

# 中国对外直接投资、基础设施建设与“一带一路”沿线国家经济增长

隋广军,黄亮雄,黄兴

(广东外语外贸大学,广东 广州 510420)

**摘要:** 对外直接投资是中国影响世界 对世界做出贡献的重要手段,基础设施建设是中国对外直接投资的重要领域。基于“一带一路”建设背景,采用2003年~2012年64个沿线国家的非平衡面板数据构建计量模型,分析中国向沿线国家直接投资 沿线国家基础设施建设与沿线国家人均实际GDP的关系。首先以主成分法构建基础设施评价指数来衡量沿线国家的基础设施水平,发现沿线国家的基础设施水平正不断完善,区域差异在缩小;再建立面板数据模型进行研究发现,中国向沿线国家直接投资增长1%,即能显著促进沿线国家人均实际GDP增长0.01%,中国投资对沿线国家经济增长的贡献率约为12%;最后通过检验中介效应模型发现,中国对外直接投资促进沿线国家经济增长的效应约有30%是通过完善沿线国家的基础设施水平来实现的。

**关键词:** 对外直接投资; 基础设施; “一带一路”; 经济增长; 中介效应

**中图分类号:** F742

**文献标志码:** A

**文章编号:** 1008-2506(2017)01-0032-12

## 一、引言

共建“一带一路”是站在全球高度盘活区域内各种资源、推进我国全面深化改革、构建我国东西协调、陆海和内外联动的开放新格局的战略布局与安排,也是中国积极参与全球经济治理,边际改革国际秩序和国际体系的重要模式<sup>[1]</sup>。党和国家高度重视“一带一路”建设,中央与各级政府也正不遗余力地落实“一带一路”战略。目前,“一带一路”倡议已得到沿线众多国家的热烈呼应,“一带一路”建设已进入实质性的共建阶段。

国内外众多学者与媒体高度关注共建“一带一路”的倡议,但已有相关文献大多是从大战略的宏观角度定性分析“一带一路”的建设思路、基本架构、面临的风险、具体策略与路径等<sup>[2]</sup>。严谨的数理分析与实证研究则相对薄弱。随着共建“一带一路”的不断推进,采用严谨的经济学方法分析“一带一路”的文献日渐增多。如孔庆峰和董虹蔚(2015)<sup>[3]</sup>构建了一套完整的贸易便利化指标体系,测算了“一带一路”主要沿线国家的贸易便利化水平,并通过拓展的引力模型验证了贸易便利化对“一带一路”沿线国家之间贸易的促进作用等。但无论是定性分析还是定量分析,也无论是理论分析还是政策分析,大多是站在中国利益诉求的角度,强调世界对中国的影响,分析中国能从“一带一路”建设中获

■收稿日期 2016-11-07

■基金项目 国家社会科学基金重大项目(15ZDA018)

■作者简介 隋广军(1961),男,北京人,广东外语外贸大学广东国际战略研究院教授;黄亮雄(1985),男,广东佛山人,广东外语外贸大学广东国际战略研究院副教授;黄兴(1991),男,湖南郴州人,广东外语外贸大学经济贸易学院研究生。

得的机遇与收益。但事实上共建“一带一路”是互惠共赢的,中国在获益的同时,也让各国受惠。因为中国在积极参与全球经济治理的过程中,能主动承担大国责任,让各国搭乘中国发展的列车<sup>①</sup>,让世界分享中国的发展红利,因而我们更应看到中国对世界的影响与贡献。对此,丁一凡(2005)<sup>[1]</sup>等已有相应研究。庞中英(2006)<sup>[5]</sup>更是认为,随着中国综合国力的不断提升,中国将对现有的国际规则、国际制度产生新的影响,等等。不过这些文献也甚少涉及中国如何影响世界的渠道分析。鉴此,本文将基于中国影响世界各国经济最直接的方式——对外直接投资,构建较为严谨的计量分析模型,以共建“一带一路”为大背景,探讨中国对外直接投资对沿线国家经济增长的促进作用。

