

DOI: 10.19361/j.er.2016.05.09

政府参与对我国企业 OFDI 绩效影响研究

张凌霄*

摘要:本文探讨了政府参与企业对外直接投资(OFDI)对其投资绩效的影响。首先从理论层面论证了政府参与对不同所有制形式企业 OFDI 绩效的影响机理,然后运用 2002—2007 年中国工业企业数据库、海关进出口数据库以及对外直接投资企业数据库等的合并数据,用制度质量、OFDI 国有化程度以及政策因素三个指标实证检验了政府参与对我国企业海外直接投资绩效的影响。研究发现:法律秩序、政府稳定性指标以及投资政策因素能够显著促进我国企业 OFDI 绩效,而官僚体系质量以及腐败因素却显著抑制了企业 OFDI 的绩效;OFDI 国有化程度越低,企业 OFDI 绩效则越高;政府对国有企业提供的优惠政策抑制了其投资经营绩效的提高,政府参与民营企业海外投资并没有显著提高其经营绩效。

关键词:OFDI;制度质量;国有化程度;优惠政策;政府参与;投资绩效

一、引言

近 10 年来,我国企业对外直接投资发展非常迅猛,2004 年非金融类对外直接投资仅 54.8 亿美元,而在 2014 年达到 1 028.9 亿美元,年均增速 30% 以上。为何我国对外直接投资速度在这段期间能获得快速发展?其驱动力和动机是什么?这些问题引起了国内外学者的高度关注,相关的理论研究日益增多。

关于企业对外直接投资的研究由来已久,不过大多研究是以发达国家为研究对象的。Dunning 和 Lundan(2008)基于 OLI 范式把对外直接投资按动机分为资产开拓和资产寻求两种类型。而现代主流经济学理论却普遍把对外直接投资分为横向和纵向两类:如果企业是为了规避运输成本或贸易壁垒及拓展市场而对外投资称为横向 OFDI(Blonigen,2005);如果企业是出于降低成本或获取资源的考虑而对外投资则称为纵向 OFDI(Deng,2004)。这两种类型的企业对外直接投资动机均得到了实证的支持(Yeaple,2009; Helpman et al.,2004)。此外,部分学者的理论与实证研究均表明,节约交易成本也是发达国家 OFDI 的一大动因(Swenson,2004; Kolstad and Wiig,2010)。

近年来,发展中国家(尤其是中国)的对外直接投资现象日益显现。很显然,发展中国家对外直接投资并不完全具备发达国家对外直接投资的 OLI 范式。因此,传统的投资理论可

* 张凌霄,中国人民大学经济学院,邮政编码:100872,电子信箱:zhanglingxiao2010@163.com。

本文得到国家社会科学基金一般项目“要素价格扭曲对我国出口产品质量影响机理与升级路径研究”(项目号:15BJY120)、国家统计科学研究中心一般项目“大数据背景下我国出口产品质量测度方法改进研究”(项目号:2014LY010)的资助。作者感谢匿名审稿人提出的宝贵修改意见,当然,文责自负。

能不适合发展中国家。在这一背景下,部分学者在传统投资理论的基础上,提出了技术地方化理论(Barrios et al., 2005)、小规模技术理论(Lalls, 1983)及技术创新产业升级理论(Driffeld and Love, 2003)等。但这些理论仍然是在一般均衡的框架下,侧重从技术外溢、规模经济等因素考察OFDI的动因,而忽视了发展中国家特殊的制度因素和政府角色在OFDI中的特殊作用。虽然也有部分文献从制度因素探讨OFDI的动因,但它们是从东道国制度层面,而不是基于母国制度角度(王海军等,2012;张宏、王健,2009)。另有少数文献关注了母国制度因素或政府参与对OFDI的影响,如Cloberman和Shapiro(1999)指出好的母国制度会降低OFDI的不确定性并提高投资回报率,而Saime(2009)、Witt(2007)则认为母国的制度质量与OFDI反向变动。Luo等(2009)、Wang(2002)、裴长洪和樊瑛(2010)均从理论层面论证了中国政府在企业OFDI中所发挥的主导和引领作用,但他们的研究结论并未得到实证层面的支持。王海军等(2012)虽然实证考察了制度质量和政府参与对中国企业OFDI的影响,但他们用的是时间序列数据,侧重从时间的纬度刻画制度与政府因素对OFDI的影响,忽视了中国海外投资企业在所有制结构以及投资动机等层面的异质性。

综上所述,我们发现,已有文献普遍存在如下不足:第一,普遍缺乏从母国政府的视角分析一国的对外直接投资行为,而作为发展中国家政府在OFDI中起到很关键的作用。第二,已有研究大多侧重于OFDI的动机问题,较少考虑OFDI的绩效问题,而企业对外投资绩效高低直接影响到企业投资的连续性和规模。

中国最近10年来OFDI的迅猛发展是在中国经济转型这一特殊时期以及“走出去”战略重点实施阶段发生的,中国经济转型这个大背景以及“走出去”战略相关的制度、政策因素会在很大程度上影响中国企业的OFDI。换言之,中国企业OFDI是在充分发挥国家特定优势和企业自身优势的基础上,在政府的主导下开展的(裴长洪、樊瑛,2010)。因此,对中国企业OFDI动因的考察不应该忽视对政府参与的考察。虽然近年来民营企业加快了OFDI的步伐,但从每年对外投资流量结构来看,国有企业OFDI仍是对外直接投资的最大主体。很显然,我国国有企业的OFDI在很大程度上是在政府的重点扶持、优惠政策鼓励下开展的。此外,我国企业OFDI亏损比例在60%左右,每年都有1/3企业退出OFDI^①。那么,我们的问题是,政府主导型的OFDI与企业绩效之间是否存在某种逻辑上的关联?是否可以从政府参与的视角找到我国企业OFDI绩效较差的原因?遗憾的是,鲜有文献基于我国OFDI的发展背景和基本特征,从政府参与的视角研究政府行为及其调整对进行OFDI企业绩效的影响。本文尝试从政府参与的视角切入分析我国OFDI的绩效贡献,并通过比较国有企业与非国有企业在对外直接投资中的绩效,探讨政府参与OFDI的必要性和角色调整问题。

