

中国 OFDI 的制度效应存在吗?

潘春阳 廖佳*

摘要: 对外直接投资 (OFDI) 是中国主动融入经济全球化的重要方式,也是制度扩散的一种重要机制。本文基于 2003–2016 年 164 个国家的面板数据,探索了中国 OFDI 对东道国制度质量的影响。我们发现,对于制度质量低于中国的东道国,中国的 OFDI 显著提高了制度质量,特别是改善了“腐败控制”“监管质量”和“法治水平”这三个维度的制度质量,且在利用工具变量法缓解内生性之后,中国 OFDI 的制度效应还有所放大。而对于制度质量高于中国的东道国,中国的 OFDI 则没有显著的制度效应。本研究不但有助于我们更深入地理解中国 OFDI 对东道国产生的影响,也有助于设计和完善中国企业“走出去”的相关政策,从而推动合作共赢的对外投资新模式、促进“一带一路”倡议的深入实施。

关键词: 对外直接投资 (OFDI); 制度质量; 工具变量法

一、引言

一国较好的制度质量不但有利于吸引外商直接投资的流入,也有利于提升生产率和长期经济绩效 (Acemoglu et al., 2001; Alfaro et al., 2008)。但是,随着经济全球化和跨国直接投资的迅猛发展,跨国公司开始不断参与到东道国的政治经济活动之中,不但给当地带来资本和就业,而且还对公共政策和制度质量产生影响。然而,现有研究往往侧重于强调发达国家对外直接投资 (Outward Foreign Direct Investment, 即 OFDI) 对转型和发展中国家政策、制度的影响,相对忽视了对发展中国家 OFDI 制度效应的探索。

对外直接投资是中国主动融入经济全球化的重要方式,也是实现与东道国互利共赢、共同发展的重要推动力。2016 年和 2017 年,中国 OFDI 分别达到 1 961.5 亿美元和 1 201 亿美元,高居世界第二、三位^①。同时,中国的 OFDI 已经超过了实际利用外资的规模,即中国已经成为一个资本净输出的国家。图 1 进一步展示了不同经济发展层次的国家吸收中国直接投资的比例,^②我们可以发现,无论是低收入、中低收入、中高收入还是高收入国家^③,上述比

* 潘春阳,华东理工大学商学院经济学系,邮政编码:200237,电子信箱:pancy@ecust.edu.cn;廖佳(通讯作者),上海对外经贸大学国际经贸学院,邮政编码:201620,电子信箱:liaojia@suib.edu.cn。

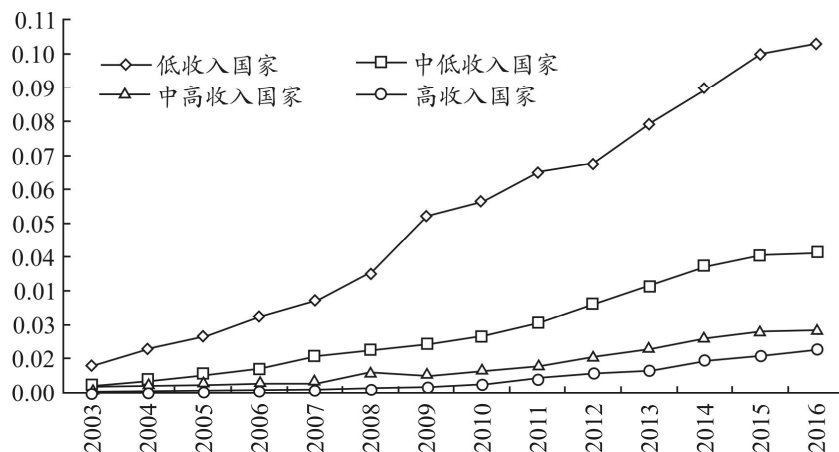
本文得到上海市教委科研创新计划项目“城市公共产品供给机制研究”(项目编号:2017-01-07-00-02-E00008)与国家社会科学基金青年项目“机会不平均与居民幸福感的测度分析与政策思路研究”(项目编号:12CJL021)的资助。特别感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

① 引自相应年份的《中国国民经济和社会发展统计公报》和《世界投资报告》。

② 用中国对该组国家直接投资存量占该组国家吸收直接投资总存量的比例来衡量。

③ 世界银行根据 2015 年人均国民收入 (GNI) 对国家进行分组,标准如下,高收入国家:人均 GNI 高于 12 476 美元;中高收入国家:人均 GNI 为 4 036 美元到 12 475 美元;中低收入国家:人均 GNI 为 1 026 美元到 4 035 美元;低收入国家:人均 GNI 低于 1 025 美元。

例都呈现持续上升的趋势,特别是对于低收入和中低收入的发展中国家而言,这一比例增长尤为迅速,到 2016 年,这一比例分别达到 10.29% 和 4.14%。可以说,中国开放发展的格局已经达到了更高的层次。在这一背景下,中国 OFDI 是否影响了东道国的制度质量? 影响的方向又是怎样的? 这是本文想要回答的问题。



数据来源:根据联合国贸易与发展委员会(UNCTAD)数据库和相应年份《中国对外直接投资统计公报》计算整理。

图 1 中国 OFDI 存量占东道国吸收外来直接投资总存量之比(2003-2016 年)

在理论上,OFDI 往往被视为制度扩散的一种机制。跨国公司的进入不但可以通过促进市场竞争来压缩东道国政府的寻租空间,而且还可以通过传递先进的制度信息来帮助东道国改善政府行为和制度质量,甚至一些跨国公司还存在游说东道国政府进行制度改革的动机。^①

但一些学者认为,由于中国的 OFDI 存在一定的资源获取导向,即中国的跨国公司往往热衷于投资自然资源相对丰裕的国家(王永钦等,2014; Busse et al., 2016; Yao et al., 2017),这可能诱使这些国家忽视制度建设,单纯依赖外部需求维持经济增长,从而在“资源诅咒”的陷阱中难以自拔(Asongu and Ssozi, 2016)。另一方面,一些西方跨国企业在发展中国家经营过程中的不法行径屡见不鲜,德国戴姆勒、美国沃尔玛和英国葛兰素史克等国际商业巨头都不同程度地存在贿赂发展中国家地方政府的行为,从而对东道国的制度质量造成负面影响。^② 考虑到这些案例,中国的跨国企业在一些制度建设不甚完善的发展中国家投资经营过程中,是否也会“入乡随俗”,通过贿赂等不良手段攫取市场地位和经济利益,进而损害当地的制度质量? 同时,作为世界上最大的发展中国家,中国整体的制度质量相比发达国家尚存差距,因而中国 OFDI 所携带的制度信息可能更有益于制度质量相对落后的发展中国家和欠发达国家,即中国 OFDI 对不同制度质量的国家可能存在异质性的影响。

显然,通过系统的经验研究澄清上述一系列疑虑已显得十分必要。本文基于 2003-

① 详见本文第二部分“机制分析与理论假说”。

② 2010 年,著名汽车制造企业德国戴姆勒公司被美国司法部指控向俄罗斯、土耳其、埃及和中国等 22 个国家的政府官员行贿,以获得东道国政府的汽车采购合同。2012 年,《纽约时报》揭露全球最大零售百货商沃尔玛在墨西哥的投资经营过程中,为获得开设新店的便利,向当地政府行贿高达 2 400 万美元。2013 年,著名制药企业英国葛兰素史克公司通过贿赂中国地方政府官员、医院和医生以拓展市场份额,并存在偷漏税行为,部分高管被公安机关立案侦查。

