

东道国制度质量、双边投资协议与中国对外直接投资

——基于面板门限回归模型(PTR)的实证分析

张中元*

摘要: 本文采用2007-2011年中国对155个经济体的对外直接投资(OFDI)存量数据,利用面板门限回归模型(Panel Threshold Regression, PTR)考查东道国制度质量与双边投资协议(BIT)对中国OFDI的影响。实证结果表明东道国制度质量、双边投资协议对中国的OFDI的影响有明显的区制差异:制度质量的提高会促进中国OFDI流向低收入和高收入水平经济体以及中、小规模OFDI存量经济体;签署双边投资协议促进中国OFDI流向大规模OFDI存量经济体。但双边投资协议与东道国制度质量水平的提高并无助于中国OFDI流向中等收入水平经济体;双边投资协议还抑制了中国OFDI流向中、小规模OFDI存量经济体。

关键词: 制度质量 双边投资协定 对外直接投资 面板门限回归

JEL 分类号: F21 F53 F55 **中图分类号:** F125

文献标识码: A **文章编号:** 1000-6249(2013)04-049-14

一、前言

长期以来中国对外开放政策的重点是引进外商直接投资,对外直接投资(OFDI)发展则相对较为缓慢,但自2002年以来中国对外直接投资政策由限制转向鼓励和重点支持,中国企业的对外直接投资开始进入了快速发展的时期。近年来学者对中国对外直接投资的研究也开始明显增多(Boateng, Qian, and Tianle, 2008; Mork *et al*, 2008; Tolentino, 2010; Voss *et al*, 2010; Wang *et al*, 2012; Zhang and Dally, 2011)。由于中国对外直接投资的市场寻求、资源寻求动机比较显著,所以大部分研究集中讨论不同动机或多种动机的组合对中企业在各国现有的资源禀赋和制度框架下做出不同的区位选择的影响。随着国际能源资源的竞争日趋激烈,一些中国企业的对外直接投资在区位选择上有时主要甚至仅仅注重资源禀赋的优劣和可获取性而忽略其它区位因素。数据显示每年中国均有大量投资流向区位优势较差的欠发达国家,这给中国企业对外直接投资带来严峻挑战,因为目前中国对外直接投资仅体现了中国企业的资本优势,这一优势是由国家层面上的自然优势、区位优势和经济优势带来的,而不是企业后天培养的生产技术优势(张为付, 2008)。

中国这种以国有或国有控股企业为主体、以资源能源寻求和市场扩张为主要方式、以进入周边国家(地区)和国际避税区为主要目标区且具有政治收益高于经济收益的价值取向的对外直接投资模式造成了中国企业对外直接投资“增而不强”,并已经成为制约我国对外投资稳步快速发展的现实问题。实际上对外直接投资不可避免地会受到不同国家(地区)间制度质量差异的影响,与以前研究不同,本文重点考察制度质量以及双边投资协议对中国对外直接投资区位选择的影响,制度环境是极其重要而不容被忽视的因素,制度质量的差异往往成为对外直接投资的无形壁垒,会直接影响到企业优势的发挥进而影响到投资收益,从长期来看企业能否适应东道国社会制度环境的要求决定着投资行为的成败。

* 张中元,中国社会科学院亚太与全球战略研究院, zhangzhongyuan@cass.org.cn, 通讯地址:北京东城区张自忠路3号东院,邮编:100007。本研究成果受中国社会科学院马克思主义理论学科建设与理论研究项目资助。感谢匿名审稿人意见,当然文责自负。

一些研究结果表明影响对外直接投资的因素与对外直接投资之间可能存在一些非对称、非线性关系,本文采用近年发展起来的面板门限回归模型(PTR) 对这些经济、制度变量之间可能存在的非线性关系进行考察,以期得到更准确详细的变量间对应关系。实证研究表明东道国制度以及双边投资协议因素与中国对外直接投资之间存在明显的非线性关系,这对中国企业在制定适合不同制度质量国家的投资决策时能提供有益的参考。

本文内容安排如下:第二部分是制度因素对外商直接投资影响研究的文献综述;第三部分对中国近年来对外商直接投资趋势和特征状况进行了简单的介绍和总结;第四部分建立实证分析模型、给出估计方法以及样本数据、变量说明;第五部分是实证回归结果及讨论;最后第六部分给出结论。

二、制度因素对外商直接投资的影响

制度是为决定人们的相互关系而设定的一些规则,东道国高质量的制度体系对吸引 FDI 具有重要的影响。首先,良好的制度能够提升东道国投资环境,进而吸引 FDI 的进入,Kaufman *et al.* (1999) 利用治理指标中的 5 个指标发现制度质量的提高会显著促进外商直接投资的流入;Aizenman and Spiegel(2006) 用模型分析表明制度无效率类似于对企业征税,降低了企业的利润率;他们的实证分析结果也表明制度质量下降会降低 FDI 的流入。其次,不同的制度安排将会导致不同的市场交易成本,较差的制度给 FDI 的进入带来额外的成本,Wei(2000) 发现制度质量降低(如腐败盛行)会严重阻碍外商直接投资的流入,如果制度质量从新加坡的水平下降到墨西哥的水平,则相当于对跨国公司征税税率提升了 20%。第三,FDI 的沉没成本较高,使得 FDI 对较差制度质量带来的不确定性非常敏感(Bénassy - Quéré *et al.* 2007)。脆弱的制度框架会增加对外投资的寻找、谈判和执行成本,进而阻碍了潜在的交易。王海军、高明(2012) 利用中国企业对外直接投资统计数据,检验分析国家经济风险对于对外直接投资影响的结构效应,结果发现对外直接投资对于经济风险很敏感,相对于发达国家的国家经济风险,对外直接投资对来自于发展中国家的国家经济风险更为敏感。

Globerman and Shapiro(2002) 认为同一因素会对外商直接投资的流入和流出均产生影响,好的制度创造了有利于企业海外投资的环境,因此会促进对外直接投资的流出。他们利用从 Kaufman *et al.* (1999) 构造的 6 个治理指标中提取的第一主成分研究制度质量对一国外商直接投资流入和流出的影响,结果发现好的制度会对外商直接投资流入和流出产生正向影响,但对外商直接投资流出的正向影响只出现在发达国家 and 大规模经济体中。Bénassy - Quéré *et al.*(2007) 则发现制度变量对外商直接投资的流出影响不大。Wheeler and Mody(1992) 利用从 13 个风险因素中提取的第一主成分来研究制度对美国企业对外直接投资的影响,也没有发现“好的”制度会对美国企业国外分支公司的选址产生显著的影响。

在影响中国对外直接投资流向的制度因素研究中,王建和张宏(2011) 采用 2003 - 2008 年中国对外直接投资数据,考察东道国政府治理水平对中国对外直接投资流量的影响,结果发现政府施政有效性水平的提高会促进中国对外直接投资的流入,而贪腐控制水平与中国对外直接投资流量是显著负相关的,公民参政与政治人权、政治稳定程度、市场经济限制程度、司法有效性等指标与中国对外直接投资流量的关系并不显著。李猛和于津平(2011) 使用 2003 - 2007 年中国对 74 个东道国的对外直接投资数据,实证检验发现东道国良好的制度会抑制中国对该经济体的直接投资。邓明(2012) 利用 2000 - 2009 年中国在 73 个国家和地区的 OFDI 数据,考察东道国制度因素对中国 OFDI 区位分布的影响,结果发现经济和法治制度对发展中国家吸收 OFDI 有显著的正影响,而对发达国家的影响则不显著。

