

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2017.04.006

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^{*}

潘春阳 卢 德

(华东理工大学, 上海 200237)

摘 要: “一带一路”倡议是中国在新的历史条件下开放发展的重大举措。本文致力于探索中国对外直接投资对“一带一路”沿线国家制度质量的影响。利用2003年到2014年的跨国面板数据和差分GMM方法, 本文发现: 第一, 中国的对外直接投资强度对东道国的“腐败控制”、“政府效能”、“政治稳定”、“规制质量”和“法治水平”存在显著的正效应, 不但能在短期内改善东道国的制度质量, 还能在长期中提高制度质量的均衡水平。第二, 中国的对外直接投资对于资源较丰裕国家的制度正效应更为强劲, 特别是在“政府效能”、“规制质量”和“法治水平”三个领域, 从而有助于资源型国家摆脱“资源诅咒”。本文的研究对于理解中国对外直接投资的制度效应, 评估“一带一路”建设的绩效和发展前景具有十分重要的现实意义。

关键词: 对外直接投资; “一带一路”; 制度效应; 差分矩估计

中图分类号: F272

文献标识码: A

文章编号: 2095—8072(2017)04—0056—17

一、引言

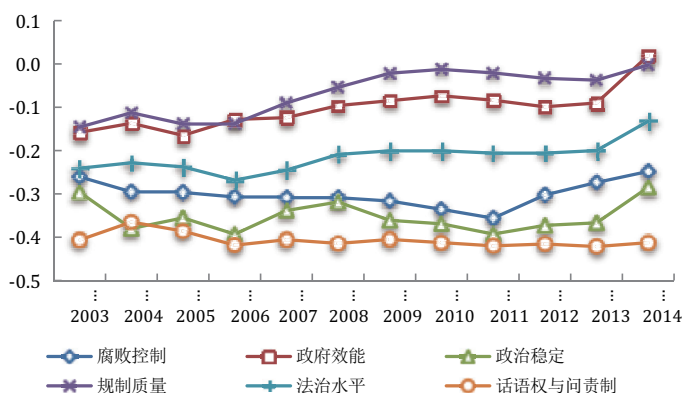
随着中国企业国际竞争力的增强和外汇储备的持续积累, 中国逐渐从一个以吸收外资为主的国家转变为吸收外资和对外投资并重的国家。2014年和2015年, 中国对外直接投资(Outward Direct Investment, 简称ODI)流量分别达到约1230亿美元和1280亿美元, 均位居世界第三位(UNCTAD, 2016)。更值得注意的是, 从2013年国家提出“一带一路”倡议以来, 中国对“一带一路”沿线国家的直接投资迅速上升,^①从2014年的136.6亿美元上升至2015年的148亿美元, 增长超过8%(国家统计局, 2016)。可见, “一带一路”沿线国家日益成为中国对外直接投资的重要战略载体, 为有效化解国内过剩产能、调整产业结构提供了广阔空间, 同时, 中国的对外直

^{*} 基金项目: 本文受到国家社会科学基金青年项目“机会不平等与居民幸福感的测度分析与政策思路研究”(编号: 12CJL021)的资助。

^① 根据《中国对外直接投资统计公报》的统计口径, “一带一路”沿线国家包括亚洲、非洲和欧洲的64个国家, 包括: 阿富汗、阿尔巴尼亚、阿拉伯联合酋长国、亚美尼亚、阿塞拜疆、孟加拉国、保加利亚、巴林、波斯尼亚和黑塞哥维纳、白俄罗斯、文莱、塞浦路斯、捷克、埃及、爱沙尼亚、格鲁吉亚、希腊、克罗地亚、匈牙利、印度尼西亚、印度、伊朗、伊拉克、以色列、约旦、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、柬埔寨、科威特、老挝、黎巴嫩、斯里兰卡、立陶宛、拉脱维亚、摩尔多瓦、马其顿共和国、缅甸、黑山、蒙古、马来西亚、尼泊尔、阿曼、巴基斯坦、菲律宾、波兰、巴勒斯坦、卡塔尔、罗马尼亚、俄罗斯联邦、沙特阿拉伯、新加坡、塞尔维亚、斯洛伐克、斯洛文尼亚、叙利亚、泰国、塔吉克斯坦、土库曼斯坦、东帝汶、土耳其、乌克兰、乌兹别克斯坦、越南、也门共和国。

接投资也为“一带一路”沿线国家融入全球产业链、促进区域经济发展奠定了基础,较好契合了东道国渴望发展的需求。

与之同时,“一带一路”沿线国家的制度质量也有所改善。根据世界银行 Kaufmann和Kraay等专家所开发的“世界治理指标”(World Governance Indicators,简称WGI)(Kaufmann等,2010),从2003年到2014年,这些国家的“政府效能”、“规制质量”和“法治水平”持续上升,“腐败控制”和“政治稳定”尽管在2011年前有所下降,但之后也迅速改善,“话语权和问责制”则基本维持稳定(见图1)。众所周知,制度质量对于促进一国生产率的提高和经济长期增长至关重要(Hall和Jones,1999;Acemoglu等,2001),因而一个值得回答的问题是,中国的对外直接投资是否改善了东道国的制度质量?这一问题对于我们理解中国对外直接投资的制度效应,评估“一带一路”建设的绩效和发展前景具有十分重要的现实意义。



数据来源:根据“世界治理指标”计算整理

图1 “一带一路”沿线国家的制度质量 (2003~2014)

从理论上,外商直接投资(Foreign Direct Investment,简称FDI)与东道国制度之间的关系较为复杂。长期以来,学者似乎更多地关注东道国制度质量对于吸引FDI的作用(如Wei,2000;Busse和Hefeker,2007;Jensen,2008)。但是,随着FDI的持续增加以及跨国公司力量的日益强大,人们逐渐认识到不能简单将FDI的流入等同于资本存量的增加,因为跨国公司在东道国并不是被动的观察者,而是东道国政治经济活动的积极参与者,其行为不但能够影响东道国的经济运行,而且还能够对政策与制度产生影响。

近年来,一些来自西方发达国家的跨国公司在发展中国家投资与经营的过程中,通过贿赂当地政府以攫取不法利益的事件屡见报端。2010年,全球知名汽车制造商德国戴姆勒公司被指向包括中国在内的22个国家的政府官员行贿,从而获得价值数亿美元的合同。^①2012年,全球最大制药企业美国辉瑞公司被指在保加利亚、克罗地亚、俄罗斯等国经营过程中向当地官员行贿,扰乱了当地的医药市场。^②2013年,全球知名制药企业英国葛兰素史克(中国)投资有限公司利用贿赂手段谋求不正当竞争地