关于中国对外直接投资,已有文献较多地分析了中国企业“走出去”进行对外直接投资的影响因素,包括东道国的经济增长、产业结构等,并讨论了中国从对外直接投资中获得的收益,如促进了产业结构优化、带来了技术进步等。有别于上述视角,本文强调的是中国对外直接投资的影响效应,即中国对外直接投资对“一带一路”沿线国家经济增长的影响。同时,由于基础设施是中国向沿线国家直接投资的重要领域,基础设施联通也是共建“一带一路”互联互通的重要内容,本研究将针对沿线国家的基础设施水平,采用主成分分析方法构建基础设施评价指数,以研判沿线国家基础设施水平及其发展趋势,进而构建中介效应模型,就完善沿线国家基础设施水平、促进沿线国家经济增长效应进行检验。

本文结构如下:第二部分提出理论假说;第三部分构建基础设施评价指数;第四部分给出初步实证结果;第五部分进行进一步检验,第六部分为结论与政策建议。

## 二、理论假说

下面以“一带一路”沿线64个国家<sup>②</sup>为研究对象,重点分析中国对外直接投资对东道国经济增长的影响,以展现中国对世界的贡献。关于对外直接投资对东道国经济增长的作用,部分学者认为外商直接投资促进了东道国的经济增长<sup>[6]</sup>;但也有不少学者指出,外商直接投资与经济增长之间的关系并不一定是正向的<sup>[7-8]</sup>;还有些学者认为只有依赖于某些条件如贸易开放度<sup>[9]</sup>、吸收能力<sup>[10]</sup>等,外商直接投资才能促进东道国的经济增长。

关于外商直接投资对东道国经济增长的负向作用,相关研究一般强调外商直接投资对国内投资具有挤出效应,或是认为不少外商投资者并不真正掌握技术,只是当地资源的攫取者<sup>[11-12]</sup>。然而,这些文献分析的大多是发达国家投资对发展中国家的影响。“一带一路”沿线国家以发展中国家为主,而中国是世界最大的发展中国家,是新兴国家的代表。与发达国家对发展中国家投资的南北合作不同,本文分析中国投资对“一带一路”沿线国家经济增长的影响,是南南合作的典型表现,展现的是发展中国家对发展中国家的影响,是不断崛起的发展中大国对世界的影响。相比于南北合作,南南合作中的南南国家之间具有更多的共同利益诉求,南南合作是发展中国家维护自身利益、抵制西方霸权、争取公正合理国际秩序的保障<sup>[13]</sup>。王跃生和马相东(2014)<sup>[14]</sup>更指出,世界经济格局正从传统的“中心—外围结构”走向“双循环结构”,即以发达国家为中心的循环和以中国等新兴大国为中心的新循环并存的结构。以中国等新兴国家处于相对主导方、亚非拉国家处于跟随方的新南南合作,更能促进发展中国家的共同发展、互惠共赢。另一方面,不断崛起的中国在世界舞台上扮演的角色愈发重要,对世界的影响愈发深入。特别地,中国正试图积极参与全球经济治理,加强在全球经济治理中的地位和作用,推动国际秩序和国际体系朝着公正合理的方向发展,因而更应强调承担大国责任,树立良好的国际形象,更重视与世界分享中国的发展红利,中国的对外直接投资将对世界产生积极的促进作用。

①参见:习近平:守望相助,共创中蒙关系发展新时代——在蒙古国国家大呼拉尔的演讲,[http://news.xinhuanet.com/world/2014-08/22/c\\_1112195359.htm](http://news.xinhuanet.com/world/2014-08/22/c_1112195359.htm)。