除了上述东道国国内制度因素,两国间双边制度建设也会对外商直接投资产生影响作用。近年来中国投资者对境外投资的保护越来越重视,特别是中国的对外直接投资主要流向亚洲、拉美和非洲等发展中国家,一些国家正处于经济转型期,国内制度质量较低、法治水平落后,中国在这些国家中大量投资了

一些自然资源类项目,这些项目投资时期长,因此面临较大的风险,但寄希望这些国家在短期内提高制度质量并不现实,为了更好地保护中国对外直接投资,还需要考虑其它方法和工具。双边投资协定(BIT)是两个国家之间签订的针对于相互投资的一系列特别协议和条款,是目前国际投资领域最普遍的国际协定,截至2011年全球共签订了3164项国际投资协议(IAs),其中双边投资协定(BIT)就有2833项(UNCTAD,2012)。自1982年中国与瑞典签署第一份双边投资协定以来,截止2012年1月,中国与其它经济体共签署132项双边投资协定。

双边投资协议是国际上保护双边投资的主要法治形式,发展中国家通过约束甚至让渡一部分国家主权从政治和其它风险方面为外商直接投资提供保护,为缔约国的投资者构建明确而公开的投资环境,减少不确定性给投资者带来的风险和损失,从而有利于发展中国家吸引FDI(Neumayer and Spess,2005)。但一些早期的研究并没有发现双边投资协议与外商直接投资流入之间的这种正向关系(Hallward - Driemeier,2003)。近期的一些研究则发现签署双边投资协议会促进外商直接投资的流入(Egger and Pfaffermayr,2004)。Neumayer and Spess(2005)通过实证分析发现签署双边投资协议多的发展中国家可以吸引更多的外商直接投资的流入,而且双边投资协议与东道国内良好的制度质量之间存在一定程度的替代效应,只是这种效应对不同水平制度质量的替代作用不太稳健。Egger and Merlo(2007)考察双边投资协议对OECD国家之间及其与中、东欧转轨经济体之间对外直接投资存量的影响,发现双边投资协议与对外直接投资存量之间不仅存在显著的短期正向影响,而且在长期中这种正向影响作用更大。张鲁青(2009)利用47个发展中国家的双边投资协定和国际直接投资数据,分析了BIT对发展中国家吸引FDI的影响,结果显示BIT有利于发展中国家FDI流入的增长。

宗芳宇等人(2012)采用中国上市公司2003年至2009年对外直接投资的数据,实证发现双边投资协定能够促进企业到签约国投资,双边投资协定能够替补东道国制度的缺位,促进了企业到制度环境较差的签约国投资。易波、李玉洁(2012)讨论双边投资协定对中国对外直接投资的区位选择的影响,结果发现在东道国制度环境不佳的情况下,签订双边投资保护协定可以促进对外直接投资,但中国投资的地区大多处于高风险地区,如何保护中国对外直接投资安全成为一个难题。

本文采用2007-2011年中国对155个经济体的对外直接投资存量数据,利用面板门限回归模型考查东道国制度质量与BIT对中国对外直接投资的影响。以东道国人均GDP以及各经济体中的中国对外直接投资存量为门限变量的实证结果表明东道国制度质量、双边投资协议对中国的对外直接投资的影响有明显的区制差异:制度质量的提高会促进中国对外直接投资流向低收入水平经济体和高收入水平经济体以及小规模与中等规模对外直接投资存量经济体;但东道国制度质量水平的提高却会抑制中国对外直接投资流向中等收入水平经济体。签署双边投资协议不会促进中国对外直接投资流向低收入水平经济体与高收入水平经济体,而且还会抑制中国对外直接投资流向中等收入水平经济体以及小规模与中等规模对外直接投资存量经济体;但双边投资协议会促进中国对外直接投资流向大规模对外直接投资存量经济体。

三、中国对外直接投资状况

中国对外直接投资虽然起步较晚,但在“走出去”战略实施的10年期间,中国的对外直接投资取得了巨大的进步,投资规模不断增加,目标区域不断扩大,目标产业不断延伸。2008年中国对外直接投资首次突破500亿美元,达到了2003年中国实际利用外资水平,8500家境内投资者设立对外直接投资企业12000家,分布在全球174个国家(地区),对外直接投资存量达1840亿美元,境外企业资产总额超过1万亿美元。到2011年中国对外直接投资净额(流量)达到746.5亿美元,13500家境内投资者设立对外直接投资企业1.8万家,分布在全球177个国家(地区),对外直接投资存量达4247.8亿美元,境外企业资产总额超近2万亿美元。到2011年,全球外国直接投资流出流量1.69万亿美元,年末存量21.17万亿美元

元, 2011 年中国对外直接投资分别占全球当年流量、存量的 4.4% 和 2%, 按国家(地区) 排名, 2011 年中国对外直接投资流量名列第 6 位, 存量位居第 13 位(UNCTAD, 2012)。

与其他对外直接投资的发展中国家相比, 中国对外直接投资的战略和模式有以下几个特征: 第一, 国有或国有控股企业是对外直接投资的主体。2008 年末在中国对外直接投资存量中国企业占 69.6%, 2010 年国有企业占 66.2%, 到 2011 年国有企业仍然占 62.7%, 有限责任公司占 24.9%, 国有企业与有限责任公司占到近九成份额。中央企业和单位在 2008 年非金融类对外直接投资存量中占 81.3%, 流量占 85.4%; 到 2010 年在非金融类对外直接投资流量中占 70.5%, 存量中占 77%。虽然近年来国有企业所占份额有所下降, 但比例仍然很高。Buckley 等(2007) 结合三种特定的因素: 资本市场不完全、特定所有权优势、制度因素, 对中国 OFDI 进行研究后发现中国资本市场的不完全性给中国企业带来了特定所有权优势, 可以让国有企业长时间轻易得到低于市场利率之下的资本。

第二, 资源能源寻求型和市场扩张型对外直接投资占较大比重。2008 年采矿业中中国对外直接投资存量达 228.7 亿美元, 占 12.4% 的比例, 主要分布在石油和天然气开采业、黑色金属和有色金属矿采选业; 商业服务类对外直接投资存量 545.8 亿美元, 占 29.7% 的比例, 主要为控股投资; 批发零售类对外直接投资存量 298.6 亿美元, 占 16.2% 的比例, 主要为贸易类投资; 制造业类对外直接投资存量 96.6 亿美元, 仅占 5.3% 的比例。2011 年采矿业中中国对外直接投资存量达 670 亿美元, 占 15.8% 的比例; 商业服务类对外直接投资存量 1422.9 亿美元, 占 33.5% 的比例; 批发零售类对外直接投资存量 490.9 亿美元, 占 11.6% 的比例; 制造业类对外直接投资存量 269.6 亿美元, 占 6.3% 的比例。除了贸易类投资的批发零售类对外直接投资存量比例有所下降外, 其余三类对外直接投资存量比例均有较大幅度的提升。