① 资料来源: <http://finance.people.com.cn/GB/11217947.html>。

② 资料来源: <http://money.163.com/12/0809/05/88ELK9FV00253B0H.html>。

位，部分高管被公安机关立案侦查。^①

这些事件在一定程度上增加了国际社会对高速增长的中国对外直接投资的疑虑，中国的跨国公司是否也会像某些西方跨国公司那样通过贿赂等手段绕开当地政府监管，从而损害东道国长期增长的制度基础？同时，出于对资源类产品的需求，中国的跨国公司往往热衷于投资于自然资源相对丰裕的国家（Poncet, 2010；Rosen 和 Hanemann, 2009；Wang 和 Yu, 2014；Asongu 和 Ssozi, 2016；王永钦等，2014），这是否有可能使得这些国家一味依赖中国的资源需求，从而忽视制度建设，并在长期中陷入“资源诅咒”？尽管现有文献已经对这些问题有所讨论，但基本停留在案例分析和定性判断的阶段，尚缺少严谨的经验证据。

本文试图采用2003年到2014年64个“一带一路”沿线国家的跨国面板数据，致力于探索中国的对外直接投资对东道国制度质量的影响。由于“一带一路”沿线国家存在较强的语言、宗教等文化异质性，因而本文首先采用了经典的固定效应面板数据模型进行分析，同时考虑到制度的持续性，以及对外直接投资的内生性，本文进一步采用了动态面板数据模型和差分矩估计（Difference GMM），以尽力避免内生性问题所带来的估计偏误。

本文接下来部分安排如下：第二部分根据现有文献综述了外来直接投资影响制度质量的理论机制和经验证据；第三部分统计并描述了中国对“一带一路”沿线国家直接投资变动趋势和国家分布；第四部分介绍了计量模型设定及估计方法、变量构造及数据来源；第五部分分析估计结果；最后总结全文。

二、外来直接投资与制度质量：基于文献的分析

FDI和跨国公司对东道国的影响是多方面的。一些学者探索了FDI对东道国生产率（Javorcik, 2004）、工业化（Markusen和Venables, 1997；Gui-Diby和Renard, 2015）、经济增长（Busse等, 2016）以及环境质量（Smarzynska和Wei, 2001；Wagnerhe和Timmins, 2009）的影响，而另一些学者则开始关注FDI对东道国制度的影响，并发现了一系列富有启发性的理论机制。

一方面，FDI和跨国公司的进入能够加剧市场竞争，并降低本地企业的利润，如果将腐败视为当地政府对企业利润课征的“税收”，那么利润的降低便压缩了腐败的空间，这一“竞争效应”间接降低了东道国的腐败程度（Ades和Di-Tella, 1999）。另一方面，跨国公司往往能够带来商业管理、行业规制等方面的先进信息，从而有助于当地政府改善制度环境（Kwok和Tadesse, 2006；Prakash和Potosky, 2007），这一“示范效应”也会给东道国制度带来正面影响。同时，跨国企业还会游说当地政府进行制度改革（Malesky, 2009），甚至以退出该国市场作为“威胁”（Olarreaga, 1999），以获得更好的经营环境。

^① 资料来源：<http://finance.qq.com/zt2013/GSK/>。

须指出的是,上述机制成立的前提在于跨国公司受母国政府的有效约束。如美国在1977年便出台《反海外腐败法》(Foreign Corruption Practice Act),禁止美国企业向外国政府行贿;英国也在2011年出台《反贿赂法》(Bribery Act)以打击英国企业在境内外的腐败行为。这一来自母国的“规制压力效应”或“法律约束效应”在一定程度上确保了跨国公司在合法的范围内开展竞争、游说等行动,并为东道国带来积极的制度效应(Kwok和Tadesse, 2006; Demir, 2015)。

但对于一些缺乏母国有效约束,又在治理能力较弱的国家进行投资的跨国公司而言,它们激励贿赂当地政府官员以攫取商业利益,便恶化了东道国的制度环境。Zhu (2014)认为由于规模、技术和效率优势,跨国公司更有能力在发展中国家开拓新的市场机会,并将本土企业逐出市场,从而扭曲了市场结构,拥有了垄断势力的跨国公司则有更多的资金向当地政府行贿以维护其市场地位。这便不难理解为何西方学者经常担忧来自发展中国家的跨国公司在发展中国家投资时所带来的制度效应。

上述不同甚至相互对立的理论机制促使学者对上述问题展开经验研究。一些学者基于不同的跨国样本探索FDI对东道国各项制度的影响。Kwok和Tadesse (2006)对140个国家的研究表明,FDI对东道国具有正向的制度溢出效应,其降低了东道国的腐败程度。Malesky (2009)则对27个转型国家进行研究,他发现FDI提高了东道国政府进行经济改革的概率。Ali等(2011)针对70个发展中国家的研究也表明,FDI显著改善了东道国产权保护的状况。

一些研究强调FDI的制度效应与其母国的状况相关。Prakash和Potoski (2007)对74个发展中国家的研究发现,只有当FDI母国对环境管理标准(即ISO 14001)采用率较高的情况下,FDI才能够提高东道国对该标准的采用率。但Zeng和Eastin (2012)发现了相反的证据,他们基于48个国家的研究表明,来自欠发达国家的FDI也有助于提高东道国对环境管理标准的采用率。Demir (2015)研究了134个国家的双边直接投资,他发现无论是发达国家对发展中国家的投资(即“北—南”投资)还是发展中国家对发展中国家的投资(即“南—南”投资),都没有对东道国的制度质量产生显著影响,即FDI母国的状况并没有影响FDI的制度效应。但他同时发现,来自发展中国家的投资总量对发展中国家的制度质量存在负面影响,而且“南—南”投资往往不利于改善自然资源丰裕的东道国的制度质量,而“北—南”投资则存在相反的效果。

考虑到国家间较强的异质性,一些学者针对某一个国家展开研究。Dang (2013)针对越南的研究表明,FDI的流入改善了越南各省的制度质量。Long等(2014)针对中国的研究发现,FDI的流入有利于降低各省的税费负担。Zhu (2016)则发现,FDI的流入提高了中国各省的腐败立案数。总之,经验研究也没有得出一致的结论。

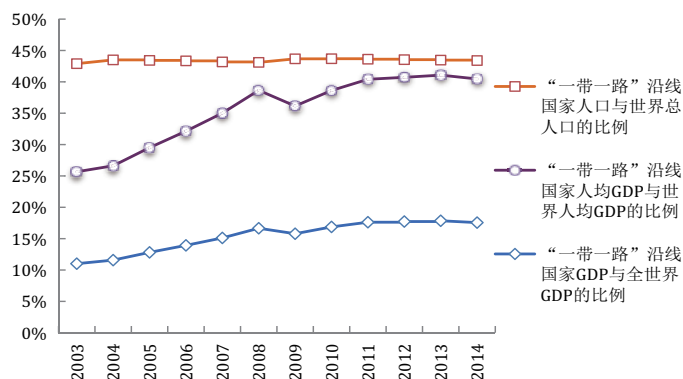
尽管现有文献已经对FDI的制度效应进行了大量研究,但依然存在一些不足之处,这也是本文区别于现有文献的地方。第一,现有文献相对忽视了中国对其他发展