②这64个国家包括:蒙古、俄罗斯、印度尼西亚、泰国、马来西亚、越南、新加坡、菲律宾、缅甸、柬埔寨、老挝、文莱、东帝汶、乌克兰、白俄罗斯、格鲁吉亚、阿塞拜疆、亚美尼亚、摩尔多瓦、印度、巴基斯坦、孟加拉国、斯里兰卡、阿富汗、尼泊尔、马尔代夫、不丹、沙特阿拉伯、阿联酋、阿曼、伊朗、土耳其、以色列、埃及、科威特、伊拉克、卡塔尔、约旦、黎巴嫩、巴林、也门、叙利亚、巴勒斯坦、波兰、罗马尼亚、捷克、斯洛伐克、保加利亚、匈牙利、拉脱维亚、立陶宛、斯洛文尼亚、爱沙尼亚、克罗地亚、阿尔巴尼亚、塞内加尔、马其顿、波黑、黑山、哈萨克斯坦、乌兹别克斯坦、土库曼斯坦、吉尔吉斯斯坦、塔吉克斯坦。

综合上述分析,可以得出:

**假说1:**中国向沿线国家的直接投资显著促进了沿线国家的经济增长。

外商直接投资至少能从以下4个方面促进东道国的经济增长:一是溢出效应,包括技术溢出和知识溢出等均提升了东道国的技术进步,促进了东道国的经济增长;二是资本积累,包括物质资本积累和东道国人力资本的改善等,均促进了东道国的经济增长;三是影响东道国的制度变迁,如金融制度、宏观经济管理制度的改善,均可提高资源配置效率,促进经济发展;四是基础设施建设的改善能为经济增长做好铺垫<sup>[5-16]</sup>。本文将专注于改善基础设施建设的作用渠道,着力分析中国向沿线国家的直接投资影响了沿线国家经济增长的基础设施,促进了其经济的增长。Kristian(2011)<sup>[7]</sup>指出发展中国家贫乏的基础设施建设阻碍了经济发展,拥有更好的基础设施建设,就能更好地促进发展中国家的经济发展与区域经济的一体化。基础设施是中国向沿线国家直接投资的重要领域,促进互联互通的基础设施建设又是“一带一路”战略的重心。以2014年中国对东盟各国的直接投资为例,《2014年度中国对外直接投资公报》显示,中国对东盟在交通运输、水利、电力及水的生产和供应业等基础设施领域的直接投资流量为15.44亿美元,占中国对东盟直接投资的19.9%;基础设施投资存量为120.87亿美元,占中国对东盟直接投资存量的25.4%,这些投资主要分布在新加坡、缅甸、柬埔寨、印度尼西亚、老挝等沿线国家,显示了中国对沿线国家基础设施建设的投资力度。对此,朴光姬(2015)<sup>[8]</sup>提出,补齐地区基础设施“短板”,实现基础设施联通,是区域经济增长的主导路径。由此可得出:

**假说2:**基础设施完善是中国对外直接投资促进沿线国家经济增长的重要渠道,即中国对外直接投资通过完善当地的基础设施水平,促进了沿线国家的经济增长。

### 三、基础设施评价指标构建与分析

#### (一)指数构建

基础设施(infrastructure)是为区域社会生产和居民生活提供公共服务的物质工程设施,是用于保证区域社会经济活动正常进行的公共服务系统。区域基础设施完善与否,是该区域经济能否长期持续稳定发展的重要基础。在实证分析中,一般采用反映交通运输情况的人均铁路里程数或公路里程数来度量区域的基础设施水平<sup>[9]</sup>。然而,基础设施除交通运输之外,还包括通讯、能源等方面。张军等(2007)<sup>[10]</sup>展开了多维度的考察,选取交通基础设施、能源基础设施、通讯基础设施和城市基础设施4个维度的指标来度量中国基础设施的水平和发展状况。遵循该思路,并考虑到“一带一路”沿线国家的数据可得性,采用World Bank数据库及美国国家海洋和大气管理局(NOAA)数据库的数据,选取人均铁路里程数的自然对数( $\ln rail$ )、每万人移动蜂窝式无线通讯系统的电话租用数的自然对数( $\ln cell$ )、每万人互联网用户数的自然对数( $\ln net$ )、人均夜间灯光亮度的自然对数( $\ln light$ )、城市改善的水源的百分比( $water$ )等5大变量,构建“一带一路”沿线国家基础设施指数,以此衡量沿线国家的基础设施水平。其中,人均铁路里程数反映的是交通基础设施状况,每万人移动蜂窝式无线通讯系统的电话租用数及每万人互联网用户数反映的是通讯基础设施状况,人均夜间灯光亮度反映的是能源基础设施状况<sup>①</sup>,城市改善的水源的百分比反映的是城市基础设施状况。