第三, 对亚洲地区和国际避税区的对外直接投资占较大比重。对于旨在开发海外市场的对外直接投资而言更需要依赖于当地的关系资源获取信息、建立营销渠道, 因此中国长期以来制造业以市场需求导向型的对外直接投资主要分布于亚洲周边地区(阎大颖等 2009)。2008 年中国对亚洲的直接投资流量为 435.5 亿美元, 占到总流量的 77.9%, 对亚洲的直接投资存量为 1313.2 亿美元, 占到总存量的 71.4%; 到 2011 年中国对亚洲的直接投资流量为 454.9 亿美元, 占到总流量的 60.9%, 对亚洲的直接投资存量为 3034.3 亿美元, 占到总存量的 71.4%。而且在中国对外直接投资中有很大一部分流向了避税区, 如对中国香港的部分 OFDI 可能又以 IFDI(流入外商直接投资) 名义进入中国大陆, 类似的地区还有英属维尔京群岛、开曼群岛等(宗芳宇等人 2012)。2008 年流向中国香港的对外直接投资为 386.4 亿美元, 占当年流量的 69.1%, 英属维尔京群岛 21.04 亿美元, 占当年流量的 3.8%, 开曼群岛 15.24 亿美元, 占当年流量的 2.7%; 2008 年中国对外直接投资存量前三位的地区分别为中国香港 1158.45 亿美元, 开曼群岛 203.27 亿美元, 英属维尔京群岛 104.77 亿美元。2011 年流向中国香港 356.55 亿美元, 占当年流量的 47.8%, 英属维尔京群岛 62.08 亿美元, 占当年流量的 8.3%, 开曼群岛 49.36 亿美元, 占当年流量的 6.6%, 成为当年中国对外直接投资流量的前三位地区; 2011 年中国对外直接投资存量前三位的地区则分别为中国香港 2615.19 亿美元, 占当年存量的 61.6%, 英属维尔京群岛 296.61 亿美元, 占当年存量的 6.9%, 开曼群岛 216.92 亿美元, 占当年存量的 5.1%。

第四, 中国对外直接投资大部分流向发展中国家, 但近年来对主要经济体投资快速增长。2010 年中国对欧盟直接投资流量 59.63 亿美元, 同比增长 101%; 东盟 44.05 亿美元, 同比增长 63.2%; 美国 13.08 亿美元, 同比增长 44%。2010 年中国对发达国家(地区) 的直接投资存量为 296.9 亿美元, 占当年存量的 9.4%。其中对欧盟直接投资存量 125 亿美元, 占对发达国家(地区) 直接投资存量的 42.1%; 对澳大利亚直接投资存量 78.7 亿美元, 占比 26.51%; 对美国直接投资存量 48.7 亿美元, 占比 16.4%。2011 年中国对外直接投资流向发展中国家(地区) 的数量为 612.3 亿美元, 占当年流量的 82%, 仍然是中国对外直接投资得主要目的地。2011 年中国对欧盟直接投资流量 75.61 亿美元, 同比增长 26.8%; 东盟 59.05 亿美元, 同比增长 34.1%; 美国 18.11 亿美元, 同比增长 38.5%。2011 年中国对发展中国家(地区) 的直接投资存量为 3781.4 亿美元, 占当年存量的 89%。对发达国家(地区) 的直接投资存量为 466.4 亿美元, 占当

年存量的11%。其中对欧盟直接投资存量202.9亿美元,占对发达国家(地区)直接投资存量的43.5%;对澳大利亚直接投资存量110.4亿美元,占比23.7%;对美国直接投资存量89.9亿美元,占比19.3%。

四、模型设定与数据

(一) 估计模型设定及估计方法

基于文献研究的理论基础与经验假说,本文设定如下计量模型来分析中国对外直接投资的影响因素:

$$OFDI_{it} = \alpha_i + \beta' Z_{it} + \gamma' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 $OFDI_{it}$ 为中国在第 t 年对经济体 i 的直接投资量(存量), α_i 是个体项,向量 $Z_{it}' = (IQ_{it}, BIT_{it})$ 是本文考察的核心解释变量, IQ_{it} 是经济体 i 第 t 年制度质量变量, BIT_{it} 表示中国与经济体 i 签订双边投资协定是否生效的虚拟变量。 X_{it} 是控制变量,主要包括影响中国对外直接投资量的经济体 i 的特征变量,向量 β 与 γ 是待估计的参数, ε_{it} 是误差项。

近来一些研究结果表明上述经济变量之间可能存在一些非对称、非线性关系。而面板门限回归模型(PTR)对“分组检验方法”作了重要扩展,可以基于一定的统计方法对门限值进行内生性检验,并以此确定最终真实的门限值。Hansen(1999)利用非动态平衡面板数据,采用自举技术对门限效应显著性进行假设检验,构建个体固定效应的面板门限回归模型(PTR)。本文根据Hansen(1999)提供的方法,对模型(1)建立面板门限回归模型。

1. 单门限面板模型的设定及检验。

从基础的面板模型开始,将模型(1)设定为如下形式:

$$OFDI_{it} = \alpha_i + \beta_1' Z_{it} \cdot I(q_{it} \leq \lambda) + \beta_2' Z_{it} \cdot I(q_{it} > \lambda) + \gamma' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 q_{it} 是门限变量, λ 为门限参数, $I(\cdot)$ 是指标函数,对模型(2)估计采用面板固定效应模型方法,计算平均值消除个体固定效应值 α_i ,可以获取其残差平方和 $S_1(\lambda)$,则其门限估计值为:

$$\hat{\lambda} = \operatorname{argmin} [S_1(\lambda)]$$

一旦确定了门限值 $\hat{\lambda}$ 的估计值,参数 β_i ($i=1, 2$)与 γ 相应也得以确定。在得到参数估计值之后,还需要进一步检验模型是否存在门限效应。检验的原假设和备择假设分别为:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 \quad H_1: \beta_1 \neq \beta_2$$

在零假设成立条件下,模型(2)退化为线性模型,表示不存在门限效应;反之则表示回归系数存在着门限效应。令 S_0 为在零假设条件下的残差平方和, $S_1(\hat{\lambda})$ 为存在门限效应条件下的残差平方和,则似然比统计量为 $F = \frac{S_0 - S_1(\hat{\lambda})}{\hat{\sigma}^2}$, Hansen设计自举法(Bootstrap)得到 F 统计量的渐进分布,由此计算基于似然比检验的 p 值。若 p 值足够小,则拒绝原假设,表明至少存在一个门限值。

