贸易引力模型对日本数据进行了实证研究,结果发现,日本的OFDI对其进出口贸易具有明显促进作用,是促成日本对美贸易顺差的重要因素。然而,仲鑫和马光明(2010)基于协整技术的贸易差额决定模型同样对日本数据进行了实证研究,其结果则发现,日本的OFDI属贸易替代型,对减小日美贸易顺差具有显著作用,并进而提出我国应加快OFDI以缓解贸易失衡和贸易摩擦的政策建议。由于中国是一个经济转型与体制转轨的发展中大国,现阶段众多企业似乎并不具备发达国家的“企业特定优势”(裴长洪、樊瑛,2010),诱发和刺激其OFDI或出口等行为的诸多国家层面的宏观因素、制度条件以及国际政治经济关系,也和一般发展中国家存在差异,对其他国家的研究不一定吻合中国的具体情形,且上述以他国为例的相关研究的结论本身亦存在较大分歧。

### 三、模型与方法

#### 1、模型设定

贸易引力模型指出,两国双边贸易规模与经济总量正相关,与距离负相关,并在国际贸易的理论分析和经验检验上得到广泛应用和验证。由于OFDI和贸易常常受到相同因素的影响,贸易引力模型已成为研究OFDI贸易效应的有力工具(Mullen & Williams, 2011)。鉴于此,本文实证分析采用的计量模型如下:

$$\begin{aligned} \ln EX_{it} = & \beta_1 + \beta_2 \ln EX_{i(t-1)} + \beta_3 \ln OFDI_{i(t-1)} + \\ & \beta_4 \ln \text{SUMGDP}_{it} + \beta_5 \ln \text{DIST}_{it} + \\ & \beta_6 \ln \text{RER}_{it} + \rho_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)中,下标*i*、*t*分别代表国家(区域)和时间,下标-1表示变量的滞后一期值;*Ln*表示变量的自然对数值。*EX*、*OFDI*分别是中国对相关国家或地区的出口和直接投资;*EX*的一期滞后项包含在解释变量中既可作为部分遗漏变量的代理变量,也反映了*EX*自身的惯性和持续影响;*LnEX<sub>i(t-1)</sub>*的引入,使得式(1)的模型成为典型的动态面板模型。对于*OFDI*变量,国内部分研究采用了流量数据,可能并不妥当,因为整个投资存量都会引发贸易效应,且需要一个过程,因此,本文采用的是一期滞后的*OFDI*存量数据。*SUMGDP*是中国与贸易投资伙伴国的*GDP*之和,因为实证分析基于双边面板数据模型,参照Turkcan(2007)等的做法,采用双边*GDP*之和反映经济总量规模;*EX*、*OFDI*、*SUMGDP*均以2000年不变价格美元度量;*DIST*、*RER*分别是中国与相关国家或地区的双边地理距离、双边实际汇率; $\rho$ 代表时间效应,反映各个国家或地区共同面对的时变扰动; $\mu$ 代表各个国家或地区不随时变的独有特征; $\varepsilon$ 为随机扰动项。

#### 2、估计方法

在式(1)的*OFDI*、*SUMGDP*、*DIST*、*RER*等解释变量中,除双边地理距离*DIST*外,其他变量都不能被看作严格外生变量,此时,*OLS*估计量是不一致的,即使扩大样本,*OLS*估计量也不会收敛到真实的总体参数。另外,对于式(1)的动态面板模型,由于*EX<sub>i(t-1)</sub>*与固定效应 $\mu$ 相关,这个内生性如果不控制,将产生动态面板偏误,尤其是在数据时间维度较短的情形下,偏误更为严重。问题是,通过组内估计转换的滞后因变量和残差项依然相关,因而不