本文剩余部分结构安排是:第二部分,政府参与OFDI的机理分析并提出理论假设;第三部分,计量模型、指标构造和数据说明;第四部分,实证结果与分析;最后一部分为结论与政策涵义。

二、政府参与对OFDI企业绩效的影响机理分析

发展中国家的对外直接投资由于不具备发达国家企业在技术、管理等方面的优势,因此在对外直接投资时政府的干预是必要的。政府在干预本国企业OFDI时一般会结合本

^①资料来源:商务部对外直接投资企业统计数据库。

国经济的特点或发展战略而有所侧重,从而达到自己的预期目标或战略。因此,总体来看发展中国家的对外直接投资往往带有政府参与的色彩。就我国对外直接投资而言,政府往往对国有或国有控股企业(以下简称国有企业)的对外投资给予政策及资金等方面的优惠,而对民营企业的对外投资则扶持力度较小。下面分别从政府参与国有企业和政府参与民营企业对外直接投资两个方面探讨政府的参与对本国企业 OFDI 绩效的影响。

(一) 政府参与国有企业 OFDI 对其绩效的影响

国有企业在规模和资金实力上往往具有明显的优势,在 OFDI 初期可以凭借其雄厚的资金实力和政府提供的优惠政策比较顺利地走向国际市场,开展对外直接投资。然而,受一国对外直接投资动机等因素影响,国有企业在对外直接投资过程中往往要承担部分政治使命。为了顺利完成该政治使命,母国政府往往对本国国有企业的对外直接投资进行一些干预。从理论上讲,政府进行适度的干预是必要的。但在实践中,如果母国政府(尤其是发展中国家政府)对本国对外直接投资的参与不当,则会对海外投资绩效产生不利影响。

本文以我国对外直接投资过程中政府参与为例进行分析。根据商务部网站提供的对外直接投资相关政策法规信息,我们发现我国政府在参与企业 OFDI 时暴露出一系列问题,主要体现在以下两个方面。第一,我国政府在国有企业对外直接投资过程中往往给予政策、制度等层面的扶持或保障,而在对外直接投资风险评估、约束与监管等层面缺乏相应的政策法规。这可能会产生较大的投资风险和国有资产大量流失等问题;此外,它还有可能使国有企业对外直接投资时缺乏危机意识和竞争观念,也缺乏明确的目的性和导向性,这导致国有企业对外直接投资前对东道国经济环境、法律环境及投资法律制度等层面信息缺乏充分的考察与评估,从而在一定程度上可能会抑制国有企业经营绩效的提高。第二,政府对国有企业对外直接投资的干预使国有企业的人事任免制度具有自己的特殊性,这种特殊的人事任免制度很可能会诱发国有企业在对外投资管理层面缺乏科学、严格的绩效考核机制,从而很可能直接导致国有企业对外直接投资时即便没有完成绩效考核任务也基本不需要承担过多的责任和风险。

据此,我们得出第一个命题:

命题一:如果一国政府对本国国有企业对外直接投资缺乏必要的风险评估、约束与监管等制度措施,则政府的参与会抑制国有企业对外直接投资绩效的提高。

(二) 政府政策对民营企业 OFDI 绩效的影响

由于自身在规模、实力等方面存在的不足,民营企业在对外直接投资时一般很难享受到与国有企业类似的优惠政策或财力支持。在这种背景下,民营企业实施对外直接投资往往具有较明确的投资动机,它们一般会充分发挥自身优势,并且选择效率寻求型或技术寻求型投资动机。通过对外直接投资,在充分发挥自身优势的同时,可以转移部分产能或获取东道国相关先进技术或经营理念,从而有助于提高其对外投资绩效。但另一方面,民营企业普遍规模较小,融资渠道困难,风险承担能力较弱。在对外直接投资过程中一旦遇到自身经营或东道国层面等方面的风险,可能无力规避,从而严重影响其经营绩效。

近年来,我国民营企业加快了对外直接投资的步伐。但它们在对外直接投资融资便利、优惠政策及风险保障等方面仍得不到与国有企业同等的待遇。在这样的背景下,我国民营企业对外投资时往往规模较小,面临严重的资金缺口和较高的投资风险,因此其海外投资经营绩效难以提高。据此,我们得出第二个命题:

命题二：我国政府对民营企业对外直接投资所实施的政策性歧视待遇,会在一定程度上抑制其投资经营绩效的提高。

图1给出了政府参与对国有企业和民营企业两种类型对外直接投资企业绩效的影响机制。

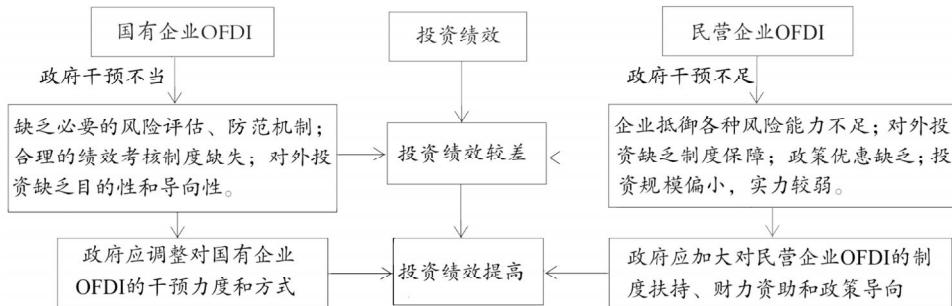


图1 政府干预与企业 OFDI 绩效

三、计量模型、变量构造与数据说明

(一) 计量模型

本文侧重考察母国政府因素(以中国政府为例)对中国企业 OFDI 绩效的影响。在构建计量模型时,被解释变量为企业 OFDI 绩效。借鉴 Buckley 和 Cross(2008)的做法,我们使用制度质量、企业 OFDI 国有化程度两大指标来反映母国政府对企业 OFDI 的参与。控制变量包括国家层面和企业层面变量两类,其中国家层面的变量选取 OFDI 存量的年增长率、出口依存度作为控制变量,企业层面变量选取企业全要素生产率、人力资本、资本密集度、企业规模、企业所有制形式等指标。我们构建如下计量模型:

$$\text{performance} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{system}_{it} + \alpha_2 \text{ownership}_{it} + \alpha_3 \text{policy}_{it} + \bar{\beta} \text{control} + v_i + \eta_t + \xi_{it} \quad (1)$$

(1)式中:*performance* 表示企业 OFDI 绩效,*system*、*ownership*、*policy* 分别表示制度质量、开展 OFDI 企业所有制形式以及 OFDI 相关的政策因素;*control* 表示一系列控制变量,*v* 和 *η* 分别表示不可观测的企业固定效应和时间效应,*ξ* 表示随机扰动项。

(二) 变量构造

1. 投资绩效

Gomez-Mejia 和 Palich(1997)指出,用资产净利率(ROA 指数)衡量国际化经营企业的绩效很有效,因为企业国际化理论上是与规模经济和范围经济的研究有关,而 ROA 指数恰好能够有效测度此种经济达成的效果。本文使用 ROA 指数作为衡量我国企业 OFDI 经营绩效的一个指标。其测算方法为:

ROA=企业净利润率×资产利用率=(企业税后净收入/营业收入)×[(企业主营业务收入+非主营业务收入)/资产总额]。

此外,为了增强实证检验结果的稳健性,本文还使用投资回报率指标衡量开展 OFDI 企业的投资经营绩效,投资回报率=企业利润总额/对外投资额。

2. 政府参与度指标

政府对企业 OFDI 的参与可以通过母国制度质量来体现,也可以通过 OFDI 国有化程度以及政策因素来体现。我们借鉴王海军等(2012)的做法,采用 ICRG (International Country

Risk Guide, 国际国家风险指数指南) 指标体系中的四个基本指标来衡量母国制度质量^①, 这四个指标分别是: 法律和秩序、政府稳定性、官僚体系质量和腐败程度。一般而言, 一国法律制度和秩序越公正, 公众遵守程度会越高, 则分值越大(该指标分值为 0~6 分); 政府稳定性指标主要衡量政府选举的民主化程度以及政府的连任能力, 分值为 0~12 分, 分值越大说明政府稳定性程度越高; 官僚体系质量主要考察政府部门处理事务的效率以及政府官员的专业素养等方面, 分值为 0~4 分, 分值越大说明政府官僚体系质量越好; 腐败程度用来衡量一国政府廉洁化程度, 分值为 0~6 分, 分值越大说明政府越廉洁。这四个指标的分值如果都比较高, 说明本国的制度质量较好。关于 OFDI 国有化程度指标, 我们采用国有企业 OFDI 每年流量额占当年我国 OFDI 总流量额的比值来衡量。此外, 考虑到政府政策因素难以用数据量化这一特点, 我们用虚拟变量来反映。若政府政策因素取 1, 表明政府政策有利于企业 OFDI; 若政府政策因素取 0, 表明政府政策不利于企业 OFDI。

3. 控制变量

为了有效控制政府参与度指标之外的变量对企业 OFDI 绩效的影响, 本文选取 OFDI 存量的年增长率、企业技术水平、资本密集度、企业规模等指标作为控制变量。其中, OFDI 存量的年增长率指标能够反映一国 OFDI 的速度和发展趋势, 年增长率越高并且持续时间越长, 则有助于提高企业海外投资的经营绩效, 其数据来自于联合国贸发会议发布的《世界投资报告》。企业技术水平与企业 OFDI 绩效密切相关, 一般学者习惯用 L-P 方法测度企业技术水平, 但该方法对数据要求很高, 并且要求样本数据的高度连续性。考虑到企业技术水平不是本文关键解释变量, 我们用劳动生产率指标代替全要素生产率指标来衡量企业的技术水平, 并且借鉴杜威剑和李梦洁(2015)的测度指标, 用人均销售收入额来测度企业的劳动生产率水平。此外, 我们用企业固定资产存量余额与职工总人数的比值来反映企业的资本密集度, 一般而言, 资本密集度越高, 越有助于促进其企业海外投资的绩效。此外, 我们认为企业规模因素也可能会影响企业海外投资的绩效, 因为企业规模越大, 说明其资金实力越雄厚, 市场掌控力可能会越强。但考虑到国有企业长期受政府的大力支持和资助, 其经营绩效未必很强。为了检验企业规模因素对其海外投资绩效的影响, 我们把企业规模变量纳入控制变量中, 并且用企业总就业人数衡量企业规模。我们预期 OFDI 存量的年增长率、企业全要素生产率、资本密集度三个变量的系数符号为正, 企业规模因素系数符号不确定。