2. 多门限面板模型的设定及检验。

上述分析是假设模型中只存在着唯一的门限值,但实际上可能出现两个或者两个以上的门限值。模型(2)可以扩展为多个区制(如有 K 个门限值)的面板门限回归模型。如考虑如下三区制(两个门限值)面板门限回归模型:

$$OFDI_{it} = \alpha_i + \beta_1' Z_{it} I(q_{it} \leq \lambda_1) + \beta_2' Z_{it} I(\lambda_1 < q_{it} \leq \lambda_2) + \beta_3' BIT_{it} \cdot I(q_{it} > \lambda_2) + \gamma' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 λ_1, λ_2 为门限参数且 $\lambda_1 < \lambda_2$ 。

一旦在单门限面板模型中拒绝 F_1 ,则通过 F_2 统计量来判断第二个门限值是否显著,若拒绝表明至少存在两个以上门限值,重复上述步骤进行多个门限值的检验,直到不能拒绝原假设为止,从而最终确定相应的门限值个数。

(二) 变量选取与数据

1. 被解释变量(OFDI) 。

反映中国 OFDI 状况的数据有流量和存量两类, 本文采用中国 OFDI 的存量数据作为被解释变量。目前中国已陆续发布了 2003 - 2011 年度中国对外直接投资统计公报, 公报所发布的 OFDI 国别数据中, 2003 - 2006 年为非金融类对外直接投资数据, 2007 年及以后改为全行业对外直接投资数据, 为了避免因 2007 年前、后统计口径的不一致带来的估计偏误问题, 本文只采用 2007 - 2011 年的数据。此外本文在选取中国 OFDI 数据时剔除了以香港、澳门为中转地以及流向英属维尔京群岛、开曼群岛、百慕大群岛等避税地的东道国样本。有些国家某些年份的中国 OFDI 存量数据观测值为 0, 在取对数时会丢失数据, 为了解决由此带来的选择偏误问题, 本文借鉴一些研究中采用的方法(Neumayer and Spess, 2005), 用 $\ln(\alpha + OFDI)$ 代替 $\ln(OFDI)$, 其中 α 是很小的正常数, 本文取 $\alpha = 1$, 即中国 OFDI 存量数据观测值为 0 时设定 OFDI 存量为 1 美元。计算 OFDI 存量数据对数值时先对数据用美国 GDP 平减指数进行平减。

2. 核心解释变量。

(1) 双边投资协定(BIT)

BIT 为哑变量, 如果中国与国家 i 签订的双边投资协议在第 t 年开始生效, 则该变量取值为 1, 否则就为 0。本文采用开始生效年份的原因是因为 BIT 从签订到真正实施还有一段时间, BIT 数据来源于 UNCTAD 的 BIT 数据库。

(2) 制度质量变量(IQ)

Kaufmann 等(2010) 根据 30 多个组织提供的 30 多类数据源(包括前面提到的各类指标) 综合了数百个专门的、分散的参数, 发布的全球治理指标(Worldwide Governance Indicators, WGI) 对全球 200 多个国家和地区 1996 - 2011 年的政府治理状况从六个方面进行了测度^①。这六个子指标被标准化处理, 取值在 -2.5 和 2.5 之间, 数值越大表明相关政府治理的状况越好。本文分别采用 WGI 的司法有效性(LAW)、贪腐控制(CC) 与政府施政有效性(GE) 三个子指标反映东道国的制度质量, 东道国司法有效性反映了居民对制度规则信任和遵守程度, 特别是合同执行、知识产权的保护、司法公正以及对犯罪暴力的控制; 贪腐控制反映的是东道国公共权力被用于获取私人收益或寻租的程度; 政府施政有效性反映的是东道国公共服务的质量、政策制定和执行的力度以及政府政策执行的有效性等方面的治理特征。制度质量相关数据来自于世界银行的 WGI 数据库。

3. 控制变量。

(1) 市场规模(GWS)

市场寻求型直接投资是中国企业对外直接投资的原因之一, 投资更大市场规模的经济体可以得到更有效的规模经济和范围经济来使资源利用和产出效益达到最大化(Buckley 等, 2007)。李猛和于津平(2011) 使用 2003 - 2007 年中国对 74 个东道国的对外直接投资数据实证检验发现东道国市场规模和资源禀赋是决定中国对外直接投资的重要因素。陈恩、王方方(2011) 利用 2007 - 2009 年中国对 103 个国家或地区的直接投资数据进行分析, 结果发现这三年来中国对外直接投资以市场导向型为主, 中国对外投资主要以对发展中国家投资的“南 - 南”型为主, 同时也表现出以市场追寻为目的的北美和欧洲市场的快速增长。赵春明、吕洋(2011) 利用 2005 - 2008 年中国对东盟十国投资的计量分析结果表明中国对东盟的直接投资主要以市场导向型为主, 市场规模是决定中国对其投资的主要原因。本文引入东道国的 GDP 占整个世界 GDP 的比率来表示该经济体的市场规模, 相关数据来自 IMF2012 年 WEO 数据库。

^① 六个子指标包括公民参政与政治人权(Voice and Accountability)、政治稳定程度(Political Stability and Absence of Violence)、政府施政有效性(Government Effectiveness)、市场经济限制程度(Regulatory Quality)、司法有效性(Rule of Law)、贪腐控制(Control of Corruption)。

(2) 技术禀赋(lnGPC)

新兴市场和发展中国家的企业为克服后发劣势,一个重要途径就是通过以发达国家为目标地的投资来获取先进技术等的战略性资产。Kogut and Chang(1991)在考察日本制造企业对美国的直接投资时发现日本对美国的直接投资主要分布在 R&D 密集的产业,因此他们认为获取东道国的逆向技术溢出可能成为跨国公司对外投资的重要动因。Potterie and Lichtenberg(2001)采用 13 个工业化国家 1971-1990 年的数据,检验 OFDI 的技术溢出效应,结果发现内向 FDI 对国内生产率并无显著促进作用,OFDI 则对国内生产率具有显著的溢出效应。但 OFDI 的逆向技术溢出研究结论并不统一,如 Bitzer and Kerekes(2008)采用 17 个 OECD 国家 1973-2000 年的产业层面数据,检验 OFDI 的逆向技术溢出效应,结果发现 OFDI 对全要素生产率的影响为负,OFDI 并未产生显著的逆向技术溢出效应,而且国与国之间存在明显的差异。沙文兵(2012)利用中国省际面板数据研究 OFDI 的逆向技术溢出效应对国内创新能力的影响,结果表明中国对外直接投资通过其逆向技术溢出效应对国内创新能力(以专利授权数量代理)产生了显著的正面效应。李梅和柳士昌(2012)利用 2003-2009 年中国省际面板数据检验对外直接投资的逆向技术溢出效应,研究结果表明对外直接投资的逆向技术溢出只在发达的中国东部地区明显存在。本文以人均 GDP 水平(对数值)测度东道国的技术禀赋,相关数据来自 IMF2012 年 WEO 数据库。

(3) 资源出口(IM)