中国家直接投资的制度效应,中国作为世界上最大的发展中国家和新兴经济体,不但拥有高额外汇储备和较强的对外投资能力,而且还具有不同于西方发达国家的制度和特征,其对外直接投资的制度效应可能存在特殊性;第二,现有文献对“一带一路”沿线国家制度发展的关注相对较少,这些国家经济发展滞后,体制政策效率较低,如何突破经济增长的制度瓶颈,是一个值得探索的问题。第三,现有文献往往局限于对某一项制度的研究,如官员腐败、产权保护等,本文则采用WGI的六大指标,试图更为全面地捕捉对外直接投资的制度效应。

三、中国对“一带一路”沿线国家直接投资的统计分析

2013年9月和10月,中国国家主席习近平在出访中亚和东南亚国家期间,先后提出共建“丝绸之路经济带”

和“21世纪海上丝绸之路”(即“一带一路”)的重大倡议,得到国际社会高度关注。根据《中国对外直接投资统计公报》的统计口径,“一带一路”沿线国家包括亚洲、非洲和欧洲的64个国家,拥有全世界约43%的人口(见图2),这些国家连接了欧亚非几大文明的经贸和人文交流之路,形成了一个海上、陆地的地理闭环。



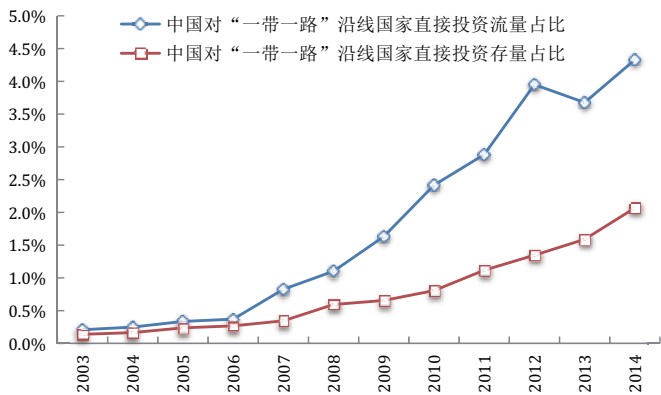
数据来源: 同图 1

图2 “一带一路”国家的人口与经济体量(2003~2014)

总体来看,“一带一路”沿线国家经济发展较为滞后,且发展水平很不均衡。根据世界银行“世界发展指标”(World Development Indicators,简称WDI),2014年,这些国家的人均GDP约为4323美元(当年价格),相当于世界人均GDP的40.5%,其中卡塔尔、新加坡、阿联酋人均GDP位居前三位,分别高达9.7、5.6和4.4万美元,而孟加拉国、尼泊尔和阿富汗则居后三位,人均GDP分别仅有1087、702和634美元,经济发展不均衡可见一斑。

但必须看到的是,近十年来,“一带一路”沿线国家的经济发展已经取得了长足进步,在世界上的经济地位逐步提升。从表2可以看到,从2003年到2014年,“一带一路”沿线国家的人均GDP与世界人均GDP的差距逐步缩小,前者与后者的比例从25.7%上升至40.5%;这些国家的GDP占全世界GDP的比例也从11.0%上升至17.6%,经济体量增长显著。

与此同时,中国对“一带一路”沿线国家的直接投资迅速增长。从图3可以发现,从2003年到2014年,中国对该区域的直接投资流量占该区域吸收直接投资总流



数据来源：根据联合国贸发会议（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 3 中国对“一带一路”沿线国家直接投资趋势（2003~2014）

量迅速上升，从0.21%上升至4.33%；中国对该区域的直接投资存量占该区域吸收直接投资总存量也持续增长，从0.14%增长至2.07%。可见，中国日益成为该区域重要的投资来源国之一。

中国对该区域直接投资的国家分布并不均匀。表1给出了2014年吸收中国直接投资存量

最多的15个国家，可以发现，这组国家的经济发展水平（人均GDP）略高于世界平均水平（2014年世界人均GDP约为1.0739万美元），其中有5个国家的人均GDP超过1万美元。但这一分析没有考虑东道国的经济体量，因而我们用中国直接投资存量与东道国GDP的比例来衡量直接投资的强度。表2给出了2014年这一比例最高的15个国家，可以发现，这组国家的经济发展水平则显著低于世界平均水平，其中老挝、柬埔寨、新加坡、缅甸、哈萨克斯坦、越南、巴基斯坦同时出现在表1和表2之中，这意味着无论是从直接投资存量的绝对值还是相对强度来看，这7个国家都是中国对外直接投资的主要目的地。表3进一步根据各国人均GDP的分位数对上述两个指标进行分组

表 1 中国对外直接投资存量最高 15 国

排名	国家	来自中国的ODI存量（万美元）	人均GDP（万美元）
1	新加坡	2063995	5.6284
2	俄罗斯联邦	869463	1.2937
3	哈萨克斯坦	754107	1.2602
4	印度尼西亚	679350	0.3492
5	老挝	449099	0.1793
6	缅甸	392557	0.1204
7	蒙古	376246	0.4129
8	巴基斯坦	373682	0.1317
9	伊朗	348415	0.5443
10	印度	340721	0.1582
11	柬埔寨	322228	0.1095
12	泰国	307947	0.5977
13	越南	286565	0.2052
14	阿联酋	233345	4.3963
15	沙特阿拉伯	198743	2.4406
平均数		533098	1.1885

数据来源：同图 3

表 2 中国对外直接投资存量与东道国 GDP 比例最高 15 国

排名	国家	来自中国的ODI存量与GDP的比例	人均GDP（万美元）
1	老挝	0.3743	0.1793
2	蒙古	0.3131	0.4129
3	柬埔寨	0.1921	0.1095
4	吉尔吉斯斯坦	0.1329	0.1269
5	塔吉克斯坦	0.0789	0.1114
6	新加坡	0.0670	5.6284
7	缅甸	0.0610	0.1204
8	哈萨克斯坦	0.0346	1.2602
9	格鲁吉亚	0.0330	0.4435
10	阿富汗	0.0259	0.0634
11	越南	0.0154	0.2052
12	巴基斯坦	0.0153	0.1317
13	东帝汶	0.0111	0.1169
14	土库曼斯坦	0.0093	0.9032
15	伊朗	0.0082	0.5443
平均数		0.0915	0.6905

数据来源：同图 3

统计,可以发现,从投资存量绝对值看,中国对四组国家的投资大致平均,相对更多投资于人均GDP最高和最低的两组国家;但从相对投资强度看,中国对人均GDP最低一组国家的投资强度相对较高。

表 3 中国对外直接投资存量的国家分布

人均GDP分位数	[0%, 25%)	[25%, 50%)	[50%, 75%)	[75%, 100%]
来自中国的ODI存量: 样本均值 (万美元)	158836	127637	130874	159923
来自中国的ODI存量与GDP比例: 样本均值	0.0579	0.0254	0.0043	0.0063
国家数量	16	15	16	17