(三) 数据来源与处理

本文实证分析主要使用了 2002—2007 年的三套微观数据: 中国工业企业数据库、海关进出口数据库和对外直接投资企业数据库。其中, 中国工业企业数据库是国家统计局针对所有国有企业以及营业额在 500 万元人民币以上的民营企业进行的年度统计数据库, 该数据库存在大量的数据统计错误和数据缺失现象。对此, 我们借鉴聂辉华等(2012)的做法, 根据一般会计准则的基本要求进行了处理, 处理步骤为: 首先, 删除与本文实证分析不相关的部

^①ICRG 指标体系共包括 22 种指标, 但由于我国大规模开展 OFDI 时间较短, 部分指标数据难以获取。同时我们结合我国对外直接投资的实际情况, 选取其中与我国对外直接投资关系较密切的四个基本指标(法律和秩序、政府稳定性、官僚体系质量及腐败程度)来衡量政府在企业 OFDI 过程中的参与度(这四个指标具有相对完整的数据信息)。此外, 王海军等(2012)也采用这四个指标来衡量政府参与度。各类指数可以从以下网站予以查询: www.prsgroup.com/ICRG.aspx。

分指标;其次,剔除部分变量的异常值和缺失值;再次,剔除不符合会计准则的部分观测值(比如总资产小于固定资产净值,销售收入额小于利润额等)。按照以上三个步骤处理后,剩余349 287个研究样本。由于海关进出口数据库统计的是进出口的产品层面的数据,而中国工业企业数据库统计的是企业层面的信息,因此需要对它们进行匹配。此外,海关进出口数据库是海关按照月度进行统计的进出口产品的一些信息,为此需要先把月度数据加总成为行业层面数据。然后,我们按照企业名称和电话号码对两个数据库进行合并,合并后共得到210 294个研究样本。最后,在剔除掉样本期内中国工业企业数据库中没有开展对外直接投资的企业以及部分缺失数据后,我们把合并后得到的数据再次根据企业名称和电话号码与对外直接投资企业数据库进行合并,最终我们得到6 594家开展对外直接投资企业的124 852个样本。

其中,投资绩效指标中的企业税后净收入、企业主营业务收入、企业非主营业务收入、资产总额以及利润总额等数据来自中国工业企业数据库,而资产总额中的企业对外直接投资总额、主营业务收入中的企业对外直接投资收入额、利润总额中的对外直接投资利润额等数据来自对外直接投资企业数据库。政府参与所用的各指标数据均来自世界银行的“政府治理指标数据库(worldwide governance indicators)”,该数据库是目前为止全世界最权威的衡量政府治理(参与)指标的数据库^①。控制变量中,我国对外直接投资的年增长率数据来自于我国各年份《对外直接投资公报》,其他数据均来自于中国工业企业数据库。

各变量统计性描述见表1。

表 1 各变量的统计性描述结果

变量名称	变量符号	均值	最小值	最大值	标准误	样本量
OFDI绩效	<i>performance</i>	0.1207	-0.1928	0.3549	0.3688	124 852
法律和秩序	<i>lnlaw</i>	1.0103	0.4052	1.4093	1.7724	124 852
政府稳定性	<i>Instability</i>	2.1029	0.8834	2.4762	1.4776	124 852
官僚体系质量	<i>lnbureaucracy</i>	0.7583	0.2094	0.8274	0.9282	124 852
腐败程度	<i>ln corruption</i>	0.3212	0.0018	0.7281	0.8299	124 852
OFDI国有化程度	<i>ownership</i>	0.6310	0.2938	0.8392	0.4722	124 852
政府政策	<i>policy</i>	0.6395	0	1	0.2392	124 852
对外投资年增长率	<i>ofdi</i>	0.1983	0.0883	0.4294	0.8729	124 852
企业劳动生产率	<i>productivity</i>	0.3948	0.0292	0.5930	0.2843	124 852
资本密集度	<i>lnk/l</i>	2.2984	1.2948	5.9320	1.3987	124 852
企业规模	<i>lnsize</i>	3.093	0.2981	9.0023	0.9384	124 852

注:企业规模单位为千人。

四、实证结果与分析

本部分为实证分析部分,基本思路是:首先进行大样本检验并给出估计结果,然后进行内生性处理,最后进行分样本稳健性检验。

(一)初步估计结果

表2为根据计量模型(1)所进行的大样本估计结果。其中,第(1)列是对衡量母国制度质量的四个指标的估计结果,第(2)列是对 OFDI 企业所有制形式的估计结果,第(3)列是综合考虑母国制度质量和 OFDI 所有制因素,同时纳入控制变量但未控制个体异质性和时间异质性

^①网址:www.esds.ac.uk/international/access/dataset_overview。

的估计结果,第(4)列是在第(3)列基础上控制了个体效应和年份固定效应后的估计结果。

表 2 大样本估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
lnlaw	0.072 *** (4.29)		0.084 *** (5.12)	0.082 *** (5.12)
Instability	0.113 *** (2.88)		0.108 *** (3.56)	0.107 *** (3.56)
lnbureaucracy	-0.082 *** (-3.20)		-0.051 *** (-3.77)	-0.053 *** (-3.77)
lncorruption	-0.049 *** (-4.29)		-0.012 *** (-2.32)	-0.014 *** (-2.32)
ownership		-0.047 *** (-3.10)	-0.048 *** (-3.22)	-0.048 *** (-3.17)
policy	0.067 *** (3.48)		0.062 *** (3.51)	0.061 *** (3.25)
ofdi			0.009 *** (3.20)	0.008 *** (2.98)
productivity			0.225 *** (14.02)	0.221 *** (7.83)
lnk/l			0.103 (1.23)	0.095 (1.01)
lnsize			-0.096 (-0.68)	-0.096 (-0.74)
常数项	-1.22 *** (-5.45)	-0.45 *** (-7.82)	-0.45 *** (-7.82)	2.97 *** (3.53)
个体效应	否	否	否	是
时间效应	否	否	否	是
修正的 R ²	0.51	0.21	0.69	0.66