跨国公司实行 OFDI 与东道国自然资源禀赋呈正相关关系,中国的 OFDI 也是为了确保中国经济增长所不可缺少的稀缺要素投入的持续供应,例如木材、金属矿石等原材料与矿物燃料、润滑油、石油等原料,一些研究发现中国企业对外直接投资的市场寻求型和资源寻求型动机明显(Sanfilippo, 2010; 高宇, 2012)。Cheung *et al*(2012)考察中国对非洲直接投资的决定因素,发现中国加大对非洲自然资源类的投资还是近年来的现象,其中市场寻求动机、风险和资源寻求动机等经济决定因素发挥了重要作用,一东道国的自然资源的富裕程度对中国企业是否投资该经济体没有多大影响,但对投资的额度有显著影响。本文引入中国从东道国进口原材料的进口率(与东道国 GDP 的比率)来表示东道国的资源禀赋对中国 OFDI 的吸引力,中国从东道国进口的原材料主要包括《国际贸易标准分类》中第 2 部门(非食用原料(不包括燃料))与第 3 部门(矿物燃料、润滑油及有关原料)的产品,中国从东道国进口的原材料数据来自于联合国 UNCTS 贸易数据库。

(4) 宏观经济状况

测量宏观经济状况的指标有很多,其中经济增长率(GGR)是衡量一国经济增长的重要指标,经济增长率高表明这个国家经济活力较强,市场发展前景广阔,也能反映出该国吸引对外投资的潜力和实力,本文采用东道国 GDP 增长率作为经济增长潜力的指标变量,相关数据来自 IMF2012 年 WEO 数据库。东道国国内通货的不稳定性会给中国 OFDI 带来在价格制定与利润获得上的不确定性,本文引入东道国通货膨胀率(Inflation)来表示中国 OFDI 在其国内面临的价格波动风险,该指标变量来自于 IMF2012 年 WEO 数据库中平均消费者价格指数(CPI)。

(5) 汇率变动率(FX)

Buch and Kleinert(2008)认为汇率变化通过两个方面影响对外直接投资决策,一方面通过财富效应影响对外直接投资,另一方面企业对本地和国际产品及要素市场的依赖程度不一样,汇率变动会影响企业国际市场上获取企业专用性资产的能力和动机。Xing and Wan(2006)利用日本 1981-2002 年间对中国和东盟四国的投资数据,实证分析实际汇率的变化对外商直接投资流量的影响,结果发现中国和东盟四国各自货币对日元的升值会显著影响日本对外直接投资流向,东道国货币升值会降低外商直接投资的流入而使得投资转向竞争国家。Udomkerdmongkol *et al*(2009)考察汇率变化对美国在 1990-2002 年间对 16 个发展中国家的对外直接投资的影响,结果发现对外直接投资与本地货币升值、本地货币预期贬值以及汇率波动率存在负相关关系,稳定的汇率管理对吸引外资至关重要。

随着中国外汇储备的增加和人民币升值压力的增大,2005 年的人民币汇率改革迈出了人民币升值的步伐,这一变化可能影响到中国 OFDI 活动,王凤丽(2008)利用协整分析技术和误差修正模型(ECM),从长期和短期的角度分析了人民币汇率和中国 OFDI 之间的均衡关系,结果发现不论从长期还是短期来看,人民币的升值对中国 OFDI 有促进作用。乔琳(2011)考察人民币汇率升值对中国外商直接投资流入、流出的影响,实证研究发现 1994 年的汇率改革对外商直接投资的流入影响较大,但对外商直接投资流出没有显著影响;2005 年汇率改革对中国外商直接投资的流入影响不显著,对外商直接投资的流出影响显著,人民币升值有利于促进境外直接投资。

本文引入汇率因素来衡量其对中国 OFDI 的影响,对汇率的衡量将使用相对汇率,即人民币兑相同单位美元汇率值与经济体 i 货币兑单位美元汇率值的比值。计算时采用基于 GDP 计算的中国与其他经济体之间的双边实际汇率(real exchange rate) 来测算汇率变动(升值或贬值),双边实际汇率 $RER_{jt} = \frac{NER_{jt} \times P_{jt}}{P_{ct}}$,其中 NER_{jt} 是中国与其他经济体 i 在第 t 年的名义汇率(nominal exchange rate, 元/单位外币), P_{ct} 与 P_{jt} 分别是中国与经济体 j 在第 t 年的 GDP 平减指数(GDP deflator)。实际汇率的变动率 $FX = \ln(RER_{jt}/RER_{jt-1})$ 为正表示人民币贬值。计算汇率的数据来自于联合国统计署主要国民经济总值指标数据库,中国与各经济体的 GDP 平减指数则来自于 IMF2012 年 WEO 数据库,基期设定为 2005 年。

(6) WTO 成员(WTO)

加入 WTO 的国家不仅要削减关税,而且要放松经济管制,特别是限制政府机构对市场的过度干预而影响外商直接投资。Buthe and Milner(2008)认为国际承诺比本地政策的可信度要高,通过对 1970 - 2000 年间 122 个发展中国家的实证分析发现, WTO 成员国或参加 PTA 的国家能够吸引更多的外商直接投资。为了控制 WTO 成员国对吸引外资的影响,本文引入 WTO 哑变量,如果国家 i 从第 t 年开始成为 WTO 成员,则该变量取值为 1,否则就为 0。

五、计量结果

本文分别以东道国人均 GDP 以及各经济体中的中国 OFDI 存量为门限变量,讨论东道国制度质量以及双边投资协定对中国 OFDI 流向的影响。在估计门限值时,本文根据 Hansen(1999)的建议忽略掉前后约 15% 的观测值,利用残差平方和最小原则找到门限估计值后,再利用自助抽样法模拟似然比检验统计量及其临界值(本文重复次数为 1000 次)以进一步检验是否存在门限效应。

表 1 给出了以东道国人均 GDP 为门限变量时的回归模型估计结果,第(1)至(3)列分别以司法有效性(LAW)、贪腐控制(CC) 和政府施政有效性(GE) 为制度质量代理变量时的计算结果。该实证结果显示:搜索到东道国人均 GDP 变量(GDPPC) 的第 1 个门限值后,进行门限检验得到的 F 统计量为 22.333, P 值为 0.001,拒绝无门限效应的原假设;在搜索到了第 2 个门限值后,进行门限检验得到的 F 统计量为 23.118, P 值为 0.001,拒绝只存在 1 个门限的假设;继续搜索第 3 个门限值,进行门限检验的 F 统计量为 1.555, P 值为 0.325,从而接受存在 2 个门限的原假设。于是确定存在两个门限值,分别为 2326.4 和 6148.9(美元)。两个门限值将经济体分为 3 类:区制 1 为低收入水平经济体(人均 GDP 水平低于 2326.4 美元)、区制 2 为中等收入水平经济体(人均 GDP 水平介于 2326.4 到 6148.9 美元之间)和区制 3 为高收入水平经济体(人均 GDP 水平高于 6148.9 美元)。

在低收入水平经济体中,以司法有效性(LAW) 为制度质量代理变量时,司法有效性(LAW) 变量的系数显著为正,双边投资协议(BIT) 变量的回归系数为正但不显著,因此东道国司法有效性水平的提高会促进中国 OFDI 流向该经济体;中国与低收入水平经济体签订双边投资协议却不会促进中国 OFDI 流向该经济体。以贪腐控制(CC) 为制度质量代理变量时,贪腐控制(CC) 与双边投资协议(BIT) 变量的系数均显著为正,因此东道国贪腐控制水平与双边投资协议对促进中国 OFDI 流向该经济体均存在显著的正向作用。以政府施政有效性(GE) 为制度质量代理变量时,政府施政有效性(GE) 变量的系数显著为正,双