2016年164个国家的面板数据^①,致力于探讨中国OFDI对东道国制度质量(及各维度)的影响,并以中国的制度质量为标杆将东道国分为“较高制度质量”和“较低制度质量”两类,以分别考察中国OFDI对这两类国家的不同影响。为了克服各国语言文化、殖民经历等异质性,本文首先采用经典的固定效应模型进行分析。接着,考虑到制度质量与OFDI互为因果等内生性问题,本文还构造了工具变量并进行两阶段最小二乘法(2SLS)估计,我们发现结论是稳健的:中国的OFDI显著提高了“较低制度质量”国家的制度质量,特别是改善了这些国家的“腐败控制”“监管质量”和“法治水平”。同时,中国OFDI对“较高制度质量”国家的制度质量并没有产生显著影响。

本文处于制度质量决定因素研究与OFDI社会经济效应研究的交叉领域,具有较为重要的理论与实践意义。从理论上讲,本文有助于我们更深入地理解中国OFDI对东道国产生的影响,揭示了中国在融入经济全球化的过程中通过资本跨国流动产生积极的制度影响力,帮助制度质量相对落后的国家实现经济治理能力和营商环境的改善,从而有利于实现世界共同繁荣。从实践上看,本文也有助于我们设计和完善中国企业“走出去”的相关政策,特别是完善企业境外投资监管、促进企业境外合作交流等方面,这有助于形成合作共赢的对外投资新模式、促进“一带一路”倡议的深入实施。同时,本研究也是对发展中国家OFDI制度效应研究的有益补充。

本文剩余部分安排如下,第二部分回顾相关文献、提出理论假说,并指出本文的贡献;第三部分介绍模型设定、估计方法、变量构造及相应数据来源;第四部分详细分析了估计结果;最后总结全文。

二、机制分析与理论假说

(一) 直接投资影响制度质量的理论机制与经验证据

外商直接投资(Foreign Direct Investment,即FDI)对东道国经济发展的影响是多方面的。^②长期以来,学者致力于探索FDI的“溢出效应(Spillover Effect)”,揭示了FDI对东道国生产率(Javorcik,2004;Liu,2008)、工业化(Gui-Diby and Renard,2015)以及经济增长(Busse et al.,2016)的影响。与之同时,FDI的制度效应及其内在机制也成为学者关注的焦点之一。

沿着“溢出效应”的思路,一些学者强调FDI能够产生“示范效应(Demonstration Effect)”。相比本国企业而言,跨国公司往往拥有较为先进的经营管理经验等制度信息。东道国政府在其打交道的过程中,能够观察并学习到跨国公司的管理技术、经营方式和行业监管经验,并能体会到一个廉洁而透明的营商环境对经济发展的长远收益,这都有助于东道国政府改善制度质量(Kwok and Tadesse,2006;Demir,2016)。基于此,Kwok和Tadesse(2006)对140

^①本文的研究样本不包括“避税天堂”国家和地区,以及中国台湾等数据缺失的国家和地区。根据Hines(2010)，“避税天堂”包括美属萨摩亚、安道尔、安圭拉岛、安提瓜和巴布达、阿鲁巴、巴林、巴巴多斯、伯利兹、百慕大群岛、英属维尔京群岛、开曼群岛、海峡群岛、库克群岛、多米尼加共和国、直布罗陀、格林纳达、马恩岛、利比里亚、列支敦士登、马尔代夫、马绍尔群岛、摩纳哥、蒙特塞拉特岛、瑙鲁、荷属安的列斯、纽埃、阿曼、巴拿马、萨摩亚、塞舌尔、圣基茨和尼维斯、圣卢西亚、圣文森特和格林纳丁斯、巴哈马、汤加、特克斯和凯科斯群岛、瓦努阿图、美属维尔京群岛,以及中国香港与中国澳门。

^②对外直接投资OFDI和外商直接投资FDI其本质是一致的,即母国的OFDI就是东道国的FDI,因而我们结合具体语境,在文中交替使用了这两个术语。

个国家的数据进行考察,发现 FDI 降低了东道国的腐败程度。Zeng 和 Eastin(2012)基于 48 个国家的研究发现,为了建立良好的声誉,来自欠发达国家的跨国公司激励采纳 ISO14001 环保标准以赢得消费者、投资者和潜在合作者的青睐,这一效应将溢出到本地企业,从而提高了东道国企业对该标准的采纳率。

同时,由于 FDI 往往是一个长期的投资决策,跨国公司需要在东道国进行长期的经营,因而其有激励通过游说等行为参与到东道国的政治过程之中,以营造一个对其有利的制度环境(Fredriksson et al.,2003)。Malesky(2009)认为跨国公司的游说行为是转型经济国家实施经济改革的一个重要原因。Ali 等(2011)的经验研究发现,FDI 提高了发展中国家的产权保护程度,他们认为当外国投资者面临一个缺乏效率的营商环境时,其有激励游说东道国政府进行制度变革。在针对越南和中国的研究中,Dang(2013)和 Long 等(2015)都强调了 FDI 改善东道国制度质量的过程中“游说效应(lobbying effect)”的重要性。

如果说“示范效应”和“游说效应”揭示了 FDI 对东道国制度质量的直接影响,那么“竞争效应(Competition Effect)”则强调 FDI 通过改变市场结构从而对制度质量产生间接影响。一般而言,跨国公司的进入必然提高当地市场的竞争程度,本土企业的利润因之降低,从而压缩了其用于贿赂的资金来源,这便间接遏制了腐败现象的产生(Ades and Di-Tella,1999)。但是,在欠发达且制度质量较弱的国家,跨国公司往往比本地企业有着更高的生产效率,从而有能力将本地企业“挤出”市场,获得一定的市场势力。为了维护其垄断地位,跨国公司激励向当地政府行贿,这便恶化了当地政府的腐败程度(Pinto and Zhu,2016;Zhu,2017)。同时,在东道国,跨国公司之间也面临着激烈的竞争,这可能诱使一些跨国公司绕过东道国法律和政府监管,以贿赂等方式攫取不法利益(Demir,2016)。Pinto 和 Zhu(2016)基于 95 个国家的研究发现,FDI 恶化了发展中国家的腐败程度,但对发达国家却有着相反的效应。Zhu(2017)对中国的研究进一步发现,FDI 的流入提高了各省的腐败程度。总之,这些研究都对传统“竞争效应”的理论推断提出了挑战。

面对 FDI 制度效应好坏的争论,学者逐渐意识到 FDI 对东道国制度的影响方向在很大程度上取决于 FDI 母国的制度状况。跨国公司的海外经营行为不但受到东道国制度的影响,同时也受到母国相关法律的制约。美国《海外腐败法案(Foreign Corruption Practices Act)》(1977 年出台),以及英国《贿赂法案(Bribery Act)》(2011 年出台)都旨在规范本国企业在境外的投资经营行为,特别强调对企业境外腐败行为的打击。这一“母国监管效应”提高了跨国公司不法行为的机会成本,迫使其在境外投资运营中遵守母国法律,从而对东道国的制度质量产生积极影响(Kwok and Tadesse,2006)。Prakash 和 Potoski(2007)发现,只有当 FDI 来自环保标准 ISO14001 采纳率较高的国家时,其才能够提高东道国对该环保标准的采纳率。相比西方发达国家,很多发展中国家在海外企业监管领域的制度建设较为落后。对于一些来自发展中国家、缺乏母国约束的跨国公司而言,他们便可能“入乡随俗”,通过贿赂等不正当手段获取不法利益,从而对东道国制度质量产生负面影响。总之,上述“母国监管效应”使得 FDI 成为扩散和传递母国制度状况的一种重要机制(Prakash and Potoski,2007)。