能克服偏误问题,而传统的工具变量法对动态面板模型同样无效(Cameron & Trivedi, 2009)。Arellano & Bover(1995)、Blundell & Bond(1998)等在差分GMM方法基础上发展的系统GMM方法能有效克服动态面板模型参数估计的上述问题。该方法将差分后的滞后因变量和内生(前定)自变量作为水平方程中对应变量的工具变量,将水平的滞后因变量和内生(前定)自变量作为差分方程中对应变量的工具变量,对水平方程和差分方程参数进行估计和识别后通过加权得到最终的水平方程系统GMM估计结果。系统GMM估计通过补零方法使用任意有益的滞后项作为工具变量,能够有效构建GMM类型工具变量矩阵,而Collapse技术则可减少工具数量以克服自由度损失的问题。系统GMM假设差分变量和固定效应不相关,能在不影响识别方程的矩条件的前提下将不随时间变化的自变量从残差项分离,可估计式(1)中不随时间变化的自变量DIST的参数。本文采用两步系统GMM方法估计模型参数,所有模型均包含年度时间虚拟变量,以避免截面相依性对自相关检验和参数标准误造成影响,同时通过Windmeijer(2005)有限样本校正克服标准误的向下偏倚<sup>①</sup>。

采用两步系统GMM方法估计参数,其估计结果是否一致、有效,还需执行相关检验,判断是否满足一系列严格的假设。首先,需要检验水平方程的

残差项是否存在序列相关。如果不能满足不相关的假设,则模型可能误设,解决的办法是在模型的解释变量中加入更高阶的滞后因变量。按照Arellano & Bond(1995)的方法,本文给出了差分转换方程的一阶、二阶序列相关(AR(1)、AR(2))的检验结果,在水平方程残差项不存在序列相关的原假设下,差分转换方程的残差可存在一阶序列相关,但如果不存在二阶序列相关则可推断原假设成立;其次,工具变量有效性的Hansen检验,通过检验过度识别约束,判断所有工具变量是否整体外生,原假设是工具变量是外生和有效的;第三,新增工具变量有效性的Difference-in-Hansen检验,判断系统GMM是否比差分GMM更有效,原假设是新增工具是有有效的。

#### 四、样本和数据

选择2003~2010年期间中国对其直接投资较多的62个国家或地区作为样本<sup>②</sup>。截至2010年,中国对这些国家或地区的OFDI存量均在亿美元以上,这些国家或地区的中国OFDI存量之和占中国全部OFDI存量的82.55%。这些国家或地区也是中国主要的贸易伙伴,中国对其出口之和占中国出口总额的比重2010年为89.11%,2003~2010年整个样本期间为90.18%。表1列出了样本国家或地区的详细目录。

表1 62个样本国家或地区

中国香港	(1, 2, 3)	荷兰	(32, 6, 8)
澳大利亚	(2, 13, 12)	印度	(33, 7, 43)
新加坡	(3, 9, 4)	匈牙利	(34, 34, 24)
美国	(4, 1, 2)	委内瑞拉	(35, 39, 25)
南非	(5, 28, 31)	土耳其	(36, 25, 26)
俄罗斯	(6, 11, 33)	吉尔吉斯斯坦	(37, 38, 57)
加拿大	(7, 17, 9)	菲律宾	(38, 26, 40)
缅甸	(8, 41, 51)	尼日尔	(39, 58, 62)
巴基斯坦	(9, 32, 46)	埃塞俄比亚	(40, 52, 61)
哈萨克斯坦	(10, 31, 36)	埃及	(41, 36, 39)
德国	(11, 5, 10)	坦桑尼亚	(42, 51, 54)
瑞典	(12, 37, 5)	毛里求斯	(43, 55, 53)
蒙古	(13, 48, 44)	西班牙	(44, 21, 17)
英国	(14, 8, 7)	法国	(45, 12, 13)
尼日利亚	(15, 33, 49)	巴拿马	(46, 24, 23)
印度尼西亚	(16, 18, 42)	马达加斯加	(47, 54, 60)