数据方面,夜间灯光数据来自美国国家海洋和大气管理局,该数据报告了地球上每个“30秒×30秒”的栅格单元上的灯光强度<sup>②</sup>。自这些数据公开以来,基于夜间灯光亮度数据考察国家和地区层面经济活动变化的文献快速增加,特别是针对欠发达国家和地区的研究<sup>[11-22]</sup>有了较大增加。数据处理

①更一般的做法是采用人均用电量指标,但相比人均夜间灯光亮度指标,人均用电量指标有较多的缺失值。

②该数据采用的是球面坐标系,以度(°)为单位,30秒(′)约等于0.0083度(°),在赤道附近约为0.86平方公里。由于在夜间灯光数据的运用过程中,灯光亮度取值范围为0~63,因此可能存在着灯光亮度的赋值封顶(topcoded)问题,并可能会扭曲灯光亮度数据的真实涵义,从而降低该数据的应用价值和意义。Storeygard(2016)<sup>[11]</sup>指出,赋值封顶问题在发达国家和地区较为严重,但“一带一路”沿线国家大多是发展中国家,其灯光亮度编码赋值封顶的问题几乎可以忽略。

方面,根据 Henderson 等(2012)<sup>[23]</sup>的方法,本文采用 ArcGIS 软件,基于 Global Administrative Areas 提供的世界地图的矢量地形图<sup>①</sup>,取得 NOAA 中 1992 年~2012 年间“一带一路”沿线 64 个国家及中国的夜间灯光数据,若部分年份有两颗或两颗以上卫星观察灯光数据,则以各卫星的算术平均数作为该年的灯光亮度数。

本文采用主成分分析方法,将多维变量整合成一维的基础设施评价指数。原因之一是,相比于单指标,构建多指标更能捕捉到区域基础设施的真实情况;原因之二是,基础设施的各变量存在较为严重的多重共线性问题,导致不能在方程中加进较多的基础设施变量,而采用单指标又不能很好地反映基础设施情况。与此相类似,李忠民等(2014)<sup>[24]</sup>基于数据包络分析(DEA)法构建 Malmquist 指数来评估新丝绸之路的基础设施效率,只是其选取的指标(公路里程数、高速公路里程数、铁路里程数、民航运输路线长度)全为交通基础设施维度指标。

主成分分析法是一种数据降维技术,其通过分析众多变量之间的内部依赖关系,展现观测数据中的基本结构,并用少数几个变量来表示其基本的数据结构。该方法一般采用以下 4 个步骤:先计算特征根、贡献率与累计贡献率;再计算因子载荷;然后构造指数;最后进行数据标准化处理。

表 1 反映了各主成分特征根和贡献率情况,为保留原始变量 90% 以上的信息,我们选取前 3 个主成分,此时累计方差贡献率达到 94.55%,基本可以反映全部指标的信息,因而可以代替原来的 5 个指标<sup>②</sup>。

成分载荷矩阵见表 2,矩阵中的每个元素即主成分载荷,表示主成分和相应的原先变量的相关系数。

表 1 特征值及贡献率

	特征根	贡献率	累计贡献率
成分 1	2.8228	0.5646	0.5646
成分 2	1.3700	0.2740	0.8386
成分 3	0.5347	0.1069	0.9455
成分 4	0.1994	0.0399	0.9854
成分 5	0.0732	0.0146	1.0000