(二) 理论假说与本文贡献

通过上述文献回顾我们不难发现,FDI 影响东道国制度质量的理论机制较为复杂且经验证据也不一致。想要从理论上推断中国 OFDI 制度效应,必须将现有理论与中国具体制度背景相结合进行分析。

首先,母国有效的监管压力是规范跨国公司境外经营行为、发挥正向“竞争效应”和“游说效应”的重要条件。近年来,中国发改委、商务部等政府部门先后出台并更新多项政策法规,^①部署加强对境外投资的宏观指导,致力于规范中国企业的境外投资和经营行为,打击境外商业犯罪,促进中国的跨国公司与东道国本土企业良性竞争,这些母国监管措施为中国 OFDI 发挥正向制度效应奠定了基础。^②其次,拥有相对先进的制度信息是 OFDI 发挥“示范效应”的一个隐含前提。由于跨国公司主要携带了源自母国的制度信息,制度质量较母国弱的东道国政府才更有激励学习该跨国公司带来的制度信息,这意味着中国的 OFDI 更有可能在制度质量较中国弱的东道国发挥“示范效应”。最后,跨国公司在东道国的市场份额过大(甚至形成垄断)是阻碍正向“竞争效应”得以发挥的内在原因。尽管中国 OFDI 增长迅速,但从中国 OFDI 存量占东道国 GDP 的比例来看,95%的东道国都没有超过 5%(根据本文样本计算),因此我们更倾向于认为,中国的 OFDI 加剧了东道国市场的竞争程度,而不是获得了市场的垄断地位。基于上述分析,我们提出如下理论假说:

假说:对于制度质量低于中国的东道国,中国的 OFDI 能够改善该国的制度质量。

需要说明的是,上述分析不能完全排除中国 OFDI 恶化东道国制度质量的可能性。例如,跨国公司可能无视东道国法律和母国监管而采取不法行为牟利,也可能垄断东道国某一细分市场。因而从本质上来讲,中国 OFDI 制度效应的大小和方向依然是一个实证研究问题。根据笔者资料所及,目前对中国 OFDI 制度效应的实证研究尚不多见。潘春阳和卢德(2017)探索了中国 OFDI 对“一带一路”沿线国家制度质量的影响,他们发现中国的 OFDI 改善了东道国的制度质量,但没有考虑这一效应在不同国家的异质性,也没有对内生性问题展开深入考察。基于上述分析,本文有别于现有文献的创新之处主要体现在以下三个方面。

第一,本文不但估计了中国 OFDI 对 164 个东道国制度质量的平均效应,而且还探索了中国 OFDI 对制度质量较高和较低两类国家的异质性影响。第二,本文基于东道国与中国的距离以及中国国内工资水平构造了工具变量,以缓解 OFDI 与制度质量互为因果等内生性问题。第三,本文还进一步探索了构成东道国制度质量的六个维度,即“腐败控制”“政府效率”“政治稳定”“监管质量”“法治水平”“话语权与问责制”,试图更全面地揭示中国 OFDI 的制度效应。

三、实证研究策略

(一) 模型设定与识别方法

我们首先建立以下基准模型以探索中国 OFDI 对东道国制度质量的影响:

$$INSQ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CDII_{it} + M'_{it} \alpha_2 + \lambda_i + u_{it}$$

上式中:下标 i 和 t 分别表示国家和年份, $INSQ$ 表示制度质量(Institutional Quality), $CDII$ 表示中国 OFDI 强度(China's OFDI Intensity),用中国 OFDI 存量占东道国 GDP 的比例进行衡

①这些政策法规包括《境外投资管理办法》(商务部令 2009 年第 5 号颁布;商务部令 2014 年第 3 号修订)、《境外投资项目核准和备案管理办法》(发改委令 2014 年第 9 号)、《中央企业境外投资监督管理办法》(国资委令 2012 年第 28 号颁布;国资委令 2017 年第 35 号修订)、《企业境外投资管理办法》(发改委令 2017 年第 11 号)、《关于进一步引导和规范境外投资方向的指导意见》(国办发[2017]74 号)。

②为了遏制非理性对外投资和防范金融风险,中国政府在 2017 年加强了对境外投资房地产、酒店、娱乐业、体育俱乐部等领域的监管,2017 年对外直接投资相比上年骤降 29.4%。这一案例充分体现了中国政府监管效应的存在性。

量, M 则表示一系列控制变量。系数 α_1 试图捕捉中国 OFDI 对东道国制度的影响, α_0 表示常数项, λ_i 表示国家固定效应, u 为误差项。

在研究制度质量与 OFDI 两者关系时, 存在潜在的内生性问题。第一, 互为因果。制度质量与 OFDI 之间可能是相互影响的, 因而即使系数 α_1 的估计值为正, 也不足以说明是 OFDI 影响了制度质量, 而不是相反。因为一国制度质量的高低也是中国 OFDI 选址的重要决定因素之一(韦军亮、陈漓高, 2009; 王永钦等, 2014; 赵青、张华容, 2016)。第二, 遗漏变量。影响一国制度质量的因素不胜枚举, 且这些因素又可能与 OFDI 相关, 但限于数据可得性, 无法纳入模型之中。第三, 测量误差。由于统计口径变动、各国资本折旧率差异等原因, 中国 OFDI 真实存量的测算可能存在偏误。

本文主要采用工具变量方法来缓解内生性所导致的估计偏误。从理论上讲, 一个有效的工具变量须满足“相关性”, 即与内生解释变量相关; 以及“外生性”, 即与误差项无关。这意味着工具变量不能直接作用于被解释变量 $INSQ$, 而只能通过内生解释变量 $CDII$ 影响 $INSQ$ 。循着这一思路, 我们设计的工具变量由以下两部分构成:

第一, 中国国内实际工资水平 (W_i)。随着中国经济转型与人口结构转变, 工资日益成为企业成本的重要部分, 进而影响到产品的竞争力。为了维持产品的价格优势, 企业有激励进行 OFDI 并寻求相对廉价的劳动力资源。因而给定其他条件, 中国国内的工资水平与中国企业 OFDI 应呈正相关关系。在本文中, 我们采用“城镇单位就业人员平均实际工资指数(以 2000 年为基年)”来衡量 W_i , 可以发现, $CDII$ 与 W_i 的简单相关系数为 0.2651(在 1% 水平上显著), 这与上述理论推断相一致。同时, 我们认为中国国内的工资水平不会直接影响东道国的制度质量。

第二, 中国与东道国之间距离的对数 ($\ln D_i$)。根据经典的引力模型的推断, 两国之间贸易、投资都受到两国间地理距离的影响, 并呈负相关关系。在本文中, 我们采用法国 CEPII 数据库给出的中国与各国的距离来衡量 D_i , 并取对数得到 $\ln D_i$, 可以发现, $CDII$ 与 $\ln D_i$ 的简单相关系数为 -0.2500(在 1% 水平上显著), 这符合引力模型的推断。同时, 我们认为两国间的地理距离是外生的, 不会直接作用于东道国的制度质量。类似地, Pinto 和 Zhu (2016) 也利用国家之间的地理距离作为 FDI 的工具变量。