注: *** 表示 1% 水平下显著,括号内数值为标准误。

根据表 2 我们发现:衡量母国制度质量的四个指标中,母国法律和秩序指标、母国政府稳定性指标显著为正,官僚体系质量指标和腐败程度指标均显著为负。这表明:当前我国与对外直接投资有关的法律制度和秩序以及我国政局的稳定性能够显著促进我国境外投资企业的经营绩效;而官僚体系办事效率及专业化程度、较为严重的腐败现象却显著抑制了我国境外投资企业经营绩效的提高。对此估计结果,我们认为是可以解释的:随着与对外投资有关的法制制度及相关秩序的陆续出台与逐渐规范化,我国企业的对外投资逐渐有了一个相对稳定和规范的制度保障,从而有助于促进其经营绩效的提高;同时长期以来我国政局的稳定性也给企业实力的不断提高及国际化经营经验的积累提供了必要的政治环境。而我国与对外投资有关部门长期以来行政审批繁琐、办事效率低下以及政府工作人员不太专业的工作能力会在一定程度上阻碍或拖累我国企业海外投资的开展,最终抑制了其经营绩效的提高。

研究还发现,OFDI 国有化程度系数在各估计模型中均显著为负值。这说明国有企业在对外直接投资中比例越高,我国 OFDI 的经营绩效越低。这个估计结果与本文第二部分的理论分析结论一致,在此不再赘述。加入控制变量后,以上各关键解释变量系数符号均未发生变化,说明这个估计结果比较稳健。政策变量在各模型回归结果中显著为正,这意味着总体来看,我国政府制定的相关对外投资政策大多有利于企业对外直接投资的开展并提高其绩效水平。此外,各控制变量中,企业的劳动生产率(*productivity*)与 OFDI 年增长率(*ofdi*)两个变量系数显著为正。这表明开展 OFDI 的企业自身技术水平对其投资绩效具有显著的正相

关系;企业对外直接投资年增长率越快,其投资绩效提高越显著。人均资本占有率指标($\ln k/l$)系数虽为正但不显著,这意味着对外投资企业的资本密集度与其绩效之间并不存在显著的相关性。我们对此的解释是:我国企业的优势主要体现在劳动密集型产品的生产和加工环节,而对资本密集型产品目前仍普遍缺乏相应的技术和经营管理经验。因此资本投入强度的提高(即人均资本占有率的增加)在短期内可能无法帮助企业提高其经营绩效水平。企业规模变量($\ln size$)系数为负但不显著,这说明企业规模大小与其绩效之间的关系并不确定。我们认为这可能与企业所有制性质有关:国有企业的规模大小可能与其绩效没有必然关联,而民营企业规模扩大可能有助于其经营绩效的提高(在后文我们将对此假设进行检验)。

需要指的是,控制了不可观测的个体效应和年份固定效应之后,各估计变量系数符号虽未变,但其数值出现了轻微的变化(见表2第(3)、(4)两列所示)。我们发现:控制个体效应和年份固定效应之后,部分变量的系数变小了,而另有部分变量的系数变大了。这说明不可观测的个体及时间效应确实对估计结果产生了一定的影响,因此有必要在估计中控制个体效应和年份效应。

(二) 内生性处理

从理论层面讲,我们所构建的计量模型(1)中被解释变量对部分解释变量可能存在反向影响。比如企业对外直接投资绩效的增加可能会引发我国企业对外投资速度的加快和企业规模的扩大。此外,我们可能遗漏对投资绩效和部分解释变量均会产生影响的变量,这也可能会引起内生性问题。为了得到更加可信的研究结论,我们尝试用被解释变量的滞后一期、滞后二期值作为工具变量进行内生性处理,并分别使用Wu-Hausman统计量及P值检验内生变量的存在性问题,使用Anderson-Rubin统计量及其P值检验工具变量对内生变量的识别度问题,使用Sargan统计量及其P值检验工具变量与扰动项的外生性问题。内生性处理结果报告在表3中。根据表3各统计量的估计结果及P值我们发现,四个制度变量和OFDI国有化程度变量与被解释变量并不存在内生性问题,但被解释变量与部分控制变量之间却存在显著的内生关系。这说明我们的内生性处理这一环节还是有必要的。

处理变量的内生性问题之后,我们发现各系数符号及显著性与内生性处理之前并没有实质性区别,只是在数值上略有变化。这说明我们根据表2得出的结论是稳健的。受篇幅所限,我们不再对其一一进行分析。另外,在控制个体效应和年份固定效应后,估计结果发生了轻微的变化(如表3第(3)、(4)列所示),大多变量的系数(或绝对值)变小了。这说明未控制个体和年份固定效应会一定程度上高估各变量对投资绩效的影响,从而也表明控制个体效应和年份固定效应是有必要的。

表3 内生性处理结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln law$	0.070 *** (3.22)		0.071 *** (4.21)	0.070 *** (3.24)
$\ln instability$	0.111 *** (2.83)		0.109 *** (3.02)	0.097 *** (3.24)
$\ln bureaucracy$	-0.079 *** (-3.54)		-0.050 *** (-3.34)	-0.050 *** (-3.51)
$\ln corruption$	-0.050 *** (-5.02)		-0.014 *** (-2.89)	-0.011 *** (-3.24)