数据来源: 同图 3

上述描述性统计分析有助于我们更清晰地了解中国对“一带一路”沿线国家投资的变动趋势和国家分布,为后文进一步的实证研究奠定基础。

四、模型、变量与数据

(一) 模型设定与估计方法

为了探索中国对外直接投资的制度效应,本文首先建立以下计量经济模型:

$$INSQ_{it} = \beta ODII_{it} + M'_{it}\gamma + \alpha_i + u_{it}$$

其中,下标*i*表示国家,*t*表示年份,INSQ表示制度质量(Institutional Quality),ODII表示中国ODI强度(ODI Intensity),*M*则表示一系列控制变量(具体构造见下节)。 α 表示不随时间变化的个体异质性,*u*表示误差项, β 和 γ 为待估参数。在不存在遗漏变量的前提下,固定效应估计量可以给出的 β 一致估计量。

上述模型设定存在潜在的内生性问题。第一,遗漏变量。由于一个国家的制度存在持续性(Acemoglu等,2001),当期的制度很可能受到前一期制度的影响,因而需要把制度质量的滞后项这一遗漏变量纳入模型,但此时固定效应估计量是不一致的(Greene,2012);第二,互为因果。外来直接投资与制度之间往往是相互影响的,一些研究发现,东道国制度质量的确影响了中国对该国的直接投资(韦军亮和陈漓高,2009;商务部,2012;张中元,2013;王永钦等,2014),这也会导致固定效应估计的偏误。基于这些考虑,我们将模型拓展为动态面板数据模型:

$$INSQ_{it} = \rho INSQ_{it-1} + \beta ODII_{it} + M'_{it}\gamma + \alpha_i + u_{it}$$

针对上述动态模型,本文采用Arellano和Bond(1991)提出的“差分矩估计”(即“差分GMM”)方法对参数进行估计。该方法将原水平方程差分后,利用内生解释变量的滞后项作为其差分项的工具变量并进行估计,得到的估计量也称为

“Arellano-Bond估计量”。相比Arellano和Bover (1995)和Blundell和Bover (1998)之后提出的“系统矩估计”(即系统GMM)，“差分GMM”只需要假设误差项 u 不存在自相关，而“系统GMM”则还需进一步假设被解释变量的差分项 $\{\Delta \text{INSQ}_{i,t-1}, \Delta \text{INSQ}_{i,t-2}, \dots\}$ 与个体效应 α_i 不相关，由于一个国家的制度变迁速度(ΔINSQ_i)极有可能与该国固有的异质性 α_i 相关，因而这一假设难以成立。因而本文选择“差分GMM”对模型进行估计。

在具体设定中，我们将制度质量 INSQ 的一阶滞后项和对外直接投资强度 ODII 作为内生解释变量，并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。上述动态模型和估计方法在类似问题的研究中得到了广泛应用，例如，利用“差分GMM”，Acemoglu等(2005)、Acemoglu等(2008)先后探索了一国教育水平和收入水平对民主制度的作用，Busse和Hefeker(2007)也利用“差分GMM”研究了东道国制度质量对于吸引外来直接投资的作用。

(二) 变量释义与数据来源

1. 被解释变量

制度质量是本文的被解释变量。North(1990)从理论上界定了制度的概念，认为制度是一个社会的游戏规则，更规范的说，它们是为决定人们的相互关系而人为设定的一些制约。一些学者则致力于对制度进行量化分析，比较有代表性的是“世界治理指标”，其是由世界银行Kaufmann和Kraay等专家设计和开发的，他们将一个国家的制度分为六大维度：第一，腐败控制(Control of Corruption)，衡量一国政府遏制用公权谋取私利的能力。第二，政府效能(Government Effectiveness)，衡量政府公共服务和行政的质量、对政治压力的独立性、政策制定和实施的质量，以及政府承诺的公信力。第三，政治稳定和免于暴力/恐怖主义(Political Stability and Absence of Violence/Terrorism)(本文简称“政治稳定”)，衡量了政治不稳定的可能性，以及包括恐怖主义在内的具有政治动机的暴力行为。第四，规制质量(Regulatory Quality)，衡量了政府制定和执行良好的政策和规则以促进私人部门发展的能力。第五，法治水平(Rule of Law)，衡量了人们对于遵守社会规则的信心，特别是合约执行、产权保护、治安与法庭审判的质量。第六，话语权和问责制(Voice and Accountability)，衡量了一国公民参与选择自己政府的程度，以及言论自由、结社自由和拥有自由媒体的程度。

迄今为止，该团队已经测度并公布了1996年到2014年全世界215个经济体6个维度的制度质量的数据，且具有较好的跨国可比性，因而本文采用这6个指标代表东道国的制度质量(INSQ)。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是中国的对外直接投资强度，考虑到直接投资的积累性和东

道国的经济体量, 本文采用中国对一国直接投资存量与该国GDP的比例来衡量中国对东道国的直接投资强度(ODI), 这一衡量方法与Malesky(2009)相一致。中国对外直接投资存量的数据来源于2003年到2014年《中国对外直接投资统计公报》, 具体数据以当年美元价格表示, 并且我们将空缺值视为零。各国GDP(用当年美元价格表示)数据则来源于世界银行公布的“世界发展指标”(WDI)。

3. 控制变量

为了避免变量遗漏所导致的估计偏误, 本文还将东道国的以下变量纳入模型:

第一, 人均GDP。人均GDP是一国经济发展的综合指标, 与一国制度质量以及中国对该国的直接投资都可能存在相关性, 因而遗漏这一变量会导致估计偏误。本文采用通过购买力平价调整的以2011年不变价格计算的东道国人均GDP来代表。

第二, 其他国家的直接投资强度。尽管本文强调中国对外直接投资的制度效应, 但不能因此否认来自其他国家直接投资的作用, 还有可能的是, 其他国家与中国在直接投资领域可能存在竞争性或互补性, 因而两者的直接投资可能存在相关性, 于是本文将来自其他国家的直接投资强度也纳入模型。本文首先将东道国吸引的直接投资总存量减去来自中国的直接投资存量, 再用这一差额与东道国GDP的比例来衡量其他国家的直接投资强度。

第三, 开放程度。一国的开放程度与其吸引外来直接投资紧密相关, 且与其制度质量也相关(Rodrik, 1998)。我们用进出口总额占GDP的比例来代表东道国的开放程度。

第四, 互联网普及率。互联网已经成为一国发展不可或缺的基础设施之一, 是影响外来直接投资的重要因素之一, 同时互联网的发展还直接影响东道国的信息传播、言论表达和媒体自由, 从而对制度质量存在间接影响。互联网普及率是指每一百人中互联网用户的比例。

第五, 自然资源贡献率。自然资源的丰裕程度对一国的经济发展存在复杂影响, 丰富的自然资源一方面能够降低国内生产成本并换得高额外汇收益, 但另一方面, 也可能使本国陷入“资源诅咒”, 长期徘徊于低增长的泥潭。同时, 东道国自然资源丰裕程度也是影响中国直接投资的重要因素之一(Poncet, 2007; Rosen和Hanemann, 2009; Wang和Yu, 2014; Asongu和Ssozi, 2016; 王永钦等, 2014)。自然资源贡献率是指自然资源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, 其中自然资源包括石油、天然气、煤、矿产和森林等。