<sup>①</sup>系统GMM估计原理和方法的更多技术细节可参见Roodman(2009)。

<sup>②</sup>样本国家或地区的选择标准:一是该国家或地区是中国的主要投资和贸易伙伴国,且截至2010年,中国对其OFDI存量在亿美元以上,二是数据完整。另外,中国对香港地区、开曼群岛、英属维尔京群岛等地的投资可能因存在避税动机而与典型的OFDI存在差异,样本未包括后两者;香港地区虽然包括在样本中,后文实证检验时,除了全样本,本文也针对剔除了香港地区的样本进行了估计。

柬埔寨	( 17 50 48)	意大利	( 48 10 15)
日本	( 18 3 1)	肯尼亚	( 49 47 52)
泰国	( 19 20 34)	阿根廷	( 50 35 19)
越南	( 20 16 45)	加纳	( 51 46 58)
赞比亚	( 21 57 55)	塔吉克斯坦	( 52 49 59)
阿尔及利亚	( 22 61 37)	圭亚那	( 53 62 41)
巴西	( 23 14 28)	博茨瓦纳	( 54 56 29)
老挝	( 24 53 47)	新西兰	( 55 43 18)
阿拉伯联合酋长国	( 25 19 14)	墨西哥	( 56 22 22)
沙特阿拉伯	( 26 29 20)	波兰	( 57 30 21)
伊朗	( 27 27 38)	爱尔兰	( 58 44 6)
马来西亚	( 28 15 27)	加蓬	( 59 60 30)
秘鲁	( 29 40 32)	罗马尼亚	( 60 42 35)
韩国	( 30 4 16)	乌干达	( 61 59 56)
苏丹	( 31 45 50)	比利时	( 62 23 11)

表1中各国家或地区名称后括号中的第一个数字是截至2010年该国或地区接受中国OFDI存量大小的排序,第二个数字是按照2010年中国对其出口大小的排序。中国对各国或地区的OFDI存量原始数据来自《2010年度中国对外直接投资统计公报》,出口原始数据来自历年的《中国统计年鉴》。本文利用美国的GDP平减指数将所有OFDI和出口数据转换成2000年为基期的实际值,单位为万美元。中国及62个样本国家(地区)的2000年不变价格GDP数据来自世界银行数据库,考虑到中国对发达国家或发展中国家OFDI的动因存在差异,其贸易效应也可能不同,本文尝试按照人均GDP标准对样本国家或地区进行分组回归。根据世界银行数据库的GDP和人口数据,本文计算了2010年各国的人均GDP(2000年不变价格美元度量),表1中各国(或地区)名称后括号中的第三个数字即是排序结果。中国与62个样本国家的双边距离来自法国国际经济研究所(CEPII)数据库<sup>①</sup>。表2列出了变量LnEX、LnOFDI、LnSUMGDP、LnDIST的简要统计描述。

表2 主要变量的简要统计描述

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
LnEX	62 × 8	12.4269	2.0629	6.7302	16.9301
LnOFDI	62 × 8	9.2389	1.9906	1.2657	16.5772
LnSUMGDP	62 × 8	19.3854	0.3670	18.8643	21.1183
LnDIST	62 × 8	8.8199	0.6414	6.8624	9.8677

<sup>①</sup> 距离变量以北京到各国首都的地理距离度量(单位为千米)。

<sup>②</sup> 本文通过各货币与美元的汇率(美元对其自身的汇率为1)转换获得各年份中国对各样本国家或地区的双边实际汇率,另一种方法是通过中国及各样本国货币与国际货币基金组织1单位特别提款权的汇率进行转换。

<sup>③</sup> 汇率固然影响贸易,但显然还不是影响中国出口的根本性因素,这也得到了其他很多经验研究的证实。

另外,并无现成的各年份中国对各样本国家或地区的双边实际汇率数据,本文按下式计算:

$$\ln RER_{it} = \ln \left( \frac{ER_{ct} P_{ct}}{ER_{it} P_{it}} \right) \quad (2)$$