表 2 成分载荷矩阵

	成分 1	成分 2	成分 3	成分 4	成分 5
lprail	0.4181	0.4243	0.6271	0.4963	0.0742
loell	0.3993	0.6124	0.0684	0.0007	0.6789
lnet	0.4711	0.4928	0.0213	0.1057	0.7236
lplight	0.5062	0.3292	0.0692	0.7941	0.0086
water	0.4331	0.3062	0.7725	0.3346	0.0996

再根据表 1 中方差的贡献率计算总指数。

最后,采用极差化法将上述数据标准化,形成基础设施指数。即:  $T_{inst} = (inst_{in} - inst_{min}) / (inst_{max} - inst_{min})$ ,将指数大小标准化为 [0, 1]。

(二)指数分析

本节采用上述主成分法,构建“一带一路”沿线 64 个国家 1994 年~2012 年间的基础设施评价指数。图 1 呈现了“一带一路”沿线国家总体及其各区域的基础设施指数的时间趋势。从总体上看,“一带一路”沿线国家的基础设施情况向好,指数从 1994 年的 0.42 上升至 2012 年的 0.86,增长了 1.04 倍,年均增长 4.05%;分地域看,欧洲国家的基础设施水平最好,南亚地区最差,前者指数从 1994 年的 0.51 上升至 2012 年的 0.92,增长了 0.84 倍,年均增长 3.44%;后者从 1994 年的 0.23 上升至 2012 年的 0.65,增长了 1.81 倍,年均增长 5.90%。其他地区的生长情况如下:东南亚从 1994 年的 0.29 上升

①参见: <http://www.gadm.org/>。

②也有标准选取特征根大于 1 或是累积贡献率大于 80% 的主成分。本文也做了相关的稳健性检验,除了构建 3 因子指数外,还分别构建了 2 因子和 4 因子指数。

至2012年的0.76,增长了1.65倍,年均增长5.57%;西亚从1994年的0.19上升至2012年的0.79,增长了3.14倍,年均增长8.22%;非洲从1994年的0.22上升至2012年的0.81,增长了2.64倍,年均增长7.44%。可见,基础设施较差的地区,指数的年均增长率较高,“一带一路”沿线国家基础设施评价指数的走向趋同。

图2、图3分别采用基尼系数与变异系数反映“一带一路”沿线国家基础设施水平的区域差异程度。基尼系数与变异系数越大,区域差异越大,反之则反是。从图2、图3可以看出,两大指数均呈下降趋势,其中基尼系数由1994年的0.23下降至2012年的0.08,变异系数由1994年的0.42下降至2012年的0.13,基础设施水平的区域差异呈下降趋势,“一带一路”沿线国家的基础设施水平呈现趋同态势,这与从图1所得结论一致。