在上述变量所涉及的数据中, 一国吸收的对外直接投资总存量来源于联合国贸易与发展会议(UNCTAD)数据库, 其他跨国数据则都来源于世界银行的“世界发展指标”数据库。上述变量的基本统计量如表4所示。

表 4 基本统计量

变量名称	观察值	平均数	标准差	最小值	最大值
腐败控制	678	-0.3005	0.7676	-1.7291	2.4167
政府效能	678	-0.1014	0.8055	-1.7702	2.4297
政治稳定	678	-0.3565	0.9886	-3.1848	1.3995
规制质量	678	-0.0660	0.8857	-2.3447	2.2305
法治	678	-0.2144	0.7953	-1.9557	1.8943
话语权与问责制	678	-0.4070	0.8780	-2.2245	1.1683
中国直接投资强度	678	0.0090	0.0324	0.0000	0.3131
人均GDP (千美元)	678	19.4708	22.9382	1.0880	134.1824
其他国家直接投资强度	678	0.3727	0.3844	0.0068	2.8965
开放程度	678	1.0017	0.5090	0.2686	4.3966
互联网普及率	678	0.2894	0.2408	0.0000	0.9149
自然资源贡献率	678	0.1332	0.1807	0.000004	0.9202

五、实证结果分析

1. 固定效应估计结果

表5展示了固定效应模型的估计结果,模型(1)到(6)分别使用六大制度变量作为被解释变量。我们可以发现,第一,中国的对外直接投资强度与前五大制度变量呈显著正相关,即中国ODI强度较高的国家具有较高的“腐败控制”、“政府效

表 5 固定效应估计结果

被解释变量	(1) 腐败控制	(2) 政府效能	(3) 政治稳定	(4) 规制质量	(5) 法治水平	(6) 话语权与问责制
中国直接投资强度	0.9618** [0.3927]	0.8893** [0.4336]	2.2896*** [0.5469]	1.1163*** [0.2885]	0.7865*** [0.2923]	0.4617 [0.3523]
人均GDP	0.0057 [0.0053]	0.0024 [0.0045]	0.0089* [0.0050]	0.0104*** [0.0035]	0.0075** [0.0034]	0.0004 [0.0018]
其他国家直接投资强度	0.0646 [0.0484]	0.0344 [0.0616]	0.0477 [0.0990]	-0.0048 [0.0852]	0.0431 [0.0443]	0.0693* [0.0391]
开放程度	0.109 [0.0750]	0.0793 [0.0722]	0.2018 [0.1365]	-0.0367 [0.0627]	0.0722 [0.0719]	0.0654 [0.0630]
互联网普及率	-0.1295 [0.1329]	0.2187** [0.0942]	-0.2987 [0.2103]	0.165 [0.1024]	0.1197 [0.0984]	-0.2433*** [0.0883]
自然资源贡献率	-0.2407 [0.3316]	-0.4195*** [0.1325]	-0.8212* [0.4745]	0.1617 [0.1581]	-0.1938 [0.1678]	-0.1899 [0.1775]
观察值	678	678	678	678	678	678
组内R ₂	0.0412	0.1503	0.0653	0.125	0.1146	0.0549
F值	1.3932	5.6699	3.7774	5.622	3.7766	1.4448

注: (1) *、**、*** 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平; (2) 中括号 [] 内为按国别聚类的稳健标准误; (3) 省略汇报了常数项的估计结果。

能”、“政治稳定”、“规制质量”和“法治水平”，但ODI强度与“话语权和问责制”的关联并不显著，尽管系数为正。第二，经济发展水平与制度质量基本呈正相关，人均GDP较高的国家也拥有相对更高的“政治稳定”、“规制质量”和“法治水平”。第三，来自其他国家的FDI与前五大制度变量没有显著关联，但与“话语权和问责制”在10%的显著性水平上呈正相关。第四，开放程度与各制度变量的关系并不显著。第五，互联网普及率与制度之间的关系则较为复杂，其与“政府效能”呈显著正相关而与“话语权和问责制”呈显著负相关关系。第六，自然资源贡献率较高的国家对应较低的“政府效能”和“政治稳定”，除了“规制质量”之外，与其他制度变量都呈负相关，这在一定程度上与“资源诅咒假说”是一致的。

2. 差分 GMM 估计结果

考虑到固定效应估计的潜在偏误，表6进一步展示了动态模型差分GMM的估计结果，类似地，模型（7）到（12）分别采用六大制度变量作为被解释变量。各模型整体高度显著，Arellano-Bond检验表明，除了模型（12）之外，各模型误差项的差分项存在一阶自相关但不存在二阶自相关，因而满足“误差项不相关”的前提假设。^①同时，Sargan过度识别检验均无法拒绝“所有工具变量有效”的假设，因而模型不存在过度识别问题。如果可以认为差分GMM方法克服了模型的内生性问题，那么估计系数可以解释为相应自变量的因果效应。

据表6可以发现，第一，中国的ODI强度对前五大制度变量依然呈显著正相关，而与“话语权和问责制”的关联并不显著（系数为正），这与固定效应估计相一致。如果差分GMM估计是因果效应，那么这意味着在其他变量不变的情况下，中国的ODI强度每增加0.01，东道国的“腐败控制”、“政府效能”、“政治稳定”、“规制质量”和“法治水平”将分别提高0.0145、0.0091、0.0100、0.0065和0.0089。从表面上看，这是很小的数字，但其实代表了明显的制度进步。因为根据WGI的设计，六大制度变量的变动幅度极小，就“腐败控制”而言，国家先后排名之间的平均距离约为0.01974，“腐败控制”提高0.0145，相当于排名前进了0.74（=0.0145/0.01974）名。类似地还可以计算出，当中国的ODI强度增加0.01时，东道国在“政府效能”、“政治稳定”、“规制质量”和“法治水平”的排名分别进步了0.41、0.44、0.30和0.41名，这可以认为是中国直接投资对东道国制度质量的短期效应。

第二，各制度变量的一阶滞后项都高度显著，且系数在0到1之间，这不但意味着制度的确存在显著的可持续性，而且还存在收敛的趋势。同时，中国ODI强度的正效应（ $\beta > 0$ ）还提高了制度质量的均衡值，在其他变量不变的情况下，中国ODI强度每增加0.01，东道国“腐败控制”、“政府效能”、“政治稳定”、“规制质量”和“法治水平”的均衡值将分别提高0.0264、0.0141、0.0591、0.0117和0.0254（根据

^① 针对模型（12），进一步的Arellano-Bond检验表明其不存在三阶自相关，因而我们采用内生变量更高阶的滞后项作为工具变量重新对模型进行差分GMM估计，同时，我们还对包含滞后因变量的固定效应模型进行估计，估计结果与表5的估计结果具有一致的方向性，且主要解释变量（ODI）皆不显著。总之我们认为，模型（12）的估计结果具有一定的稳健性，但依然需要谨慎对待。