式(2)中 $ER_{ct}$ 、 $ER_{it}$ 分别表示中国、样本国货币对美元的名义汇率<sup>②</sup>, $P_{ct}$ 、 $P_{it}$ 分别表示中国、样本国的消费价格指数。本文汇率采用的是间接标价法,因此 $\ln RER_{it}$ 的数值增大,表明人民币对*i*国(地区)的货币升值,减小则表明人民币贬值。式(2)计算所需原始数据来自世界银行数据库。

### 五、实证结果与讨论

对于式(1)的相关估计结果如表3所示。模型3~模型6给出的是两步系统GMM估计结果,作为比较,模型1、模型2分别给出了混合OLS和固定效应模型的估计结果。

首先看模型3,模型3是基于全样本对式(1)进行的两步系统GMM估计,以此作为基准模型展开讨论。估计结果显示,一期滞后的因变量作为解释变量,在1%的显著性水平下,具有正向影响,系数为0.8283,说明中国对各国的出口具有较大惯性和持续性。双边经济规模(LnSUMGDP)对出口具有明显促进作用,距离因素(LnDIST)则不利于出口,均在1%水平显著,与贸易引力模型的理论预期完全一致。双边实际汇率(LnRER)负向影响出口,在间接标价法下,这表明人民币升值不利于中国的出口,但并不显著<sup>③</sup>。本文特别关注的LnOFDI变量

表3 模型估计结果(因变量:  $\ln EX$ )

解释变量	OLS	FE	two-step sys-GMM			
	模型1	模型2	模型3 (基准模型)	模型4(剔除 中国香港)	模型5(发达 国家组)	模型6(发展 中国家组)
$\ln EX(-1)$	0.9457 (99.58) ***	0.5319 (14.72) ***	0.8283 (31.99) ***	0.8350 (35.32) ***	0.8455 (4.83) ***	0.7803 (37.24) ***
$\ln OFDI(-1)$	0.0081 (0.98)	-0.0246 (-1.72) *	-0.0165 (-1.18)	-0.0077 (-0.56)	-0.0299 (-1.78) *	0.0172 (3.04) ***
$\ln SUMGDP$	0.0628 (1.17)	0.7954 (2.26) **	0.7180 (4.56) ***	0.6124 (4.39) ***	0.1242 (0.31)	3.1139 (8.12) ***
$\ln DIST$	-0.0482 (-1.99)		-0.2091 (-2.73) ***	-0.1890 (-3.06) ***	0.4082 (0.34)	-0.1907 (-3.31) ***
$\ln RER$	-0.0167 (-3.15) ***	-0.3535 (-2.73) ***	-0.0113 (-0.44)	-0.0252 (-1.19)	0.2076 (0.47)	-0.0243 (-1.53)
constant	0.1367 (0.14)	-8.9658 (-1.35)	-9.6422 (-3.16) ***	-7.9129 (-3.05) ***	-3.0529 (-0.54)	-56.6542 (-7.79) ***
AR(1)			0.018	0.020	0.022	0.022
AR(2)			0.204	0.207	0.300	0.200
Hansen test			0.196	0.238	1.000	0.540
difference-in-Hansen			0.148	0.210	1.000	0.596
国家(地区)数	62	62	62	61	19	43
观测值	434	434	434	427	133	301

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著; 括号中为  $t$  统计值。AR(1)、AR(2)、Hansen test 和 difference-in-Hansen test 给出的是统计量对应的  $p$  值; 由于 GMM 估计适合大样本, 对方差矩阵进行了小样本调整,  $t$  统计量是与异方差、自相关一致的稳健  $t$  统计量; 所有模型均控制了年度时间虚拟变量, 但限于篇幅, 未报告其结果。

系数为负, 说明中国的 OFDI 呈现出贸易替代效应, 这与陈立敏、杨振和侯再平(2010)等现有大多数研究的结论不同, 但  $\ln OFDI$  的系数并不显著。