边投资协议(BIT)变量的回归系数为正但不显著,因此东道国政府施政有效性(GE)水平的提高会促进中国OFDI流向该经济体;中国与低收入水平经济体签订双边投资协议不会促进中国OFDI流向该经济体。

表1 门限回归模型估计结果(以东道国人均GDP(GDPPC)为门限变量)

	(1)	(2)	(3)
区制1			
制度质量(IQ)	6.380 [*] (1.63)	8.777 ^{***} (3.04)	7.261 [*] (1.88)
双边投资协议(BIT)	0.292 (0.18)	2.687 [*] (1.75)	0.856 (0.67)
区制2			
制度质量(IQ)	-5.400 [*] (-1.62)	-5.565 ^{**} (-2.16)	-5.847 ^{**} (-2.24)
双边投资协议(BIT)	-5.290 ^{**} (-2.36)	-6.604 ^{***} (-3.01)	-3.478 ^{**} (-2.05)
区制3			
制度质量(IQ)	4.583 [*] (1.90)	5.106 ^{***} (2.74)	2.985 (1.19)
双边投资协议(BIT)	-0.0001 (0.00)	-0.152 (-0.42)	-0.072 (-0.19)
控制变量			
市场规模(GWS)	-1.051 ^{**} (-1.96)	-1.535 ^{**} (-2.39)	-1.298 ^{**} (-2.21)
人均GDP(LNGPC)	6.528 ^{***} (3.82)	6.607 ^{***} (4.03)	6.292 ^{***} (3.67)
资源产品进口(IM/GDP)	0.057 ^{**} (1.93)	0.060 [*] (1.87)	0.018 (0.49)
经济增长率(GR)	0.028 (1.07)	0.038 (1.29)	0.039 (1.41)
通货膨胀(Inflation)	-0.009 (-0.44)	0.003 (0.15)	-0.006 (-0.29)
实际汇率波动(FX)	-4.781 ^{***} (-2.91)	-4.996 ^{***} (-3.18)	-4.739 ^{***} (-2.90)
WTO成员(WTO)	-1.711 ^{***} (-2.17)	-0.576 (-0.88)	-1.260 ^{**} (-2.25)
门限效应检验(F统计量)			
H0: 无门限效应	22.333 [0.001]	22.221 [0.002]	19.840 [0.004]
H0: 1个门限	23.118 [0.001]	45.550 [0.000]	28.151 [0.000]
H0: 2个门限	1.555 [0.325]	3.488 [0.194]	2.233 [0.248]
门限变量	GDPPC	GDPPC	GDPPC
门限值1	2326.4	2326.4	2326.4
门限值2	6148.9	6148.9	6148.9

注: 括号内为t统计量; 方括号内([])为Bootstrap仿真得到的P值; **、*、* 分别代表1%、5%和10%的显著性水平。模型估计时还加入了年度虚拟变量(Year07-Year10)。

表2 门限回归模型估计结果(以各经济体中的中国 OFDI 存量为门限变量)

	(1)	(2)	(3)
区制 1			
制度质量(IQ)	6.079 ^{***} (2.73)	8.036 ^{***} (3.59)	4.879 ^{***} (2.67)
双边投资协议(BIT)	-5.122 ^{***} (-4.03)	-5.737 ^{***} (-4.42)	-5.358 ^{***} (-3.97)
区制 2			
制度质量(IQ)	3.664 ^{**} (2.30)	5.544 ^{***} (3.57)	2.516 [*] (1.90)
双边投资协议(BIT)	-1.999 ^{***} (-2.87)	-2.428 ^{***} (-3.11)	-1.950 ^{***} (-3.09)
区制 3			
制度质量(IQ)	1.871 (1.30)	3.548 ^{***} (2.75)	1.064 (0.93)
双边投资协议(BIT)	0.717 [*] (1.76)	0.890 ^{**} (2.19)	0.757 ^{**} (1.93)
控制变量			
市场规模(GWS)	-0.928 [*] (-1.86)	-1.255 ^{**} (-2.32)	-1.209 ^{***} (-2.23)
人均 GDP(LNGPC)	4.363 ^{***} (2.65)	5.057 ^{***} (3.15)	5.051 ^{***} (3.05)
资源产品进口(IM/GDP)	0.041 (1.59)	0.042 (1.56)	0.034 (1.33)
经济增长率(GR)	-0.015 (-0.62)	-0.029 (-1.20)	-0.015 (-0.63)
通货膨胀(Inflation)	-0.026 (-1.21)	-0.017 (-0.83)	-0.022 (-1.02)
实际汇率波动(FX)	-3.103 ^{***} -1.98	-3.587 ^{***} -2.45	-3.491 ^{**} -2.22
WTO 成员(WTO)	-0.223 -0.46	-1.154 [*] -1.63	-0.563 -1.52
门限效应检验(F 统计量)			
H0: 无门限效应	27.554 [0.000]	29.019 [0.000]	20.780 [0.001]
H0: 1 个门限	8.824 [0.029]	11.421 [0.014]	6.938 [0.049]
H0: 2 个门限	2.405 [0.259]	1.586 [0.422]	2.081 [0.318]
门限变量			
门限值 1	5.3	5.3	5.3
门限值 2	6.6	6.6	6.6

注: 括号内为 t 统计量; 方括号内([]) 为 Bootstrap 仿真得到的 P 值; ***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。模型估计时还加入了年度虚拟变量(Year07 - Year10)。

在中等收入水平经济体中,各制度质量代理变量与双边投资协议(BIT)变量的回归系数均显著为负,因此签订双边投资协议与东道国制度质量水平的提高不仅没有促进中国 OFDI 流向该经济体,反而抑制了中国 OFDI 流向该经济体。在高收入水平经济体中,各制度质量代理变量的系数均显著为正(除了政府施政有效性(GE)变量的系数不显著外),双边投资协议(BIT)变量的回归系数均不显著,因此东道国制度质量水平的提高会促进中国 OFDI 流向该经济体,中国与高收入水平经济体签订双边投资协议却不会促进中国 OFDI 流向该经济体。

纳入模型的控制变量中,市场规模(GWS)变量的回归系数显著为负,表明中国跨国企业对外直接投资更倾向于流向中小市场规模的经济体,这与中国对外直接投资大部分流向发展中国家的现实相一致。项本武(2009)发现东道国市场规模对中国在东道国的投资具有显著的负影响,认为主要原因是中国对外投资企业在市场规模较大的发达国家缺乏较强的竞争力,因而大多将投资集中于亚洲、拉丁美洲这些市场规模较小的国家和地区。因此大力鼓励中国企业在提升自身国际竞争力的基础上积极向市场规模较大的发达国家或地区投资,从而充分利用其大市场的规模经济优势是一个值得关注的努力方向。