Acemoglu等(2005), 计算公式为 $\beta\Delta ODII/(1-\rho)$, 这可以认为是中国直接投资对东道国制度质量的长期效应。

第三, 人均GDP与各制度变量皆不显著, 这说明经济增长并不能自动带来制度的改善。第四, 来自其他国家的直接投资与各制度变量都呈负相关关系, 且对东道国的“腐败控制”和“法治水平”存在显著负效应, 这意味着中国的直接投资与来自其他国家的直接投资具有迥然不同的制度效应。第五, 与固定效应估计类似, 开放程度与大多数制度变量依然不显著, 但与“政治稳定”呈显著正相关。第六, 互联网普及率对不同制度变量存在不同影响, 其与“政府效能”与“话语权和问责制”分别呈显著正、负相关关系, 这与固定效应估计一致, 但差分GMM估计还发现, 互联网普及率与“规制质量”呈显著负相关。第七, 自然资源贡献率与各制度变量都呈负相关, 且与“政府效能”、“政治稳定”和“话语权和问责制”关系显著, 这一结果与固定效应估计基本一致, 再次支持“资源诅咒假说”。

表6 差分GMM估计结果

被解释变量	(7) 腐败控制	(8) 政府效能	(9) 政治稳定	(10) 规制质量	(11) 法治水平	(12) 话语权与问责制
腐败控制 (滞后1期)	0.4502*** [0.1103]					
政府效能 (滞后1期)		0.3518*** [0.1226]				
政治稳定 (滞后1期)			0.8302*** [0.1100]			
规制质量 (滞后1期)				0.4469*** [0.1178]		
法治 (滞后1期)					0.6501*** [0.1780]	
话语权与问责制 (滞后1期)						0.2705* [0.1539]
中国直接投资强度	1.4540*** [0.2952]	0.9127** [0.4615]	1.0039** [0.4743]	0.6477** [0.2708]	0.8876** [0.3535]	0.0714 [0.3050]
人均GDP	-0.0061 [0.0047]	0.0011 [0.0031]	0.0019 [0.0056]	0.0041 [0.0048]	0.0028 [0.0041]	-0.0016 [0.0017]
其他国家直接投资强度	-0.0964*** [0.0342]	-0.0509 [0.0526]	-0.102 [0.0975]	-0.0451 [0.0385]	-0.1150*** [0.0408]	-0.021 [0.0143]
开放程度	-0.0148 [0.0459]	-0.0083 [0.0494]	0.3014*** [0.0985]	0.0098 [0.0434]	-0.0225 [0.0404]	-0.0529 [0.0407]
互联网普及率	0.0211 [0.0657]	0.2192*** [0.0831]	0.1139 [0.1837]	-0.0981* [0.0505]	0.0119 [0.0595]	-0.1485* [0.0816]
自然资源贡献率	-0.0754 [0.1674]	-0.3398*** [0.1250]	-0.4532* [0.2600]	-0.1122 [0.1598]	-0.0418 [0.0901]	-0.2923*** [0.1102]
观察值	564	564	564	564	564	564
卡方	52.9863	42.9398	112.6872	50.7445	22.3202	37.4310
AR1	-2.8793	-2.9489	-3.8176	-2.5082	-2.8015	-0.4782
p值	0.0040	0.0032	0.0001	0.0121	0.0051	0.6325
AR2	-0.1341	0.2817	0.4853	-1.3392	-0.8173	-1.7015
p值	0.8933	0.7781	0.6274	0.1805	0.4138	0.0889
Sargan统计量	38.0486	45.4580	43.3343	36.8852	36.6958	43.4741
p值	0.3763	0.1342	0.1869	0.4278	0.4364	0.1831

注: (1) *, **, *** 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平; (2) 中括号 [] 内为 Windmeijer 误差修正稳健标准误; (3) 省略汇报了常数项的估计结果。

3. 含有交互项的差分 GMM 估计结果

考虑到中国对外直接投资的资源导向性, 我们进一步探索了中国的 ODI 对不同资源丰裕程度国家制度影响的异质性。表 7 将 ODI 强度与自然资源贡献率的交互项纳入模型, 并进行差分 GMM 估计 (制度滞后项、ODI 强度以及交互项为内生变量)。估计结果显示, 除了模型 (18) 之外, 各模型都通过了 Arellano-Bond 误差项自相关检验, 并且 Sargan 过度识别检验也肯定了工具变量的有效性。

从表 7 可以发现, 首先, 中国的 ODI 强度与“腐败控制”、“政府效能”和“政治稳定”呈显著正相关, 而交互项与“政府效能”、“规制质量”和“法治水平”呈显著正相关。如果这一估计结果确属因果效应, 那就意味着中国的 ODI 能够直接改善东道国的“腐败控制”、“政府效能”和“政治稳定”, 而对于“政府效能”、“规制质量”和“法治水平”这三个制度维度, 中国 ODI 的制度效应在一定程度上依赖于东道国的资源丰裕程度, 即在资源越丰裕的国家, 中国的 ODI 将越有助于改善这三大制度质量, 而在资源丰裕程度较低的国家, 中国 ODI 的制度正效应也将较为有限。但

表 7 含有交叉项的差分 GMM 估计结果

被解释变量	(13) 腐败控制	(14) 政府效能	(15) 政治稳定	(16) 规制质量	(17) 法治水平	(18) 话语权与问责制
腐败控制 (滞后 1 期)	0.4714*** [0.1057]					
政府效能 (滞后 1 期)		0.2825** [0.1384]				
政治稳定 (滞后 1 期)			0.6868*** [0.1115]			
规制质量 (滞后 1 期)				0.4258*** [0.1091]		
法治 (滞后 1 期)					0.7144*** [0.1699]	
话语权与问责制 (滞后 1 期)						0.3075 [0.2921]
中国直接投资强度	0.8861*** [0.2213]	0.5332** [0.2561]	0.7754** [0.3283]	0.4659 [0.4419]	0.6003 [0.4218]	0.4828 [0.6678]
ODI $\times$ 自然资源贡献率	1.3193 [1.2150]	2.8809** [1.4258]	1.1317 [1.8720]	2.9228*** [1.0848]	1.4508** [0.7527]	-1.9127* [1.0402]
人均 GDP	-0.0063 [0.0056]	0.0004 [0.0023]	0.0048 [0.0044]	0.0046 [0.0036]	0.0011 [0.0051]	-0.0012 [0.0032]
其他国家直接投资强度	-0.0796** [0.0391]	-0.0676 [0.0523]	-0.1727* [0.0914]	-0.0657* [0.0372]	-0.1259*** [0.0423]	-0.0308 [0.0469]
开放程度	-0.0146 [0.0458]	0.0057 [0.0456]	0.2227** [0.0974]	0.003 [0.0424]	-0.0334 [0.0434]	-0.0574 [0.0467]
互联网普及率	0.0012 [0.0702]	0.2228*** [0.0763]	0.0789 [0.1754]	-0.0518 [0.0679]	0.0175 [0.0545]	-0.1413* [0.0758]
自然资源贡献率	-0.1839 [0.1974]	-0.4757*** [0.1474]	-0.5787** [0.2726]	-0.178 [0.1793]	-0.0851 [0.1127]	-0.2471* [0.1388]
观察值	564	564	564	564	564	564
卡方	129.8018	100.7917	118.7392	75.7173	30.0496	267.9724
AR1	-3.0420	-2.4779	-3.4093	-2.4617	-3.1178	-0.3833
p 值	0.0024	0.0132	0.0007	0.0138	0.0018	0.7015
AR2	-0.0853	0.3025	0.3410	-1.3523	-0.8551	-1.2717
p 值	0.9320	0.7623	0.7331	0.1763	0.3925	0.2035
Sargan 统计量	46.3296	54.0124	55.4123	48.6564	34.1814	53.7954
p 值	0.7615	0.4739	0.4212	0.6799	0.5553	0.4822