针对模型 3 的 AR(1)、AR(2) 检验表明, 差分方程的残差序列存在显著的一阶自相关但不存在二阶自相关, 意味着模型设定总体上是可取的。判定整个工具变量是否有效的 Hansen 检验和判定 GMM 类工具变量子集是否有效的 difference-in-Hansen 检验表明, 各工具变量的构造总体上均是有效的。另外, 一个判断 GMM 估计是否可靠有效的简单方法是看因变量滞后项的 GMM 估计量是否介于混合 OLS 估计量和静态固定效应模型估计量之间(Bond 2002)。对式(1)分别采用 OLS 及固定效应估计, 结果列于表 3 的 OLS 列(模型 1)、FE 列(模型 2)。GMM 估计的因变量滞后项的系数为 0.8283, 介于 OLS 估计结果(0.9457, 高估)和固定效应估计结果(0.5319, 低估)之间, 说明针对式(1)的 GMM 估计结果是稳健可靠的。比较模型 1、模型 2、模型 3 三个估计的结果, 可以看出, 因变量滞后

项、 $\ln SUMGDP$ 、 $\ln DIST$ 、 $\ln RER$  变量的系数大小、显著性虽然有所变化, 但正负均完全一致, 其正负方向符合理论预期, 在其他相关实证研究中也得到了验证, 并无大的问题。关键是本文重点检验的  $\ln OFDI$  变量, 在 GMM 估计下, 系数为负, 不显著, 在 FE 估计下, 系数变显著了(10% 水平显著), 而到了 OLS 估计, 系数符号发生了逆转(不显著), 这意味着如果采用了不适当的估计方法, 可能会得到不同结论并引起误导。

模型 4 在剔除了中国香港地区后, 针对 61 个样本国家的数据进行了两步系统 GMM 估计, 这主要是为了检验香港地区的特殊性是否影响到结果的稳健, 因为香港地区不仅存在较大的转口贸易, 其接受的 OFDI 存量截至 2010 年为 1990.56 亿美元, 而其他所有 61 个样本国家之和仅为 628.01 亿美元<sup>①</sup>。剔除掉香港地区后, 模型 4 的各项诊断检验同样表现良好, 差分方程的残差序列存在显著的一阶自相关但不存在二阶自相关, 模型设定合理, Hansen 检验和 difference-in-Hansen 检验亦表明工

<sup>①</sup>数字为名义值, 来自《2010 年度中国对外直接投资统计公报》。

具变量的构造有效。与模型3相比,模型4各解释变量的系数大小虽略有不同,但符号和显著性均完全一致,其中,  $LnOFDI$  的系数由  $-0.0165$  变为  $-0.0077$  (不显著),同样表明中国的  $OFDI$  可能呈现出微弱的贸易替代效应。

进一步地,考虑到中国对发达国家和发展中国家的  $OFDI$  在动因等多方面存在差异,其贸易效应也可能不同,本文尝试进行分组回归。对于发达国家、发展中国家的划分并无绝对标准,本文将2010年人均GDP在1万美元以上的19个国家或地区归为发达国家组,其余在1万美元以下的43个国家归为发展中国家组<sup>①</sup>。针对两组子样本的系统GMM估计结果列于模型5和模型6。比较其结果,可以发现,中国对发达国家或地区的  $OFDI$  呈现贸易替代效应(10%水平显著),对发展中国家的  $OFDI$  则显著促进出口增长(1%水平),呈现贸易互补效应;再结合模型3、模型4,大致可以推断,中国对发展中国家的  $OFDI$  带动出口贸易增长(1%水平显著),对发达国家的  $OFDI$  则引致出口贸易减少。当前阶段,出口和  $OFDI$  的主要目的地是发达国家,使得中国  $OFDI$  整体上呈现微弱的贸易替代效应。由于目前中国对发展中国家的  $OFDI$  主要是资源开发型和生产加工型项目,可以带动对东道国的零部件、成套设备等的出口,而对发达国家的  $OFDI$  则很多是旨在寻求市场、技术、品牌等战略性资产的项目,在短期并不能带动出口贸易,且中国企业的跨国经营尚处于初级阶段,跨国公司的内部贸易尚未大量涌现,因而其贸易效应为负。