续表 3

内生性处理结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ownership</i>		-0.052 *** (-3.53)	-0.044 *** (-3.33)	-0.040 *** (-5.02)
<i>policy</i>	0.069 *** (3.77)		0.059 *** (3.39)	0.052 *** (2.89)
<i>ofdi</i>			0.014 *** (3.13)	0.011 *** (3.65)
<i>productivity</i>			0.204 *** (7.83)	0.201 *** (4.23)
<i>lnk/l</i>			0.100 (1.29)	0.100 (0.79)
<i>lnsize</i>			-0.066 (-0.43)	-0.081 (-0.77)
常数项	-0.76 *** (-7.02)	0.25 *** (5.33)	-0.83 *** (-9.32)	-0.72 *** (-3.82)
个体效应	否	否	否	是
时间效应	否	否	否	是
Wu-Hausman 检验	3.930 (0.14)	4.294 (0.15)	21.691 (0.00)	19.36 (0.00)
Sargan 检验	17.23 (0.02)	9.345 (0.01)	43.038 (0.13)	72.724 (0.32)
Anderson-Rubin 检验	18.83 (0.18)	15.84 (0.16)	84.35 (0.00)	102.82 (0.00)
修正的 R^2	0.49	0.19	0.66	0.65

注: *** 表示 1% 水平下显著, 括号内数值为标准误。

(三) 分样本检验

如前所述, 我国政府往往对国有企业对外直接投资给予制度、政策等方面的保障与鼓励, 而民营企业很难享受到这种优惠。为了比较政府参与对两种类型企业对外直接投资绩效的影响, 我们首先把大样本按照企业所有制形式进行分组检验; 其次, 为了检验政府参与国有企业 OFDI 程度对其绩效的影响差异, 我们按政府参与度指标的中位数把大样本重新分组, 检验政府参与程度较轻和较重两种情形对企业 OFDI 绩效的影响。

1. 按 OFDI 企业所有制形式分组检验

我们根据对外直接投资企业数据库提供的数据信息, 把开展对外直接投资企业按所有制形式分为国有企业和民营企业两种类型, 然后分别检验政府对不同所有制形式企业 OFDI 的参与对其绩效的影响, 检验结果见表 4。

表 4

按 OFDI 企业所有制形式分组检验结果

变量	国有企业组		民营企业组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnlaw</i>	0.056 *** (3.47)	0.051 *** (3.13)	0.060 *** (4.02)	0.059 *** (3.10)
<i>lninstability</i>	0.102 *** (2.79)	0.103 *** (2.96)	0.111 *** (2.83)	0.112 *** (3.29)
<i>lnbureaucracy</i>	-0.113 *** (-3.99)	-0.110 *** (-4.20)	-0.078 *** (-3.54)	-0.073 *** (-3.87)
<i>lncorruption</i>	-0.150 *** (-4.34)	-0.148 *** (-3.22)	-0.050 *** (-5.02)	-0.052 *** (-3.95)

续表 4 按 OFDI 企业所有制形式分组检验结果

变量	国有企业组		民营企业组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
policy	-0.042 *** (5.00)	-0.047 *** (4.87)	0.053 (1.32)	0.062 * (1.82)
ofdi		0.016 *** (3.55)		0.018 *** (4.29)
productivity		0.197 *** (5.02)		0.221 *** (2.93)
lnk/l		0.082 (1.31)		0.100 *** (3.29)
lnsize		-0.062 (-0.65)		0.065 * (1.79)
常数项	-0.55 *** (-4.30)	0.44 *** (10.36)	-0.30 *** (-6.49)	-0.77 *** (-13.32)
固定效应	是	是	是	是
修正的 R ²	0.38	0.56	0.35	0.54

注:本表第(1)、(3)列是没有纳入控制变量情况下的检验结果;第(2)、(4)列是纳入控制变量后的检验结果;*、*** 分别表示 10%、1% 水平下显著,括号内数值为标准误。

根据表 4 的检验结果,我们发现政府对国有企业 OFDI 较多的干预和对民营企业 OFDI 较少的扶持对其绩效产生显著的差异,这主要表现在官僚体系质量、政府腐败程度以及政策因素这三个指标上。具体地,国有企业组的官僚体系质量系数绝对值显著大于民营企业组。这说明各级政府在参与国有企业 OFDI 过程中由于自身服务质量、办事效率及专业化水平较低,显著抑制了国有企业对外投资的绩效;而民营企业在对外投资过程中政府参与程度较低,因此政府的参与对企业投资绩效的抑制程度就变小了。政府腐败程度指标系数也表明:在国有企业组,由于政府的腐败等行为导致其较大程度上影响了企业投资的绩效(影响程度为 -11% 以上);而在民营企业组,由于政府干预较少,所以腐败行为对其投资经营绩效影响要显著低于国有企业。国有企业的政策指标系数显著为负,而民营企业的政策指标虽为正但基本不显著。这表明,目前各级政府针对国有企业 OFDI 制定的各项优惠政策并不利于其提高经济效益;而民营企业由于在优惠政策享受方面难以与国有企业相比较,也难以在政策层面获得政府的扶持,因此导致目前的对外直接投资政策对民营企业绩效并无显著帮助。此外,母国法律和秩序以及政府稳定性两个指标的系数显著为正,这说明我国 OFDI 相关的法律制度以及政府领导人交接等方面稳定性均显著促进了我国企业对外直接投资绩效的提高。需要指出的是,加入控制变量后,我们发现以上分析结果并没有明显的变化。这说明我们的检验结果是稳健的。研究还发现,国有企业规模变量系数为负但不显著,民营企业规模变量系数显著为正。这个估计结果与上文预期一致。对此,我们给出的解释是:国有企业在对外直接投资过程中一直享受政府优惠政策和财力扶持,其规模扩张往往增强了它们对市场的垄断,从而无动力提高经营绩效。此外,国有企业长期存在的权责不清问题也不利于其经营绩效的提高。而民营企业在对外投资过程中很难享受到与国有企业同等的优惠待遇,“优胜劣汰”的竞争法则会迫使它们在规模扩张的同时,提高技术水平,改进经营管理理念等,从而有助于其经营绩效的提高。