上述两个变量都满足“相关性”和“外生性”这两条标准, 但中国国内工资水平 W_i 是一个不随国家变化的时序变量, 而两国间距离的对数 $\ln D_i$ 则是一个不随时间变化的截面变量, 考虑到所用数据的面板结构, 我们将工具变量构造为: $WD_{it} = W_i / \ln D_i$, 这一构造思路与 Brückner 和 Gradstein (2015) 是类似的。可以发现, $CDII$ 与 WD 的简单相关系数为 0.3127(在 1% 水平上显著)。基于此, 我们设定如下两阶段回归模型:

$$\text{第一阶段: } CDII_{it} = \beta_0 + \beta_1 WD_{it} + M'_{it} \beta_2 + \lambda_i + v_{it}$$

$$\text{第二阶段: } INSQ_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{CDII}_{it} + M'_{it} \gamma_2 + \lambda_i + u_{it}$$

上式中: $\widehat{CDII}$ 表示第一阶段回归对 $CDII$ 的预测值, 即变量 $CDII$ 中被外生变量解释的部分, 因而可以认为与 u 不相关。在第二阶段中, 用 $\widehat{CDII}$ 对 $INSQ$ 进行回归, 如果工具变量是有效的, 那么 γ_1 的估计值可以解释为中国 OFDI 对东道国制度质量的因果效应。

如果考虑到一国制度的持续性, 即当期的制度质量很可能受到上一期制度质量的影响 (Acemoglu et al., 2001), 那么我们进一步将制度质量的滞后 1 期纳入到模型之中。由于在

这种情况下,即使 *CDII* 没有内生性,固定效应估计也不一致,因而我们不但采用了上述工具变量方法进行 2SLS 估计,还采用了系统矩估计(System GMM)等方法进行分析,得到了基本一致的结论。

(二) 变量构造与数据来源

1. 被解释变量:制度质量

制度质量是本文的被解释变量。一国的制度质量侧重于指产权保护、合约实施、政治稳定等促进市场有效配置资源的国家能力(Dixit, 2009)。为了对制度质量展开经验研究,Kaufmann 等(2010)设计并开发了“世界治理指标(Worldwide Governance Indicators, 即 WGI)”,他们将一国的制度质量分为腐败控制、政府效率、政治稳定、监管质量、法治水平,以及话语权与问责制这六大维度(Kaufmann et al., 2010)。这六个相互关联的变量在一定程度上反映了一国的营商环境,也体现了一国的经济治理能力。^①目前,WGI 研究团队已经公布了全球 215 个国家和地区 1996–2016 年的相关数据,因其良好的跨国可比性,已经成为学者广泛应用的衡量一国制度质量的指标体系,这也是本文采用该指标体系的重要原因。

在本研究中,我们用上述六大维度变量的算术平均值(即 WGI 平均值)来衡量总体制度质量,并探索中国 OFDI 对东道国总体制度质量及其六大维度的影响。同时,为了探索中国 OFDI 对不同制度质量国家影响的异质性,我们以中国 2002 年相应维度的制度质量为标杆,凡在 2002 年制度质量高于中国的国家,我们将其归为较高制度质量国家,否则为较低制度质量国家。例如,在探索中国 OFDI 对不同“腐败控制”水平国家影响的异质性时,我们以中国 2002 年的“腐败控制”水平作为标杆以区分高低制度质量的两类国家。

2. 核心解释变量:中国 OFDI 强度

中国 OFDI 强度是本文的核心解释变量。根据 Prakash 和 Potoski(2007)、Malesky(2009)的变量构造,本文采用“中国对一国 OFDI 存量占该国 GDP 的比例”来衡量“中国 OFDI 强度”,这一衡量方式较好地考虑了 OFDI 的累积效应和东道国的经济体量。中国 OFDI 存量数据来源于历年《中国对外直接投资统计公报》(当年美元计价),我们采用以 2010 年为基年的美国 GDP 平减指数进行消胀处理。各国 GDP(当年美元计价)数据则来源于“世界发展指标(World Development Indicators, WDI)”数据库。

3. 控制变量

本文还将东道国的一些特征纳入模型,尽量避免变量遗漏所导致的估计偏误。第一,人均 GDP(千美元,用 2010 年美元价格衡量)。人均 GDP 衡量了一国的综合发展水平,不但影响到 FDI 流入,也与本国制度质量相关,因而遗漏这一变量会导致估计偏误。该指标直接来源于 WDI 数据库。

第二,其他国家的直接投资强度。对于东道国而言,来自中国的 FDI 和来自其他国家的 FDI 可能存在竞争或互补的关系,且其他国家的 FDI 也可能对本国的制度质量产生影响。为了控制这一因素,我们首先用东道国吸引 FDI 总存量减去中国对该国的 OFDI 存量,这一差额衡量了来自其他国家的 FDI 存量,再用这一差额占该国 GDP 的比例来衡量其他国家的直接投资强度,并将其纳入模型。其中,一国吸收的 FDI 总存量来源于联合国贸易与发展委员会(UNCTAD)数据库,GDP 则来源于 WDI 数据库。

^①限于篇幅,这六大维度的具体含义可向作者索取。

第三,互联网覆盖率。互联网日益成为一国发展不可或缺的基础设施,其完善有利于 FDI 的流入。同时,互联网的普及还改善了一国的信息传播和媒体自由,考虑到媒体发展对一国制度质量的重要性(Brunetti and Weder,2003),我们也将这一指标纳入模型。该指标直接来源于 WDI 数据库,是指一国人口中互联网用户的比例。

第四,自然资源贡献率。丰富的自然资源一方面有助于一国出口资源类产品并换取高额外汇,从而缓解经济发展的资金约束;但另一方面,也可能使本国过度依赖资源类产业,从而忽视制度建设,并在长期中陷入“资源诅咒”(Asongu and Ssozi,2016)。同时,东道国自然资源的丰裕程度也是影响中国 OFDI 的因素之一(王永钦等,2014;Busse et al.,2016;Yao et al.,2017),因此遗漏这一变量将导致估计的偏误。该指标直接来源于 WDI 数据库,是指自然资源(包括石油、天然气、煤、矿产和森林等)的市场价格与其生产成本的差额与该国 GDP 的比例,其衡量了自然资源对一国经济增长的贡献程度。

上述变量的基本统计量如表 1 所示。除了汇报全样本统计量之外,我们以 2002 年中国“WGI 平均值”为标杆,分别展示了较高制度质量国家和较低制度质量国家相关变量的基本统计量。可以发现,高制度质量国家不但在各制度维度上占有优势,而且也拥有较高的人均 GDP、其他国家 OFDI 强度和互联网覆盖率,但在中国 OFDI 强度和自然资源贡献率方面并不优于低制度质量国家。

表 1 基本统计量

变量名称	全样本		较高制度质量国家		较低制度质量国家	
	平均数	标准差	平均数	标准差	平均数	标准差
腐败控制	-0.074	1.024	0.427	0.927	-0.990	0.315
政府效率	-0.038	0.996	0.463	0.864	-0.955	0.371
政治稳定	-0.164	0.965	0.297	0.727	-1.006	0.756
监管质量	-0.012	0.973	0.483	0.798	-0.915	0.502
法治水平	-0.092	1.004	0.431	0.852	-1.046	0.340
话语权与问责制	-0.075	0.976	0.413	0.798	-0.965	0.548
WGI 平均值	-0.076	0.915	0.419	0.742	-0.980	0.312
中国 OFDI 强度	0.009	0.026	0.006	0.025	0.013	0.027
人均 GDP	13.182	19.213	18.932	21.715	2.676	3.379
其他国家 OFDI 强度	0.501	1.222	0.622	1.491	0.280	0.291
互联网覆盖率	0.305	0.285	0.412	0.286	0.111	0.144
自然资源贡献率	0.092	0.127	0.056	0.093	0.158	0.152
观测值	1 962		1 268		694	
国家数量	164		103		61	
时间跨度	2003-2016 年					