需要特别指出的是,必须谨慎对待模型5的估计结果,其距离、汇率变量的估计结果与其他模型的差异似乎已经暴露问题。由于系统GMM方法比较适合处理截面单元较大时间跨度较小的面板数据,而模型5仅有19个截面单元,这使得Arellano-Bond自相关检验不可靠。同时,还需警惕工具变量过多使得Hansen检验不可靠。工具变量过多的一个信号是工具变量数多于截面单元数(Roodman, 2009),模型5的工具变量数(38个)已经超过截面单元数;另一个可疑信号是近乎“完美”的Hansen检验(Roodman, 2009),模型5的Hansen检验统计量对应的p值恰恰是“完美”的1。但是,模型3、4、6的诊断检验表现良好,模型估计结果可以接受,我们结合几个估计结果的推断结论应该还是比较稳健的。

另外,不少文献指出, $OFDI$  贸易效应的实证结

果还与产品生命周期、考察时间长短、产业分类大小等多种因素相关,限于数据约束本文无法进行检验。从这个角度看,本文的结论尚有待更多经验数据和实证研究的支持,但本文的研究已经揭示出丰富的政策蕴含:第一, $OFDI$  和对外贸易是“走出去”的两种重要方式,在当前国际金融危机引发外部出口环境变化,同时,国内经济发展面临资源环境等约束的情形下,适时推动企业  $OFDI$  以充分利用国内外“两个市场、两种资源”非常重要。通过  $OFDI$  积极主动地“走出去”,可以推动我国面临的贸易摩擦频繁、出口产品技术层次较低、贸易收益微薄等问题的及早解决,在更高层次上融入世界经济。但在这个过程中,必须认真审视国际贸易与国际投资间的互动关系,并前瞻性地做出相应制度安排,以顺利实现由贸易大国向贸易投资大国的转变;第二,当前阶段,中国对发展中国家的  $OFDI$  主要以资源开发型和生产加工型项目为主,不仅可以获取紧缺的自然资源、转移过剩的生产能力,而且在短期可以带动零部件、成套设备等的出口,打破后危机时代外需乏力的被动局面;而对发达国家的  $OFDI$  则很多是市场、技术、品牌等战略性资产寻求型的项目,在短期并不能带动出口贸易,相反,其贸易效应为负,从而可以减少中国对主要顺差来源国的出口,缓解诸多针对中国的贸易摩擦和纠纷。但是,需要特别关注的是, $OFDI$  影响贸易的上述效应在长期完全可能逆转。随着中国  $OFDI$  的发展,到了一定阶段,对发展中国家的生产加工型项目可能会替代中国的出口,从而呈现出  $OFDI$  的贸易替代效应;而对发达国家的战略性资产寻求型项目在长期则可能从质的方面大幅度提升中国产品在国际市场的竞争能力,从而呈现出  $OFDI$  的贸易互补效应。

## 六、总结性结论

在可预见的将来,中国对外直接投资还会以很高的速度增长,深刻认识和理解中国对外直接投资的贸易效应,并前瞻地做出相应制度和政策安排,对于中国顺利实现由贸易大国向贸易投资大国的转变非常重要。本文基于贸易引力模型的分析框架和2003~2010年期间中国与62个样本国家或地区的双边数据,运用动态面板数据模型系统GMM方法实证检验中国  $OFDI$  的贸易效应,结果发现,中国对发达国家的  $OFDI$  负向影响出口贸易,对发展中国家的  $OFDI$  则显著促进出口贸易,总体效应为