人均 GDP(LNGPC)的回归系数显著为正,表明中国跨国企业可能通过以发达国家为目标地的投资来获取先进技术等的战略性资产,成为技术寻求者来弥补竞争劣势。实际汇率波动(FX)的回归系数显著为负,表明人民币升值会促进中国 OFDI 的流出。变量 WTO 成员(WTO)的回归系数显著为负(除了第(1)列不显著外),表明成为 WTO 成员的东道国不会促进中国 OFDI 流向该经济体,这可能是中国加入世界贸易组织以后,中国与东道国的进、出口贸易都得到了充分发展,对中国 OFDI 产生了一定程度的替代作用。其余控制变量如资源产品进口(IM/GDP)、经济增长率(GR)的回归系数均为正(虽然有些情况下不显著),表明这些因素会促进中国 OFDI 的流出。通货膨胀(Inflation)的回归系数均不显著,表明通货膨胀对中国 OFDI 的流出影响不明显。

因此,按收入水平划分的3类经济体中,制度质量的提高会促进中国 OFDI 流向低收入水平经济体和高收入水平经济体,签署双边投资协议却不会促进中国 OFDI 流向低收入水平经济体与高收入水平经济体;但双边投资协议与东道国制度质量水平的提高均会抑制中国 OFDI 流向中等收入水平经济体。

表2给出了以各经济体中的中国 OFDI 存量为门限变量时的回归模型估计结果,第(1)至(3)列分别以司法有效性(LAW)、贪腐控制(CC)和政府施政有效性(GE)为制度质量代理变量时的计算结果。进行门限检验得到的F统计量最终确定存在两个门限值,分别为5.3和6.6。两个门限值将经济体分为3类:区制1为小规模 OFDI 存量经济体、区制2为中等规模 OFDI 存量经济体和区制3为大规模 OFDI 存量经济体。

在小规模与中等规模 OFDI 存量经济体中,各制度质量变量的系数均显著为正,双边投资协议(BIT)变量的回归系数均显著为负,因此东道国制度质量水平的提高会促进中国 OFDI 流向该经济体;但中国与小规模 OFDI 存量经济体以及中等规模 OFDI 存量经济体签订双边投资协议却会抑制中国 OFDI 流向该经济体。在大规模 OFDI 存量经济体中,各制度质量变量的回归系数均为正但只有贪腐控制(CC)变量的回归系数显著,因此东道国制度质量水平的提高对促进中国 OFDI 流向该经济体的作用较弱。双边投资协议(BIT)变量的回归系数均显著为正,因此签订双边投资协议会促进中国 OFDI 流向该经济体。

因此,按各经济体中的中国 OFDI 存量水平划分的3类经济体中,制度质量的提高会促进中国 OFDI 流向小规模与中等规模 OFDI 存量经济体,双边投资协议却抑制了中国 OFDI 流向小规模与中等规模 OFDI 存量经济体;但双边投资协议会促进中国 OFDI 流向大规模 OFDI 存量经济体。

六、结论与建议

本文以中国对外直接投资为研究背景,结合对外直接投资理论,采用2007-2011年中国对155个经济体的OFDI存量数据,利用面板门限回归模型(PTR)考查东道国制度质量与BIT对中国OFDI的影响。以东道国人均GDP以及各经济体中的中国OFDI存量为门限变量的实证结果表明:

东道国制度质量、双边投资协议对中国的OFDI的影响有明显的区制差异:以东道国人均GDP为门限变量时,制度质量的提高会促进中国OFDI流向低收入水平经济体和高收入水平经济体,签署双边投资协议却不会促进中国OFDI流向低收入水平经济体与高收入水平经济体;但双边投资协议与东道国制度质量水平的提高均会抑制中国OFDI流向中等收入水平经济体。以各经济体中的中国OFDI存量为门限变量时,制度质量的提高会促进中国OFDI流向小规模与中等规模OFDI存量经济体,双边投资协议却抑制了中国OFDI流向小规模与中等规模OFDI存量经济体;但双边投资协议会促进中国OFDI流向大规模OFDI存量经济体。

本文发现东道国制度质量在促进和保护中国对外直接投资方面能发挥积极的作用,但是BIT的作用能否发挥促进中国对外直接投资流向该经济体的作用还要取决于东道国的一些特征差异。该研究结论对中国的政策制定者有如下启示:随着中国对外投资的迅速发展,BIT是否能够起到促进和保护中国对外投资的作用,为企业到投资机会多且制度质量好的国家投资提供有力的保障,签署BIT时中国政府不仅需要考虑吸引外资的条款,更应重视保护本国企业到对方国家投资的内容。

另外政府在引导企业把握投资机会的同时,还应提示企业警惕投资风险和保护投资安全,使得BIT在促进企业到制度质量较好的签约国投资上发挥引导作用,特别是随着技术寻求型投资的增多,签署更高质量的BIT,尤其是与制度质量好的东道国签订BIT能够使中国企业对外投资获得更有效的投资保护。因此接下来的研究需要进一步深入探讨针对不同国家的投资环境,在不同时期签订、续签具有不同内容侧重点的BIT来促进和保护中国的OFDI,一方面既深化了对BIT作用的理解,另一方面还可以挖掘其它能有利于中国企业对外投资的促进因素。

参考文献

- Aizenman, J. and M. M. Spiegel, 2006, "Institutional Efficiency, Monitoring Costs, and the Investment Share of FDI", *Review of International Economics*, 14(4), pp. 683-697.
- Bénassy-Quéré, A., M. Coupet and T. Mayer, 2007, "Institutional Determinants of Foreign Direct Investment", *World Economy*, pp. 764-782.
- Bitzer, J. and M. Kerekes, 2008, "Does Foreign Direct Investment transfer Technology across Borders? New Evidence", *Economics Letters*, 100(3), pp. 355-358.
- Boateng, A., W. Qian and Y. Tianle, 2008, "Cross-border M&As by Chinese firms: An analysis of strategic motives and performance", *Thunderbird International Business Review*, 50(4), pp. 259-270.
- Buch, C. M. and J. Kleinert, 2008, "Exchange Rates and FDI: Goods versus Capital Market Frictions", *World Economy*, pp. 1185-1207.
- Buckley P. J., L. J. Clegg, A. R. Cross, X. Liu, H. Voss and P. Zheng, 2007, "The determinants of Chinese outward foreign direct investment", *Journal of International Business Studies*, 38, pp. 499-518.
- Buthe, T. and H. V. Milner, 2008, "The Politics of Foreign Direct Investment into Developing Countries: Increasing FDI through International Trade Agreements?", *American Journal of Political Science*, 52(4), pp. 741-762.
- Cheung, Y. - W., J. de Haan, X. Qian, and S. Yu, 2012, "China's Outward Direct Investment in Africa", *Review of International Economics*, 20(2), pp. 201-220.
- Egger, P. and M. Pfaffermayr, 2004, "The Impact of Bilateral Investment Treaties on Foreign Direct Investment", *Journal of Comparative Economics*, 32(4), pp. 788-804.
- Egger, P. and V. Merlo, 2007, "The Impact of Bilateral Investment Treaties on FDI Dynamics", *World Economy*, pp. 1536-1549.