四、估计结果分析

(一) 基准模型的固定效应估计结果分析

表 2 汇报了以 WGI 平均值为被解释变量的基准模型的固定效应估计结果。模型(1)和(4)基于全样本估计了中国 OFDI 的制度效应。可以发现,在不同变量设定下,核心解释变量中国 OFDI 强度($CDII$)的系数都显著为正,即中国 OFDI 投资强度较高的国家具有相对较高的平均制度质量。模型(2)和(5)、(3)和(6)则分别基于较高制度质量国家和较低制度质量国家样本估计了中国 OFDI 的制度效应。可以发现,对于较高制度质量国家而言,中国

OFDI 强度的系数为正,但并不显著,即中国的 OFDI 对于较高制度质量国家的影响甚为微弱,这主要是因为中国 OFDI 所携带的制度信息并不优于这些国家,从而难以发挥“示范效应”。

更为重要的是,对于较低制度质量国家而言,中国 OFDI 强度的系数显著为正。如果暂时忽略内生性,这意味着,中国的 OFDI 显著改善了 WGI 平均值低于中国的东道国的平均制度质量,这便验证了本文的理论假说。具体而言,根据模型(6),*CDII* 每增加一个标准差(0.027),较低制度质量国家的 WGI 平均值便增加约 0.032(=1.174×0.027),相当于这些国家 WGI 平均值标准差的 10.26%(=0.032/0.312)。尽管数值不大,但考虑到制度进步的长期性,这一正向效应依然不可忽视。上述 OFDI 制度正效应一方面来源于中国政府对境外投资行为的有效监管,提高了跨国公司在东道国的违法成本,即“母国监管效应”;另一方面也来源于中国 OFDI 所携带的相对先进的制度信息,这使得东道国政府有激励向其学习,进而提高当地的制度质量。

表 2 基准模型的固定效应估计结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
按制度质量分组	全样本	较高制度 质量国家	较低制度 质量国家	全样本	较高制度 质量国家	较低制度 质量国家
被解释变量	WGI 平均值					
中国 OFDI 强度	0.7392 ** [0.3023]	0.2446 [0.2800]	1.3061 *** [0.2324]	0.7784 *** [0.2971]	0.2477 [0.2991]	1.1744 *** [0.2151]
人均 GDP				0.0084 * [0.0044]	0.0071 [0.0043]	0.0311 ** [0.0154]
其他国家 OFDI 强度				-0.0071 [0.0049]	-0.0024 [0.0033]	-0.0409 [0.0264]
互联网覆盖率				0.0278 [0.0622]	0.0274 [0.0691]	0.0218 [0.0913]
自然资源贡献率				-0.2261 [0.1423]	-0.4086 *** [0.1257]	-0.0207 [0.1510]
常数项	-0.0990 *** [0.0032]	0.4121 *** [0.0021]	-0.9949 *** [0.0036]	-0.1786 *** [0.0517]	0.2957 *** [0.0684]	-1.0667 *** [0.0520]
观测值	2 240	1 425	815	1 969	1 271	698
组内 R^2	0.0159	0.0017	0.0804	0.0427	0.04	0.1134
F 值	5.9799	0.7633	31.5809	3.9974	4.2901	8.8082
p 值	0.0155	0.3841	0.0000	0.0019	0.0013	0.0000

注:(1) *、**、*** 表示 10%、5%、1% 的显著性水平;(2) [] 内为按国家聚类的稳健标准误。

控制变量系数的估计结果也具有启发意义。第一,人均 GDP 的系数为正,但在较高制度质量国家样本中并不显著。这意味着,对于制度质量较高的国家而言,单纯依赖经济发展以促进制度进步的效果是微弱的。第二,来自其他国家 OFDI 强度的系数为负,但皆不显著,这可能是因为不同国家 OFDI 产生的制度效应各有差异,加总后导致相互抵消的结果。第三,互联网覆盖率系数为正但不显著。这可能是因为互联网的发展一方面促进了信息传播和民意表达,有利于制度质量的提升,但另一方面也可能被利益集团俘获,成为既得利益者的代言工具,从而不利于制度质量的改善。第四,自然资源贡献率的系数为负,且在较高制度质量国家中显著。这可能是因为过度依赖自然资源导致一国忽视了市场化和政府部门改

革,从而不利于制度质量的提升,这基本符合“资源诅咒”的推断。^①

(二) 基准模型的 2SLS 估计结果分析

表 3 汇报了以 WGI 平均值为被解释变量的基准模型的 2SLS 估计结果。模型(7)到(9)基于全样本和不同制度质量国家的分样本展示了 2SLS 第一阶段的估计结果,可以发现,工具变量工资距离比 *WD* 对中国 OFDI 强度都存在显著的正效应,这符合工具变量相关性的要求。同时,在扰动项可能存在异方差的前提下,Kleibergen-Paap LM 值皆在 1%水平显著,检验拒绝了工具变量与内生变量不相关的原假设,即模型是可以识别的。而且模型(7)和(9)的 Kleibergen-Paap F 值皆高于 10%水平的 Stock-Yogo 临界值(16.38),因而存在弱工具变量问题的可能性较小,而模型(8)的相应 Kleibergen-Paap F 值则处于 10%到 15%水平的 Stock-Yogo 临界值之间(8.96~16.38),可能存在一定的弱工具变量问题,因而我们采用受弱工具变量干扰较小的有限信息极大似然方法(LIML)重新估计了模型(8),得到了基本一致的结果。^② 总之,本文的工具变量 *WD* 是基本有效的。

表 3 基准模型的 2SLS 估计结果

模型	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
按制度质量分组	全样本	较高制度 质量国家	较低制度 质量国家	全样本	较高制度 质量国家	较低制度 质量国家
2SLS 估计	第一阶段			第二阶段		
被解释变量	中国 OFDI 强度			WGI 平均值		
中国 OFDI 强度				-0.1882 [1.0889]	-2.6165 [1.6906]	1.7474** [0.8028]
工资距离比	0.0965*** [0.0196]	0.0572*** [0.0144]	0.1390*** [0.0379]			
人均 GDP	0.0001 [0.0003]	0.0002 [0.0003]	0.0001 [0.0013]	0.0089** [0.0045]	0.0089* [0.0048]	0.0302* [0.0156]
其他国家 OFDI 强度	0.0003 [0.0010]	0.0005 [0.0008]	0.0061 [0.0127]	-0.0064 [0.0045]	-0.0005 [0.0048]	-0.0483* [0.0265]
互联网覆盖率	-0.0472*** [0.0118]	-0.0250*** [0.0094]	-0.0504*** [0.0174]	0.0547 [0.0652]	0.0814 [0.0759]	-0.0125 [0.0867]
自然资源贡献率	-0.0001 [0.0180]	-0.0498 [0.0446]	0.0441* [0.0258]	-0.2366 [0.1454]	-0.5324*** [0.1716]	-0.035 [0.1573]
常数项	-0.0084 [0.0057]	-0.0045 [0.0076]	-0.0361** [0.0137]	-0.1765*** [0.0526]	0.2645*** [0.0770]	-1.0544*** [0.0530]
观测值	1 957	1 271	686	1 957	1 271	686
组内 R^2	0.1901	0.1373	0.2784	0.0224	0.0001	0.0993
F 值/ χ^2 值	6.6269	3.8600	4.1737	22.4433	24.4813	813.7751
p 值	0.0000	0.0029	0.0022	1.0000	1.0000	0.0000
Kleibergen-Paap LM	18.6660	13.2700	9.7450			
Kleibergen-Paap F	24.1480	15.7310	18.4770			