<sup>①</sup> 各国或地区2010年人均GDP是以2000年不变价格美元度量的,详见“样本和数据”部分的说明及表1的国家和地区列表。

负,中国 OFDI 整体上呈现出微弱的贸易替代效应。这一结论与现有大多实证研究的结论并不相同,原因在于:第一,本文采用 2003 年后中国 OFDI 快速增长后的最新数据,而在此前的很长时间段,中国的 OFDI 规模较小,相比于巨大的贸易、经济规模更显微不足道,因而其贸易效应并不显著或不稳健;

第二,本文利用中国与主要贸易投资伙伴国的双边数据构成面板数据结构而非直接针对中国的贸易和投资总额展开分析,从而有利于控制国别、时间、变量等多维信息;第三,本文采用适合数据结构特征的动态面板系统 GMM 方法进行实证检验,而不恰当的方法可能会得到不可靠的结论并引起误导。

#### 参考文献:

- [1] Anderson J. W., Hsiao C. Estimation of Dynamic Models with Error Components [J]. Journal of the American Statistical Association, 1981 (375).
- [2] Arellano M., Bover O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models [J]. Journal of Econometrics, 1995 (1).
- [3] Blundell R., Bond S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. Journal of Econometrics, 1998 (1).
- [4] Bond S. R. Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice [J]. Portuguese Economic Journal, 2002 (2).
- [5] Cameron A. C., Trivedi P. K. Microeconometrics Using Stata [M]. Texas: Stata Press, 2009.
- [6] Holtz-Eakin D., Weyew W., Rosen H. S. Estimating Vector Autoregressions with Panel Data [J]. Econometrica, 1988 (6).
- [7] Kojima K. Direct Foreign Investment: A Japanese Model of Multinational Business Operations [M]. London: Croom Helm, 1978.
- [8] Mullen J. K., Williams M. Bilateral FDI and Canadian Export Activity [J]. International Trade Journal, 2011 (3).
- [9] Mundell R. A. International Trade and Factor Mobility [J]. American Economic Review, 1957 (3).
- [10] Purvis D. D. Technology, Trade and Factor Mobility [J]. Economic Journal, 1972 (327).
- [11] Roodman D. How to Do Xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata [J]. Stata Journal, 2009, (1).
- [12] Turkcan K. Outward Foreign Direct Investment and Intermediate Goods Exports: Evidence from the USA [J]. Economie Internationale, 2007 (4).
- [13] Windmeijer F. A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators [J]. Journal of Econometrics, 2005 (1).
- [14] 蔡锐, 刘泉. 中国的国际直接投资与贸易是互补的吗? 基于小岛清“边际产业理论”的实证分析 [J]. 上海: 世界经济研究, 2004 (8).
- [15] 陈立敏. 贸易创造还是贸易替代——对外直接投资与对外贸易关系的研究综述 [J]. 北京: 国际贸易问题, 2010, (4).
- [16] 陈立敏, 杨振, 侯再平. 出口带动还是出口代替——中国企业对外直接投资的边际产业战略检验 [J]. 北京: 财贸经济, 2010 (2).
- [17] 李荣林. 国际贸易与直接投资的关系: 文献综述 [J]. 北京: 世界经济, 2002 (4).
- [18] 裴长洪, 樊瑛. 中国企业对外直接投资的国家特定优势 [J]. 北京: 中国工业经济, 2010 (7).
- [19] 唐杰英. 日本对外直接投资的贸易效应及其启示 [J]. 上海: 世界经济研究, 2009 (12).
- [20] 汪素芹, 姜枫. 对外直接投资对母国出口贸易的影响——基于日本、美国对华投资的实证分析 [J]. 上海: 世界经济研究, 2008 (5).
- [21] 王迎新. 论海外直接投资与贸易的关系 [J]. 北京: 财贸经济, 2003 (1).
- [22] 项本武. 中国对外直接投资的贸易效应研究——基于面板数据的协整分析 [J]. 北京: 财贸经济, 2009 (4).
- [23] 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]. 北京: 国际贸易问题, 2009 (6).
- [24] 张海波, 闫国庆. 东亚新兴经济体对外直接投资的贸易效应研究 [J]. 广州: 国际经贸探索, 2010 (6).
- [25] 张如庆. 中国境外直接投资与对外贸易关系分析 [J]. 重庆工商大学学报(西部论坛), 2009 (1).
- [26] 张应武. 对外直接投资与贸易的关系: 互补或替代 [J]. 北京: 国际贸易问题, 2007 (6).
- [27] 仲鑫, 马光明. 对外直接投资缓解贸易失衡的实证研究——以 20 世纪 80 年代日美贸易失衡为例 [J]. 北京: 统计研究, 2010 (5).