注: 同表 6。

交互项与“话语权和问责制”在10%的显著性水平下呈负相关,这说明中国的ODI在资源较丰裕的国家中弱化了“话语权和问责制”这一制度质量,由于在这一制度维度上,中国本身的发展相对滞后,落后于样本中的大多数国家,因而这一现象是可以理解的。其次,其他解释变量的估计结果与表6基本一致,特别是自然资源贡献率依然与各制度变量呈负相关,且与“政府效能”、“政治稳定”和“法治水平”关联显著。这说明在其他条件不变的情况下,单纯依赖自然资源发展的国家将破坏自身的制度基础,从而在长期中陷入“资源诅咒”。总之,从总体上看,中国的ODI并没有恶化资源型国家的制度质量,相反,中国ODI的制度正效应还在资源较丰裕的国家有所增强,从而有助于这些国家摆脱“资源诅咒”。

六、结论与政策含义

“一带一路”倡议是中国在新的历史条件下开放发展的重大举措。本文致力于探索中国对外直接投资对“一带一路”沿线国家制度质量的影响,利用2003年到2014年的跨国面板数据和差分GMM方法,本文至少发现了两个重要结论:一是中国的对外直接投资强度对东道国的“腐败控制”、“政府效能”、“政治稳定”、“规制质量”和“法治水平”存在显著的正效应,不但能在短期内改善东道国的制度质量,还能在长期中提高制度质量的均衡水平。二是中国的对外直接投资对于资源较丰裕国家的制度正效应更为强劲,特别是在“政府效能”、“规制质量”和“法治水平”三个领域。考虑到自然资源贡献率对东道国制度质量的负面影响,中国的对外直接投资有助于这些国家摆脱“资源诅咒”。

本文的研究具有明显的政策含义。对于中国而言,首先,要加强对企业境外投资的监管和审核,确保跨国公司境外运营的合法性和规范性。2014年国家发改委和商务部分别出台《境外投资项目核准和备案管理办法》和《境外投资管理办法》,都强调企业跨国经营应遵守中国和东道国的法律法规,履行社会责任。2017年1月,国资委修订《中央企业境外投资监督管理办法》,推动央企强化境外投资行为的全程全面监管。这些都为发挥“规制压力效应”奠定基础。其次,要积极推进中国跨国企业与东道国政府及企业的交流合作。在学习和了解东道国文化和社会制度的同时,帮助“一带一路”沿线国家改善商业经营、行业规制等制度环境,发扬“和平合作、开放包容、互学互鉴、互利共赢”为特征的丝路精神,从而有效发挥FDI的“示范效应”。再次,要坚决打击跨国商业贿赂行为,牢固树立中国企业良好的国际形象。中共中央关于《建立健全惩治和预防腐败体系工作规划》明确规定,严禁中国企业在境外进行商业贿赂,这促使企业在跨国经营中“按规矩办事”。国资委应设立专门管理机构,统一监管国有企业的境外投资行为,以防管理者通过利益输送、寻租等手段获取巨额财富,威胁国有资产贬值和流失。

总之,在推进全方位对外开放和“一带一路”建设中,中国企业在境外投资和经营中应进一步发挥制度正效应,在获得自身利益的同时,更多考虑和照顾其他国家的

利益,帮助“一带一路”沿线的后发国家逐步提高制度质量,进而改善双边关系并推进区域经济合作发展,这也为中国企业“走出去”、扩大国际影响力奠定基础。对于东道国而言,“一带一路”倡议无疑是一次搭上发展快车的重要契机,沿线国家应积极引进中国企业和资本,从而促进制度改善,摆脱“资源诅咒”,为实现经济长期可持续发展奠定基础。

本文的研究有助于更深入地理解中国对外直接投资的制度效应,也有助于客观评估“一带一路”建设的绩效与发展前景,同时,本文也是对发展中国家对外直接投资经验研究的一个有益补充。遗憾的是,由于数据的局限,本文尚不能清晰地识别对外直接投资制度效应的具体机制,对东道国开放程度、互联网普及率等因素的作用还有待深入分析,模型的内生性问题也未得到彻底解决,这些都是未来研究的方向。

参考文献

- [1] Acemoglu, D., Simon Johnson and James A. Robinson, “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation”, *American Economic Review*, 2001, 91(5): 1369–1401.
- [2] Acemoglu, Daron, Simon Johnson, James A. Robinson and Pierre Yared, “From Education to Democracy?” *American Economic Review*, 2005, 95(2):44–49.
- [3] Acemoglu, Daron, Simon Johnson, James A. Robinson and Pierre Yared, “Income and Democracy”, *American Economic Review*, 2008,98(3):808–42.
- [4] Ades, A. and Di-Tella, R., “Competition and Corruption”, *American Economic Review*, 1999, 89(4): 982–993.
- [5] Ali, F., N. Fiess and R. Macdonald, “Climbing to the Top? Foreign Direct Investment and Property Rights”, *Economic Inquiry*, 2011,49:289–302.
- [6] Arellano, M., and S. Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 1991, 58: 277–297.
- [7] Arellano, Manuel and Olympia Bover, “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models”, *Journal of Econometrics*, 1995,68:29–51.
- [8] Asongu, Simplice and John Ssozi, “Sino-African Relations: Some Solutions and Strategies to the Policy Syndromes”, *Journal of African Business*, 2016,17(1): 33–51.
- [9] Blundell, Richard and Stephen Bond, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 1998,87: 115–143.
- [10] Busse Matthias and Carsten Hefeker, “Political Risk, Institutions and Foreign Direct Investment”, *European Journal of Political Economy*, 2007, 23:397–415.
- [11] Busse, Matthias, Ceren Erdogan and Henning Mühlen, “China’s Impact on Africa: The Role of Trade, FDI and Aid”, *Kyklos*, 2016, 69(2):228–262.
- [12] Dang, Anh Duc, “How Foreign Direct Investment Promote Institutional Quality: Evidence from Vietnam”, *Journal of Comparative Economics*, 2013,41(4):1054–1072.
- [13] Demir, Firat, “Effects of FDI Flows on Institutional Development: Does It Matter Where the Investors Are From”, *World Development*, 2015,78:341–359.
- [14] Greene, William H., *Econometric Analysis* (7th Edition), Pearson Education,2012.
- [15] Gui-Diby, Loris Steve and Mary-Francoise Renard, “Foreign Direct Investment Inflows and the Industrialization of African Countries”, *World Development*, 2015,74: 43–57.
- [16] Hall, R., and Jones, C., “Why do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker than Others?” *Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114:83–116.
- [17] Javorcik, Smarzynska Beata, “Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers Through Backward Linkages”, *American Economic Review*, 2004,94(3): 605–627.