注:(1)*、**、***表示 10%、5%、1%的显著性水平;(2)[]内为按国家聚类的稳健标准误;(3) F 值适合第一阶段,而 χ^2 值适合第二阶段。

①从理论上,开放程度可能是影响一国制度质量的重要因素。因而我们也将这一指标(用东道国进出口总额占 GDP 的比重衡量)纳入模型,但发现其本身并不显著,且不影响 *CDII* 系数的方向和显著性。同时,考虑到进出口与 FDI 存在较强相关性,容易导致多重共线性问题,因而在基准模型中,我们没有纳入这一指标,相关结果留存备索。

②限于篇幅,LIML 估计结果留存备索。

模型(10)到(12)展示了相应样本 2SLS 第二阶段的估计结果。可以同样发现,对于制度质量较高的国家,中国的 OFDI 强度并不显著,而对于制度质量较低的国家,中国的 OFDI 强度显著为正。如果工具变量是有效的,那便意味着,对于制度质量低于中国的东道国,中国的 OFDI 发挥了正向的制度效应,这再次验证了本文的理论假说。尽管中国的确更多投资于自然资源相对丰裕的低制度质量国家(模型(9)),但这并不能阻碍中国 OFDI 在这些国家发挥制度正效应。具体而言,根据模型(12), $CDII$ 每增加一个标准差(0.027),较低制度质量国家的 WGI 平均值便增加约 0.047($=1.747 \times 0.027$),相当于这些国家 WGI 平均值标准差的 15.12% ($=0.047/0.312$)。考虑到制度发展的长期性,这一增幅显然不容忽视。同时,这一增幅也高于相应模型(6)的估计(10.26%),说明固定效应低估了中国 OFDI 的制度正效应。^①

(三)含制度质量滞后项的 2SLS 和系统 GMM 的估计结果分析

考虑到一国制度质量的持续性,遗漏这一变量可能导致估计偏误,因而我们将解释变量的 1 阶滞后项引入模型,表 4 展示了基于不同国家样本的估计结果。模型(13)到(15)依然利用工资距离比作为工具变量进行 2SLS 估计,Kleibergen-Paap LM 检验和 F 检验表明模型可以识别,且弱工具变量问题存在的可能性较小。^② 我们再次发现,中国的 OFDI 强度对较低制度质量国家存在显著的正效应,且估计系数(1.3486)介于模型(6)的固定效应估计和模型(12)的 2SLS 估计结果之间,再次验证本文的理论假说。同时,中国的 OFDI 强度对较高制度质量国家的影响则并不显著。

模型(16)到(18)利用系统 GMM 进行估计。Arellano-Bond 检验表明模型满足误差项自相关条件,Hanson J 检验亦肯定了工具变量的有效性。^③ 可以发现,中国的 OFDI 依然对制度较差国家存在显著的正效应。值得指出的是,被解释变量的一阶滞后项显著为正,且系数小于 1,这意味着制度质量变动具有惯性,存在收敛的趋势。同时,中国的 OFDI 强度还提高了较低制度质量国家 WGI 的长期均衡值。根据 Acemoglu 等(2008)给出的计算公式 $\gamma \Delta CDII / (1-\rho)$ (其中 γ 为 $CDII$ 的系数, ρ 为滞后项的系数), $CDII$ 每增加一个标准差(0.027),较低制度质量国家的 WGI 平均数的长期均衡值便相应增加 0.024(根据模型(18)) 和 0.1018(根据模型(15)),这可以认为是中国 OFDI 的长期制度效应。

①在经典测量偏误假定下,固定效应估计存在衰减偏误(attenuation bias),即低估了真实的因果效应,而互为正向因果、遗漏变量则会导致固定效应高估真实的因果效应。因此,我们认为产生 2SLS 估计高于固定效应估计的现象主要是由于核心解释变量 $CDII$ 的测量偏误导致的。

②在扰动项可能存在异方差的前提下,Kleibergen-Paap LM 值皆在 1%水平显著,检验拒绝了工具变量与内生变量不相关的原假设,即模型是可以识别的。而且模型(13)和(15)的 Kleibergen-Paap F 值皆高于 10%水平的 Stock-Yogo 临界值(16.38),因而存在弱工具变量问题的可能性较小,而模型(14)的 Kleibergen-Paap F 值则处于 10%到 15%水平的 Stock-Yogo 临界值之间(8.96-16.38),可能存在一定的弱工具变量问题,因而我们采用受弱工具变量干扰较小的有限信息极大似然方法(LIML)重新估计了模型(14),得到了基本一致的结果。

③在具体估计中,我们将作为工具变量的滞后内生变量的阶数限制在 2 阶,以避免工具变量过多所产生的弱工具变量问题。同时,考虑到系统 GMM 相比差分 GMM 有更多的前提假设,因而我们也进行了差分 GMM 估计,但所得结果与系统 GMM 基本一致。限于篇幅,相关结果留存备索。

表 4 含制度质量滞后项的估计结果

模型	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
按制度质量分组	全样本	较高制度 质量国家	较低制度 质量国家	全样本	较高制度 质量国家	较低制度 质量国家
被解释变量	2SLS 第二阶段(WGI 平均值)			系统 GMM(WGI 平均值)		
WGI 平均值($t-1$)	0.7661 *** [0.0241]	0.7124 *** [0.0301]	0.6423 *** [0.0591]	0.9611 *** [0.0313]	0.8528 *** [0.0382]	0.8358 *** [0.0480]
中国 OFDI 强度	0.6556 * [0.3631]	-0.1075 [0.4969]	1.3486 *** [0.4809]	0.0153 [0.1094]	-0.2177 [0.1619]	0.3183 ** [0.1276]
人均 GDP	0.0021 [0.0020]	0.0021 [0.0021]	0.0197 ** [0.0086]	0.0010 ** [0.0005]	0.0030 *** [0.0009]	0.0064 [0.0051]
其他国家 OFDI 强度	-0.0033 * [0.0018]	-0.0011 [0.0009]	-0.0222 [0.0181]	0.0063 [0.0040]	0.0111 *** [0.0038]	-0.0626 [0.0384]
互联网覆盖率	0.0111 [0.0229]	0.0243 [0.0294]	-0.0376 [0.0429]	-0.0238 [0.0381]	-0.0091 [0.0338]	0.0391 [0.0654]
自然资源贡献率	-0.0294 [0.0533]	-0.0901 [0.0859]	-0.0033 [0.0787]	-0.0701 [0.0549]	-0.1081 [0.0761]	-0.1204 [0.0863]
常数项	-0.0491 ** [0.0226]	0.0777 ** [0.0343]	-0.4089 *** [0.0607]	-0.0056 [0.0136]	0.0083 [0.0177]	-0.1506 *** [0.0487]
观测值	1 956	1 270	686	1 968	1 270	698
组内 R^2	0.6313	0.5893	0.5030			
χ^2 值	1233.09	777.05	3384.28	5621.44	1286.08	408.99
p 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Kleibergen-Paap LM	18.1540	13.3640	10.5570			
Kleibergen-Paap F	23.5310	16.2610	17.7490			
AR(1) p 值				0.0000	0.0000	0.0000
AR(2) p 值				0.8580	0.5440	0.7750
Hansen J p 值				0.1990	0.2780	0.5880