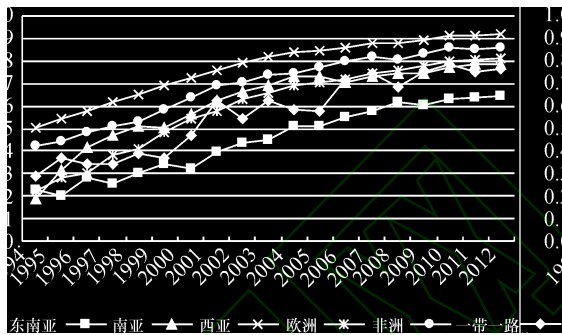


图1 “一带一路”沿线国家基础设施评价指数的时间趋势

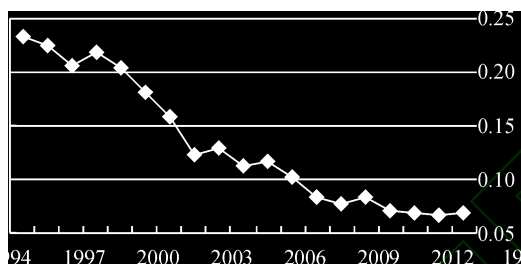


图2 基础设施指数的基尼系数

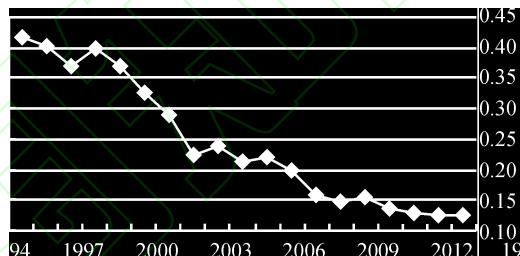


图3 基础设施指数的变异系数

#### 四、实证分析

##### (一)模型构建与数据说明

本文以中国影响世界、对世界做出贡献为研究视角,重点检验中国对外直接投资能否显著促进“一带一路”沿线国家的经济增长,即能否显著提高沿线国家的人均实际GDP水平,并就改善基础设施是否促进了该地区的经济增长效应进行中介效应检验。

为分析中国向沿线国家的直接投资与沿线国家人均实际GDP的关系,构建以下模型:

$$\ln gdp_{it} = \alpha + \beta \ln cofdi_{it} + \gamma \ln control_{it} + \mu_t \quad (1)$$

其中,  $i$  为沿线国家编号,  $t$  为年份;  $\ln gdp$  为人均实际GDP对数,  $\ln cofdi$  为中国向沿线国家的直接投资额对数;  $\ln control$  为其他控制变量,包括反映区域产业结构状况的第一产业增加值占GDP的比重( $wgdp1$ )和第二产业增加值占GDP的比重( $wgdp2$ ),反映区域投资情况的人均资本形成总额对数( $\ln psti$ ),反映区域消费情况的人均最终消费支出对数( $\ln consu$ ),反映区域开发程度的进出口总额占GDP的比重( $\ln rexin$ ),反映国际经济大环境的国际经济危机虚拟变量( $\ln cri$ )<sup>①</sup>,以及双方领导人来访虚拟变量(郭焯和许陈生,2016)<sup>②</sup>。系数  $\beta$  用于衡量中国对外直接投资对沿线国家经济增长的影响,具体为:若  $\beta$  显著大于0,表明中国向沿线国家的直接投资显著提高了沿线国家的人均实际GDP;若  $\beta$  显著小于0,

①设定2008、2009、2010和2011年为国际经济危机年份。

②中国国家主席或总理访问虚拟变量( $\ln cm pv$ ):如果某年中国国家主席或国务院总理访问某国,该国当年就赋值为1,其余赋值为0。中国其他领导人访问虚拟变量( $\ln coo$ ):按《中国外交》记载,如果某年除国家主席、国务院总理外其他高官访问某国,该国当年就赋值为1,其余赋值为0;各国元首访问中国虚拟变量( $\ln wpv$ ):按《中国外交》记载,如果某年某国元首访问中国,该国当年就赋值为1,其余赋值为0;各国其他领导人访问中国虚拟变量( $\ln wov$ ):按《中国外交》记载,如果某年某国除总统、总理、首相及其他高官访问中国,该国当年就赋值为1,其余赋值为0。

说明中国的对外直接投资阻碍了沿线国家人均实际 GDP 的提高;若  $\beta$  不显著,则表明中国对外直接投资对沿线国家的经济增长没有显著影响<sup>①</sup>。

上述变量的数据来源如下:中国向沿线国家的直接投资总额来源于历年的《中国对外直接投资统计公报》;各国人均实际 GDP、人均最终资本形成总额、人均最终消费支出、进出口总额、农业增加值、工业增加值来源于 World Bank 数据库,以 2005 年不变价美元计价。另外,计算基础设施指数的人均铁路里程数、每万人移动蜂窝式无线通讯系统的电话租用数、每万人互联网用户数和城市改善的水源的百分比也来源于 World Bank 数据库,而夜间灯光亮度数来自美国国家海洋和大气管理局(NOAA)数据库。值得注意的是,《中国对外直接投资统计公报》只公布了 2003 年以来的分国别的对外直接投资数据,且“一带一路”沿线的部分国家在部分年份的数据是缺失的,同时,夜间灯光亮度数据也仅公布到 2012 年,故本文实证分析所采用的数据是 2003 年~2012 年 64 个国家的非平衡面板数据。表 3 给出了计量分析时所使用的变量、符号及其简单统计量。