- Globerman, S. and D. Shapiro, 2002, "Global Foreign Direct Investment Flows: The Role of Governance Infrastructure", *World Development*, 30(11), pp. 1899-919.
- Hallward-Driemeier, M., 2003, "Do Bilateral Investment Treaties Attract FDI? Only a Bit . . . and They Could Bite", *World Bank Working Paper*, No. 3121.
- Hansen, B. E., 1999, "Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference", *Journal of Econometrics*, 93, pp. 345-368.
- Kaufmann, D., A. Kraay and P. Zoido-Lobaton, 1999, "Aggregating Governance Indicators", *World Bank Policy Research Paper*, No. 2195.
- Kaufmann, D., A. Kraay and M. Mastruzzi, 2010, "The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues", *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 5430.
- Kogut, B. and S. J. Chang, 1991, "Technological Capabilities and Japanese Direct Investment in the United States", *Review of Economics and Statistics*, 73, pp. 401-413.
- Mork, R., B. Yeung and M. Zhao, 2008, "Perspectives on China's outward foreign direct investment", *Journal of International Business Studies*, 39, pp. 337-350.
- Neumayer, E. and L. Spess, 2005, "Do Bilateral Investment Treaties Increase Foreign Direct Investment to Developing Countries?", *World Development*, 33(10), pp. 1567-1585.
- Potterie, B. P. and F. Lichtenberg, 2001, "Does foreign direct investment transfer technology across borders?", *Review of Economics and Statistics*, 83(3), pp. 490-497.
- Sanfilippo, M., 2010, "Chinese FDI to Africa: What Is the Nexus with Foreign Economic Cooperation?", *African Development Review*, 22(S1), pp. 599-614.
- Tolentino, P. E., 2010, "Home country macroeconomic factors and outward FDI of China and India", *Journal of International Management*, 16(1), pp. 102-120.
- Udomkerdmongkol, M., O. Morrissey and H. G. ? rg, 2009, "Exchange Rates and Outward Foreign Direct Investment: US FDI in Emerging Economies", *Review of Development Economics*, 13(4), pp. 754-764.
- UNCTAD, 2012, *World Investment Report 2012: Towards a New Generation of Investment Policies*.
- Voss, H., P. J. Buckley and A. R. Cross, 2010, "The impact of home country institutional effects on the internationalization strategy of Chinese firms", *Multinational Business Review*, 18(3), pp. 25-48.
- Wang, C., J. Hong, M. Kafourous and A. Boateng, 2012, "What drives outward FDI of Chinese firms? Testing the explanatory power of three theoretical frameworks", *International Business Review*, 21(3), pp. 425-438.
- Wei, S.-J., 2000, "How Taxing is Corruption on Internal Investors?", *Review of Economics and Statistics*, 82(1), pp. 1-11.
- Wheeler, D. and A. Mody, 1992, "International Investment Location Decisions: The Case of U. S. Firms", *Journal of International Economics*, 33(1-2), pp. 57-76.
- Xing, Y. and G. Wan, 2006, "Exchange Rates and Competition for FDI in Asia", *World Economy*, pp. 419-434.
- Zhang, X. and K. Dally, 2011, "The determinants of China's outward foreign direct investment", *Emerging Markets Review*, 12(4), pp. 389-398.
- 陈恩、王方方 2011,《中国对外直接投资影响因素的实证分析—基于 2007-2009 年国际面板数据的考察》,《商业经济与管理》第 8 期 43-50 页。
- 邓明 2012,《制度距离“示范效应”与中国 OFDI 的区位分布》,《国际贸易问题》第 2 期 123-135 页。
- 高宇 2012,《中国企业投资非洲:市场和资源导向—基于面板数据的 Tobit 分析》,《国际经贸探索》第 28 卷第 5 期 82-93 页。
- 李梅和柳士昌 2012,《对外直接投资逆向技术溢出的地区差异和门槛效应—基于中国省际面板数据的门槛回归分析》,《管理世界》第 1 期 21-32 页。
- 李猛和于津平 2011,《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》,《世界经济研究》第 6 期 63-74 页。
- 乔琳 2011,《我国人民币汇率与 OFDI、IFDI 的互动效应实证研究》,《中央财经大学学报》第 8 期 23-28 页。
- 沙文兵 2012,《对外直接投资、逆向技术溢出与国内创新能力—基于中国省际面板数据的实证研究》,《世界经济研究》第 3 期 69-74 页。
- 王凤丽 2008,《人民币汇率对我国对外直接投资的影响—基于 ECM 模型的检验》,《经济问题探索》第 3 期 134-137 页。
- 王海军、高明 2012,《国家经济风险与中国企业对外直接投资:基于结构效应的实证分析》,《经济体制改革》第 2 期 113-117 页。
- 王建和张宏 2011,《东道国政府治理与中国对外直接投资关系研究—基于东道国面板数据的实证分析》,《亚太经济》第 1 期 127-132 页。
- 项本武 2009,《东道国特征与中国对外直接投资的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第 7 期 33-46 页。
- 阎大颖、洪俊杰、任兵 2009,《中国企业对外直接投资的决定因素:基于制度视角的经验分析》,《南开管理评论》第 12 卷第 6 期 135-

142 页。

易波、李玉洁 2012,《双边投资协定和中国对外直接投资区位选择》,《统计与决策》第 4 期 154 - 156 页。

张鲁青 2009,《双边投资协定对发展中国家吸引 FDI 的影响—基于面板数据的实证研究》,《财经科学》第 9 期 26 - 33 页。

张为付 2008,《影响我国企业对外直接投资因素研究》,《中国工业经济》第 11 期 130 - 140 页。

赵春明、吕洋 2011,《中国对东盟直接投资影响因素的实证分析》,《亚太经济》第 1 期 111 - 116 页。

宗芳宇、路江涌和武常岐 2012,《双边投资协定、制度环境和企业对外直接投资区位选择》,《经济研究》第 5 期 71 - 82 页。

Institutional Quality , Bilateral Investment Treaties and China ' s Outward Foreign Direct Investment: An Empirical Analysis Based on Panel Threshold Regression

Zhongyuan Zhang

Abstract: Using China ' s outward foreign direct investment stocks data cross 155 economies from 2007 to 2011 , the paper examines the effects of host countries ' institutional quality and bilateral investment treaties on China ' s OFDI stocks based on panel threshold regression. The empirical results suggest these two factors have distinct effects on China ' s OFDI among different regimes. The improvements of host countries ' institutional quality increase China ' s OFDI stocks entering into low and high income level entities and small OFDI stocks scale entities. The bilateral investment treaties have great positive effects on China ' s OFDI stocks entering into large OFDI stocks scale entities. However , the improvements of host countries ' institutional quality and bilateral investment treaties baffle China ' s OFDI stocks entering into middle income level entities and BIT also frustrates China ' s OFDI stocks entering into small and middle OFDI stocks scale entities.

Keywords: Institutional quality; Bilateral investment treaties; Outward foreign direct investment; Panel Threshold Regression.

(责任编辑:方含)