- [18] Jensen, Nathan, “Political Risk, Democratic Institutions, and Foreign Direct Investment” , *The Journal of Politics*, 2008, 70(4): 1040–1052.
- [19] Kaufmann, Daniel, Aart Kraay and Massimo Mastruzzi, “The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues” , World Bank Policy Research Working Paper, 2010.
- [20] Kwok, Chuck and Solomon Tadesse, “The MNC as an Agent of Change for Host–Country Institutions: FDI and Corruption” , *Journal of International Business Studies*, 2006, 37: 767–785.
- [21] Long, Chertl, Jin Yang and Jing Zhang, “Institutional Impact of Foreign Direct Investment in China” , *World Development*, 2014, 66:31–48.
- [22] Malesky, J. Edmund, “Foreign Direct Investors as Agents of Economic Transition: An Instrumental Variables Analysis” , *Quarterly Journal of Political Science*, 2009,4:59–85.
- [23] Markusen, R. James and Anthony J. Venables, “Foreign Direct Investment as A Catalyst for Industrial Development” , *European Economic Review*, 1997,43:335–356.
- [24] North, Douglass C., *Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge University Press, 1990.
- [25] Olarreaga, M., “Endogenous Tariffs in the Presence of Foreign Capital” , *Journal of Economic Integration*, 1999, 14: 606–624.
- [26] Poncet Sandra, “Inward and Outward FDI in China” , *China and the World Economy*, edited by David Greenaway et al., Palgrave Macmillan UK, 1999: 112–134.
- [27] Prakash, Aseem and Matthew Potoski, “Investing Up: FDI and the Cross–Country Diffusion of ISO 14001 Management Systems” , *International Studies Quarterly*, 2007, 51:723–744.
- [28] Rodrik, Dani, “Why Do More Open Economies Have Bigger Governments?” *Journal of Political Economy*, 1998, 106: 997–1032.
- [29] Rosen, Daniel H. and Thilo Hanemann, “China’s Changing Outbound Foreign Direct Investment Profile: Drivers and Policy Implications” , Policy Brief, Peterson Institute for International Economics,2009.
- [30] Smarzynska K. Baeta and Shangjin Wei, “Pollution Havens and Foreign Direct Investment: Direct Secret or Popular Myth” , National Bureau of Economic Research, Working Paper 8465.
- [31] UNCTAD, “Investor Nationality: Policy Challenges” , World Investment Report, United Nation Publication, 2016.
- [32] Wagner, Ulrich J., and Christopher D. Timmins, “Agglomeration Effects in Foreign Direct Investment and the Pollution Haven Hypothesis” , *Environmental and Resource Economics*, 2009, 43: 231–256.
- [33] Wang, Pan and Yu Zhihong, “China’s Outward Foreign Direct Investment: The Role of Natural Resources and Technology” , *Economic and Political Studies*, 2014, 2(2): 89–120.
- [34] Wei, Shangjin, “How Taxing is Corruption on International Investors” , *The Review of Economics and Statistics*, 2000, 82: 1–11.
- [35] Zeng, Ka and Joshua Eastin, “Do Developing Countries Invest Up? The Environmental Effects of Foreign Direct Investment from Less–Developed Countries” , *World Development*, 2012,40(11):2221–2233.
- [36] Zhu, Boliang, “MNCs, Rents and Corruption: Evidence from China” , *American Journal of Political Science*, 2017, 61(1): 84–99.
- [37] 国家统计局. 中华人民共和国2015年国民经济和社会发展统计公报, 2016.
- [38] 商务部. 中国对外投资合作发展报告2011–2012, 2012.
- [39] 王永钦, 杜巨澜, 王凯. 中国对外投资区位选择的决定因素: 制度、税负和资源禀赋[J]. 经济研究, 2014(12): 126–142.
- [40] 韦军亮, 陈漓高. 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[J]. 经济评论, 2009(4):106–113.
- [41] 张中元. 东道国制度质量, 双边投资协议与中国对外直接投资[J]. 南方经济, 2013(4): 49–62.

【作者简介】潘春阳: 经济学博士, 华东理工大学商学院经济学系讲师, 上海公共经济与社会治理研究中心。研究方向: 公共经济学。

卢 德: 华东理工大学商学院学生。

Does China's Outward Direct Investment Improve the Institutional Quality of Host Countries?

——Evidence from the Countries along “One Belt and One Road”

PAN Chun-yang & LU-De

(East China University of Science and Technology, Shanghai 200237, China)

Abstract: The “One Belt and One Road (OBOR)” initiative is one of the most important strategies for open development in China's new historical period. This paper aims to investigate the impacts of China's outward direct investment (ODI) on the institutional quality of the host countries along OBOR. Using an international panel data from 2003 to 2014, it finds that, firstly, China's ODI exerts a positive effect on “control of corruption”, “government effectiveness”, “political stability”, “regulatory quality” and “rule of law”. China's ODI not only promotes the institutional quality of host countries in the short term, but also improves the equilibrium of the institutional quality in the long run. Secondly, the institutional effects of China's ODI, especially the effect on “government effectiveness”, “regulatory quality” and “rule of law”, are stronger in the countries with relatively richer natural resources, which helps the resource abundant countries to get rid of the “resource curse”. In short, this paper helps us to have a better understanding of the institutional effects of China's ODI, and also sheds light on the performance and future development of OBOR initiative.

Keywords: outward direct investment; “One Belt and One Road”; institutional effect; difference GMM

(责任编辑: 吴素梅)

(上接第 35 页)

【作者简介】 李 本: 上海大学国际经济法教授, 法学博士。研究方向: 国际经济法。

游 广: 上海大学国际经济法 2015 级硕士研究生。研究方向: 国际经济法。

Clarification and Explanation: The Issue of the RMB into the SDR Basket and Exchange Rate Transfer

LI Ben & YOU Guang

(Law School of Shanghai University, Shanghai 200444, China)

Abstract: Compared with the constitution which RMB joined into the SDR basket, Chinese exchange rate is more likely in the condition of being strictly controlled. Running the RMB against a basket of currencies, It was automatically considered a transfer of exchange rate sovereignty, or China should take positive action to promote the basic stability of the exchange rate at two levels: domestic and international, and accept the appropriate supervision of IMF. In the reality of the existence of defects in the IMF framework, it should be a feasible measure to combine multilateral supervision and consensus mechanism to improve the international cooperation of exchange rate sovereignty which will most likely reflect fairness and autonomy. Between China and America, Both sides should respect for the exchange rate sovereignty of other countries then facilitate bilateral consensus to multilateral agreements. That is a win-win way for China and the US to jointly contribute to the stability of the global financial order under the G20 mechanism.

Keywords: IMF; exchange rate sovereignty; external stability

(责任编辑: 黄志瑾)