## How Does China's OFDI Affect Its Exports? An Empirical Analysis Using Dynamic Panel Data Models and System GMM Estimators

HU Bing<sup>1</sup>, QIAO Jing<sup>2</sup>

(1. School of Economics and Management, Chongqing Normal University, Chongqing, 400047, China;

2. School of Management, Chongqing Technology and Business University, Chongqing, 400067, China)

**Abstract:** China has achieved remarkable success in attracting foreign direct investment (FDI) since the 1980s and has been a giant of FDI recipient. But in the last few years a more attractive trend has caught the attention of academics as well as policymakers. As China is rapidly integrating with the global economy, its overseas enterprises have been gaining importance as a new source of international capital. According to the Chinese government official statistics, although its outward investment is still small in terms of stock, especially compared to the huge inward FDI, China's outward foreign direct investment (OFDI) flows reached US \$ 68.81 billion and ranked 5th among all economies in terms of OFDI flows in 2010. Instead of analyzing FDI inflows, researchers are more and more interested in examining the surge of outflows from China. The complementary or substitution relationship between OFDI and trade, in particular exports, has been a subject of debate in both theoretical and empirical literature in recent decades. As a new source of international capital and a big trade economist, how does China's OFDI affect its exports?

This study examines the trade effect of OFDI stocks on exports in China by disentangling sample countries into developing and developed economies for the 62 selected countries over the period from 2003 to 2010, using dynamic panel data models and system GMM estimators. The structure of the study is as follows. Section 1 provides the background information about the study. The next section presents a theoretical and empirical literature review about the effect of OFDI on trade, in particular exports. Section 3 outlines the empirical models and estimation methods. Section 4 describes the sample and data used in the analysis. Section 5 describes the econometric procedure and discusses the empirical results, while section 6 concludes.

The empirical results for the estimations of the gravity equation demonstrate that China's OFDI flows into developing countries significantly increases the export from China. In contrast, the results find a weak evidence of substitution effects between the China's exports and its OFDI flows into developed countries. We also witness statistically insignificant evidence that the trade effect of China's OFDI is negative using data for all sample countries. The results of system GMM regressions imply that the identification of complementary or substitution effects of China's OFDI on its export requires finer disaggregated data, and we need further research to understand better the relationship between the OFDI and trade. Concerning the other explanatory variables in regressions, the results show that overall bilateral country size (the sum of bilateral real GDP) between China and its trading partner has a positive association with the exports, while distance variable has negative influence on the exports. In addition, the real exchange rate between China and its trading partner is not statistically significant in all system GMM regressions.

Taking into account the fact that Chinese outward FDI is expected to accelerate in the coming years, this study has important implications. China has been implementing the strategy of "going out", which encourages domestic enterprises to improve the foreign trade and invest actively overseas, and to participate enthusiastically in international competition and cooperation in a broader world, so as to utilize domestic and overseas materials and markets more effectively. During China's transformation from a big nation in foreign trade to a great power in foreign trade and outward direct investment, it is important that the relationship between OFDI and trade be profoundly understood, and based on the understanding, particular arrangements and countermeasures can be fully discussed.

**Key Words:** outward foreign direct invest; trade effect; dynamic panel data model

(责任编辑: 鲁言)