2.按政府对企业 OFDI 参与程度分组检验

为了明确政府在企业 OFDI 过程中参与程度大小对企业 OFDI 经营绩效的影响,我们按

照政府参与各指标的中位数进行分组,检验结果报告在表 5 中。

表 5 按政府参与程度分组检验结果

变量	低于中位数	高于中位数	变量	低于中位数	高于中位数
lnlaw	0.037 *** (2.98)	0.064 *** (3.22)	ownership	-0.033 (0.98)	-0.045 *** (3.51)
lninstability	0.068 *** (3.44)	0.116 *** (4.38)	policy	0.046 * (1.88)	0.049 *** (5.22)
lnbureaucracy	-0.115 *** (-5.25)	-0.033 *** (-3.33)	常数项	0.25 *** (11.02)	-2.38 *** (9.72)
lncorruption	-0.083 *** (-3.49)	-0.128 *** (-3.24)	控制变量	不控制	控制
			修正的 R^2	0.40	0.52

注: *、*** 分别表示 10%、1% 水平下显著,括号内数值为标准误。

根据表 5 我们发现,政府对企业 OFDI 不同程度的参与对企业投资绩效产生明显的差异性。当法律秩序规范度较低、政府稳定性较差以及对外投资优惠政策较少时(即在各变量数值小于中位数时),各变量系数数值均显著小于法律秩序规范度较高、政府稳定性较好以及对外投资优惠政策较多时的系数。这表明,与对外投资有关的法律秩序越规范、政府政局越稳定并且对外投资优惠政策越多时,企业境外投资经营绩效越高。检验结果还发现:在官僚体系质量指标、腐败指标以及 OFDI 国有化程度指标数值小于各自中位数时,其对企业投资绩效的作用系数为负且绝对值较小;而在官僚体系质量指标、腐败指标以及 OFDI 国有化程度指标数值均大于各自中位数时,其对企业投资绩效的作用系数仍为负但绝对值均显著变大。据此,我们可以得出以下结论:我国目前的官僚体系运作效率及办事质量、腐败程度以及 OFDI 国有化程度均与企业境外投资绩效反向变动,即目前各级政府管理部门在官僚体系质量、腐败程度以及 OFDI 国有化程度这三个层面的参与上均显著抑制了企业海外投资绩效的提升,从而再次验证了上文的实证结果。根据表 5 的估计结果我们可以得出如下结论:从企业海外投资的绩效角度来看,政府对我国企业海外直接投资的参与程度并非越深越好。在某些环节(如在与对外投资有关的法律和秩序、政府政局稳定性及相关投资政策等方面)我国的运作已经比较规范,因此政府可以适当加大在这些环节的参与力度。而在另外一些环节(如官僚体系办事效率和政府工作人员专业素养、政府廉洁性及在对外投资时政府对国有企业的监管等方面)水平仍较差,这时政府在这些环节的参与不应该过多。

五、研究结论与政策涵义

随着我国企业“走出去”脚步的日益加快,相关的理论研究也开始逐渐增多。大多学者侧重从企业海外直接投资的区位选择、投资动机及逆向技术溢出等层面进行研究。伴随着企业海外直接投资区位以及投资动机的确定,企业往往更看重其海外直接投资的绩效问题。但遗憾的是,迄今为止却较少有学者对此问题展开深入探讨。

本文首先基于企业所有制形式视角从理论层面探讨了政府参与对企业 OFDI 绩效的影响,得出了理论假设。在此基础上,运用 2002–2007 年的中国工业企业数据库、海关进出口数据库以及对外直接投资企业数据库等微观合并数据信息,用制度质量、OFDI 国有化程度以及政策因素等指标作为政府参与我国对外直接投资的代理变量,实证检验了政府参与对我国企业海外直接投资绩效的影响。研究发现:总体来看,法律和秩序、政府稳定性指标以

及投资政策因素能够显著促进我国企业 OFDI 绩效,而官僚体系质量以及腐败因素却显著抑制了企业 OFDI 的绩效;OFDI 国有化程度越低,企业 OFDI 绩效则越高;政府对国有企业提供的优惠政策抑制了其投资经营绩效的提高,而政府对民营企业海外投资提供的制度、政策等因素并没有显著提高其经营绩效。研究还表明,与对外投资有关的法律和秩序越规范、政府政局越稳定并且对外投资优惠政策越多时,企业境外投资经营绩效越高;而官僚体系质量越差、腐败越严重并且 OFDI 国有化程度越深时,我国企业境外投资绩效越低。

基于以上研究结论,我们提出如下几点政策建议:第一,政府应该继续加强并完善企业海外投资相关法律制度及经营秩序,给企业海外投资提供稳定的制度保障。第二,应酌情减轻对国有企业海外投资在优惠政策上的扶持力度并加强对国有海外投资企业的监管力度,同时把这些优惠政策适度向开展海外直接投资的民营企业转移。第三,各级政府部门应该改善服务质量、提高办事效率和专业化素养,加强对企业海外投资的专业化引导,同时严厉惩治腐败现象。