注:(1) *、**、*** 表示 1%、5%、10% 的显著性水平;(2) 对于 2SLS 估计,[] 内为按国家聚类的稳健标准误;(3) 对于系统 GMM 估计,[] 内为 Windmeijer 误差修正稳健标准误。

(四) 六大维度模型的估计结果分析

表 5 和表 6 进一步探索了中国 OFDI 对东道国六大制度质量维度的影响。模型(19)到(30)汇报了固定效应估计的相关结果,可以发现,对于较高制度质量国家,中国的 OFDI 强度与六大制度质量维度都无显著相关性,而对于较低制度质量国家,中国 OFDI 强度则与“腐败控制”“监管质量”“法治水平”存在显著的正相关。

模型(31)到(42)汇报的 2SLS 估计结果再次证实了上述结论,且相比固定效应估计,模型(37)、(40)和(41)核心解释变量 $CDII$ 的系数有所扩大。如果说我们采用的工具变量是有效的,那就意味着,固定效应估计低估了中国 OFDI 在上述三个维度上对制度质量的影响。具体而言,对于较低制度质量的国家, $CDII$ 每增加一个标准差(0.027),“腐败控制”将提高约 0.0227(=0.8415×0.027),“监管质量”将提高约 0.0676(=2.5025×0.027),“法治水平”则将提高约 0.0775(=2.8686×0.027)。上述增幅相当于 2015 年印度与中国之间“腐败控制”“监管质量”和“法治水平”距离的 20.1%、24.1%和 63.1%。总之,上述发现进一步丰富了我们对中国 OFDI 制度效应的理解。

表 5 六大维度模型的固定效应估计结果

模型	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
按制度质量分组	较高制度质量国家					
被解释变量	腐败控制	政府效率	政治稳定	监管质量	法治水平	话语权与问责制
中国 OFDI 强度	1.2878 [1.7400]	0.0321 [0.5869]	0.9375 [0.6279]	0.3583 [0.7062]	0.0224 [0.3242]	0.4496 [0.4957]
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1 085	732	1 301	1 026	1 134	1 880
组内 R^2	0.0398	0.0436	0.0306	0.0745	0.0524	0.0078
F 值	4.4371	7.7303	2.1946	3.2074	3.4156	1.3948
p 值	0.0011	0.0000	0.0589	0.0100	0.0066	0.2293
模型	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)
按制度质量分组	较低制度质量国家					
被解释变量	腐败控制	政府效率	政治稳定	监管质量	法治水平	话语权与问责制
中国 OFDI 强度	0.6735 ** [0.3264]	0.4277 [0.4856]	1.2879 [1.1782]	1.2594 *** [0.3516]	1.2179 *** [0.2391]	-0.3090 ** [0.1172]
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	871	1 237	670	943	837	91
组内 R^2	0.042	0.092	0.0232	0.0393	0.1189	0.3173
F 值	2.2143	6.2424	1.0599	3.6883	9.8113	24.9177
p 值	0.0592	0.0000	0.3891	0.0043	0.0000	0.0000

注：同表 2。

表 6 六大维度模型的 2SLS 估计结果

模型	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)	(36)
按制度质量分组	较高制度质量国家					
被解释变量	腐败控制	政府效率	政治稳定	监管质量	法治水平	话语权与问责制
中国 OFDI 强度	-1.1519 [4.3861]	-8.6853 [6.3805]	0.1305 [1.8912]	-4.4757 [4.5491]	-2.7783 [2.3443]	1.0765 [1.5148]
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1 098	732	1 301	1 026	1 134	1 871
组内 R^2	0.0146	0.0000	0.0243	0.0000	0.0000	0.0046
χ^2 值	68.4008	54.7686	16.0789	9.9221	22.2505	7.1539
p 值	0.9994	0.9685	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
模型	(37)	(38)	(39)	(40)	(41)	(42)
按制度质量分组	较低制度质量国家					
被解释变量	腐败控制	政府效率	政治稳定	监管质量	法治水平	话语权与问责制
中国 OFDI 强度	0.8415 ** [0.4459]	-2.0104 [1.4154]	1.7171 [4.1253]	2.5025 ** [1.3065]	2.8686 *** [1.0265]	-0.985 [0.7254]
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	859	1 225	658	931	825	88
组内 R^2	0.0396	0.0046	0.0234	0.0101	0.0422	0.2552
χ^2 值	46304.3132	593.9163	109.2022	348.6309	648.6633	20506.7947
p 值	0.0000	0.0000	0.0285	0.0000	0.0000	0.0000

注：同表 2。

五、结论与政策建议

对外直接投资是中国主动融入经济全球化的重要方式,也是制度扩散的一种重要机制。本文基于 2003–2016 年 164 个国家的面板数据,探索了中国 OFDI 对东道国制度质量(及各维度)的影响。我们发现,对于制度质量低于中国的东道国,中国的 OFDI 显著提高了这些国家的制度质量,即中国 OFDI 强度每增加一个标准差,这类国家的制度质量平均值便增加约 0.032。在利用工具变量法缓解内生性之后,中国 OFDI 的制度效应还有所放大,从 0.032 上升至 0.047。进一步的研究发现,中国的 OFDI 主要改善了这些国家“腐败控制”“监管质量”和“法治水平”这三个维度。同时,对于制度质量高于中国的东道国,中国的 OFDI 则没有显著的制度效应。

本文的研究具有重要的政策含义。首先,应不断完善针对企业境外经营活动的法律法规,实现境外投资全程监管,引导和规范境外投资方向,坚决打击境外商业贿赂行为,牢固树立中国企业良好的国际形象,通过“母国监管效应”推动境外投资有序健康开展。第二,应秉承开放包容的发展理念,积极推进中国跨国公司与东道国政府及企业的交流合作、互学互鉴,为东道国政府改善企业经营、行业监管等制度环境提供善意指导和有益帮助,实现积极的“示范效应”。第三,要持续提升国家治理能力和各领域的制度质量,努力将中国 OFDI 的制度正效应惠及更多的国家,为实现与东道国共同发展、构建人类命运共同体作出贡献。

尽管本文采用了较大规模的跨国面板数据进行了实证分析,但依然存在一些缺陷和有待改进之处。首先,由于数据的局限,我们尚不能清晰识别中国 OFDI 制度效应的内在机制。其次,我们对中国 OFDI 通过影响其他变量进而影响东道国制度质量的间接效应的探索也十分有限。最后,本文缓解模型内生性问题的方法也存在挑战。总之,这些都是我们未来研究的方向。

参考文献:

1. 潘春阳、卢德,2017:《中国的对外直接投资是否改善了东道国的制度质量?——基于“一带一路”沿线国家的实证研究》,《上海对外经贸大学学报》第 4 期。
2. 王永钦、杜巨澜、王凯,2014:《中国对外投资区位选择的决定因素:制度、税负和资源禀赋》,《经济研究》第 12 期。
3. 韦军亮、陈漓高,2009:《政治风险对中国对外直接投资的影响——基于动态面板模型的实证研究》,《经济评论》第 4 期。
4. 赵青、张华容,2016:《政治风险对中国企业对外直接投资的影响研究》,《山西财经大学学报》第 7 期。
5. Acemoglu, D., S. Johnson, and J. A. Robinson. 2001. “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation.” *American Economic Review* 91(5): 1369–1401.
6. Acemoglu, D., S. Johnson, J. A. Robinson, and P. Yared. 2008. “Income and Democracy.” *American Economic Review* 98(3): 808–842.
7. Ades, A., and R. Di-Tella. 1999. “Rents, Competition, and Corruption.” *American Economic Review* 89(4): 982–993.
8. Alfaro, L., S. Kalemli-Ozcan, and V. Volosovych. 2008. “Why Doesn’t Capital Flow from Rich to Poor Countries? An Empirical Investigation.” *Review of Economics and Statistics* 90(2): 347–368.
9. Ali, F., N. Fiess, and R. Macdonald. 2011. “Climbing to the Top? Foreign Direct Investment and Property

- Rights.” *Economic Inquiry* 49(1): 289–302.
10. Asongu, S., and J. Ssozi. 2016. “Sino – African Relations: Some Solutions and Strategies to the Policy Syndromes.” *Journal of African Business* 17(1): 33–51.
11. Brückner, M., and M. Gradstein. 2015. “Income Growth, Ethnic Polarization, and Political Risk: Evidence from International Oil Price Shocks.” *Journal of Comparative Economics* 43(3): 575–594.
12. Brunetti, A., and B. Weder. 2003. “A Free Press Is Bad News for Corruption.” *Journal of Public Economics* 87(7): 1801–1824.
13. Busse, M., C. Erdogan, and H. Mühlen. 2016. “China’s Impact on Africa: The Role of Trade, FDI and Aid.” *KYKLOS* 69(2): 228–262.
14. Dang, A. D. 2013. “How Foreign Direct Investment Promotes Institutional Quality: Evidence from Vietnam.” *Journal of Comparative Economics* 41(4): 1054–1072.
15. Demir, F. 2016. “Effects of FDI Flows on Institutional Development: Does It Matter Where the Investors Are From?” *World Development* 78: 341–359.
16. Dixit, A. 2009. “Governance Institutions and Economic Activity.” *American Economic Review* 99(1): 5–24.
17. Fredriksson, P. G., J. A. List, and D. L. Millimet. 2003. “Bureaucratic Corruption, Environmental Policy and Inbound US FDI: Theory and Evidence.” *Journal of Public Economics* 87(7): 1407–1430.
18. Gui-Diby, S. L., and M–F. Renard. 2015. “Foreign Direct Investment Inflows and the Industrialization of African Countries.” *World Development* 74: 43–57.
19. Hines J. R. 2010. “Treasure Islands.” *Journal of Economic Perspectives* 24(4): 103–126.
20. Javorcik, S. B. 2004. “Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages.” *American Economic Review* 94(3): 605–627.
21. Kaufmann, D., A. Kraay, and M. Mastruzzi. 2010. “The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues.” World Bank Policy Research Working Paper No. 5430.
22. Kwok, C., and S. Tadesse. 2006. “The MNC as an Agent of Change for Host–Country Institutions: FDI and Corruption.” *Journal of International Business Studies* 37(6): 767–785.
23. Liu, Z. 2008. “Foreign Direct Investment and Technology Spillovers: Theory and Evidence.” *Journal of Development Economics* 85(1): 176–193.
24. Long, C., J. Yang, and J. Zhang. 2015. “Institutional Impact of Foreign Direct Investment in China.” *World Development* 66: 31–48.
25. Malesky, J. E. 2009. “Foreign Direct Investors as Agents of Economic Transition: An Instrumental Variables Analysis.” *Quarterly Journal of Political Science* 4(1): 59–85.
26. Pinto, P. M., and B. Zhu. 2016. “Fortune or Evil? The Effect of Inward Foreign Direct Investment on Corruption.” *International Studies Quarterly* 60(4): 693–705.
27. Prakash, A., and M. Potoski. 2007. “Investing Up: FDI and the Cross – Country Diffusion of ISO14001 Management Systems.” *International Studies Quarterly* 51(3): 723–744.
28. Yao, S., F. Zhang, P. Wang, and D. Luo. 2017. “Location Determinants of China’s Outward Foreign Direct Investment.” *China & World Economy* 25(6): 1–27.
29. Zeng, K., and J. Eastin. 2012. “Do Developing Countries Invest Up? The Environmental Effects of Foreign Direct Investment from Less–Developed Countries.” *World Development* 40(11): 2221–2233.
30. Zhu, B. 2017. “MNCs, Rents and Corruption: Evidence from China.” *American Journal of Political Science*, 61(1): 84–99.

Is There an Institutional Effect of China's OFDI?

Pan Chunyang¹ and Liao Jia²

(1: East China University of Science and Technology;

2: Shanghai University of International Business and Economics)

Abstract: Outward foreign direct investment serves as a crucial way for China to actively integrate into economic globalization, and it is also an important mechanism of institution diffusion. Based on the panel data of 164 countries from the year of 2003 to 2016, this paper investigates the impact of China's OFDI on institutional quality (and its 6 dimensions) of host countries. It finds that China's OFDI significantly improves institutional quality of the host countries with poorer institutional quality relative to China, and it especially enhances the level of "control of corruption", "regulatory quality" and "rule of law" of these countries. Moreover, these institutional effects of China's OFDI are amplified after using instrument variable estimation to alleviate the endogeneity issues. Meanwhile, China's OFDI exerts no significant effect on host countries with better institutional quality relative to China. Therefore, this study not only enriches our knowledge on the effects of China's OFDI in host countries, but also sheds light on the design of OFDI related policies, thus building up a new outward investment pattern with win-win cooperation and promoting the implementation of the "Belt and Road Initiative".

Keywords: Outward Direct Investment, Institutional Quality, Instrument Variable Method

JEL Classification: F23, P48

(责任编辑:彭爽)

(上接第 52 页)

29. Vernon, R. 1966. "International Investment and International Trade in the Product Cycle." *Quarterly Journal of Economics* 8(4):307-324.

Does China's OFDI Affect IFDI "Quality" or "Quantity"?

Evidence Based on Perspectives of Industrial Upgrading Spillover Mechanisms

Nie Fei

(College of Economics & Management, Huazhong Agriculture University)

Abstract: This paper analyzed the industrial upgrading spillover mechanisms that OFDI affect IFDI based on the industrial relation of China's provincial level. We built a spatial durbin model (SDM) and examined with the panel database including 30 provinces from 2003 to 2015. The research results are as follows. First, there is a positive spatial correlation in IFDI quantity, IFDI quality, OFDI scale, level of industrial structure at the provincial level in China to the certain degree. Second, China's OFDI can improve domestic industrial update and further bring the increase of IFDI scale and the optimization of IFDI structure, which will have a positive spillover effect on IFDI quality by the linking function of industrial relation. Third, provinces in China's eastern region can realize the synergetic increase on IFDI quantity and its quality through the frequent transfer of industrial capital and technology. Finally, we put forward corresponding policy suggestions on how to improve IFDI quality by the process of industrial upgrading induced by China's OFDI.

Keywords: OFDI, IFDI, Industrial Upgrading, Spillover Mechanisms, Spatial Durbin Model

JEL Classification: F21, L60, C32

(责任编辑:陈永清)