参考文献:

- 杜威剑、李梦洁,2015:《对外直接投资会提高企业出口产品质量吗——基于倾向得分匹配的变权估计》,《国际贸易问题》第8期。
- 聂辉华、江艇、杨汝岱,2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 裴长洪、樊瑛,2010:《中国企业对外直接投资的国家特定优势》,《中国工业经济》第7期。
- 王海军、郑少华、刘国栋,2012:《中国企业 OFDI 研究:基于制度质量和政府参与的视角》,《经济数学》第4期。
- 张宏、王健,2009:《东道国区位因素与中国 OFDI 关系研究——基于分量回归的经验证据》,《中国工业经济》第6期。
- Barrios, Salvador, Holger Görg, and Eric Strobl. 2005. "Foreign Investment, Competition and Industrial Development in the Host Country." *European Economic Review* 49(7) : 1761–1784.
- Blonigen, B. A. 2005. "A Review of the Empirical Literature on FDI Determinants." *Atlantic Economic Journal* 33(4) : 383–403.
- Buckley, P. J., and A. R. Cross. 2008. "Historic and Emergent Trends in Chinese Outward Direct Investment." *Management International Review* 48(6) : 715–748.
- Deng, P. 2004. "Outward Investment by Chinese MNCs: Motivations and Implications." *Business Horizons* 47(3) : 8–16.
- Driffield, N., and J.H.Love.2003. "Foreign Direct Investment, Technology Sourcing and Reverse Spillovers." *The Manchester School* 71(6) : 659–672.
- Dunning, J.H., and S.M.Lundan.2008. "Institutions and the OLI Paradigm of the Multinational Enterprise." *Asia Pacific Journal of Management* 25(4) : 573–593.
- Globerman, S., and D.Shapiro.1999. "The Impact of Government Policies on Foreign Direct Investment: The Canadian Experience." *Journal of International Business Studies* 30(3) : 513–532.
- Gomez-Mejia, L. R., and L. E. Palich.1997. "Cultural Diversity and the Performance of Multinational Firms." *Journal of International Business Studies* 28(2) : 309–335.
- Helpman, E., M.Melitz, and S.R.Yeaple.2004. "Export vs FDI." *American Economic Review* 94(1) : 300–316.
- Kolstad, I., and A.Wiig.2010. "What Determines Chinese Outward FDI." *Journal of World Business* 47(1) : 26–34.
- Lalls, S.1983. *The New Multinationals: The Spread of Third World Enterprises*. London: John Willy & Son.
- Luo, Y.D., Q.Z.Xue, and B.J.Han.2009. "How Emerging Market Movements Promote Outward FDI: Experience from China." *Journal of World Business* 45(1) : 68–79.
- Saime, S.K. 2009. "Home Market Determinants of FDI Outflows from Developing and Transition Economics." MPRA Paper 16781, University Library of Munich, Germany, 1–3.
- Swenson, D. L. 2004. "Foreign Investment and Mediation of Trade Flows." *Review of International Economics* 12(4) : 609–629.
- Wang, M.Y.2002. "The Motivations behind China Government-Initiated Industrial Investment Overseas." *Pacific*

- Affairs 75(2) : 187–198.
- 21.Witt, A. M. 2007. "Outward Foreign Direct Investment as Escape Response to Home Country International Constraints." *Journal of International Business Studies* 38(4) : 579–594.
- 22.Yeaple,S.R.2009.“Firm Heterogeneity and the Structure of US Multinational Activity.” *Journal of International Economics* 78(2) :206–215.

Governmental Participation and the Performance of OFDI in China

Zhang Lingxiao

(School of Economics, Renmin University of China)

Abstract: This paper discusses the effect of governmental participation on the performance of OFDI. Firstly, we analyze theoretically the mechanism of governmental participation on the performance of OFDI. Based on this, we examine empirically the theoretical hypothesis by using the merged data of industrial enterprises, the customs import & export and the OFDI firms. The empirical results show that: the law & order, governmental stability and investment policies in China can obviously promote the performance of OFDI firms, while the bureaucratic system and corruption can restrain the performance of OFDI firms. The preferable policies provided by government for state-owned firms restrict their performance, while the system that governs private firms cannot improve their performance overseas.

Keywords: OFDI, System Quality, the Degree of Nationalization, Preferable Policy, Government Intervention, Investment Performance

JEL Classification: F21

(责任编辑:赵锐、陈永清)

(上接第 123 页)

Does FDI Restrain Development of China's Service Sector?

Zhang Ping

(School of Political Science and Public Administration, Wuhan University)

Abstract: China's services industry share in economy is lower than the international average level of the same income group. This article attempts to research on this issue from the perspective of FDI sector distribution. Opening of service sector has been more limited. As a result, high proportion of FDI concentrates in manufacturing industry, and FDI in service industry is lower. We use 2002–2014 provinces data to analysis relationship between FDI and development of the service industry empirically. The results showed growth of FDI suppressed the share of service industry in China economy. This is mainly due to the negative impact of FDI in manufacturing industry to the development of service industry. The Mechanism is a large number of foreign enterprises engage processing trade, which makes the local industry association weak. The conclusion of this paper explains the low proportion of service industry to a certain extent, and provides policy implication to promote the development of the service industry. In the future, we should get rid of the monopoly in service sector, and expand foreign opening up to promote the further development of service industry.

Keywords: Sector Distribution, Opening Up, Development of Service Industry

JEL Classification: F4, L8, O1

(责任编辑:孙永平、陈永清)