表 3 变量符号及其简单统计

符号	变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
lpgdp	沿线国家人均实际 GDP 对数	652	8.063	1.307	5.460	11.017
lcofdi	中国向沿线国家直接投资对数	451	7.155	2.660	0.000	12.697
wgdp1	农业增加值比重	589	12.749	9.671	0.034	50.621
wgdp2	工业增加值比重	589	32.943	12.784	6.897	74.113
lpsti	人均最终资本形成总额对数	544	6.628	1.270	3.803	9.831
lpcosu	人均最终消费支出对数	532	7.859	1.154	5.603	9.829
rexin	进出口额占 GDP 比重	544	1.060	0.584	0.149	4.500
lcell	每万人移动蜂窝式无线通讯系统的电话租用数对数	1194	6.695	2.902	4.374	10.036
water	城市改善的水源的百分比	1254	94.454	10.354	14.000	100.000
lnet	每万人互联网用户数对数	1124	5.763	2.749	4.498	9.105
lprail	人均铁路里程数对数	761	8.480	1.223	12.148	6.840
lplight	人均夜间灯光亮度对数	1278	3.418	1.443	7.783	0.558
cri	国际经济危机虚拟变量	704	0.364	0.481	0	1
cm pv	中国主席/总理出访虚拟变量	704	0.124	0.329	0	1
cov	中国其他官员出访虚拟变量	704	0.158	0.365	0	1
wpv	各国元首访问中国虚拟变量	704	0.222	0.416	0	1
wov	各国其他官员访问中国虚拟变量	704	0.185	0.388	0	1

## (二) 基本结果

针对方程(1),表 4 呈现了中国对外直接投资对沿线各国人均实际 GDP 的影响结果。表 4 中的 6 个回归方程均采用国家层面的固定效应方法进行回归<sup>②</sup>。

表 4 的结果表明,第(1)~(6)列 6 个回归方程中的中国向沿线国家直接投资额对数(lcofdi)的系数均显著为正,即中国向沿线国家的直接投资显著提高了沿线国家的人均实际 GDP。从数值上说,以第(6)列为例,中国向沿线国家的直接投资每提高 1%,沿线国家的人均实际 GDP 将提高约 0.01%。从这个角度分析,在样本期即 2003 年~2012 年间,中国向沿线国家的直接投资对数共增长了 424.89%,总共促进沿线国家人均实际 GDP 增长了 4.25%,同时,沿线国家的人均实际 GDP 共增长

<sup>①</sup> 双方领导人来访虚拟变量对沿线国家的经济增长可能存在滞后效应,本研究将双方领导人来访虚拟变量滞后项作为控制变量进行回归,结果仍与表 4 一致。同时,本文强调中国对外直接投资对“一带一路”沿线国家经济增长的影响,以及这种影响的中介效应——完善沿线国家的基础设施水平。而领导人访问的虚拟变量仅仅是本文的回归控制变量,并不是本文重点关心的变量。专门考虑领导人访问的影响可参见郭焯和许陈生(2016<sup>[25]</sup>)的研究。

<sup>②</sup> 6 个方程的 hasun 检验均指出应采用固定效应,但事实上,采用随机效应方法也不影响本文的结论。

35.57%。那么,在控制其他因素不变的情况下,中国向沿线国家的直接投资对提高沿线国家人均实际GDP的贡献率为11.95% ( $4.25/35.57 = 11.95\%$ )。中国的对外直接投资虽能推动沿线国家的经济增长,对世界做出贡献,但在中国提高参与全球经济治理的制度性话语权的背景下,该推动效果仍有待加强。当前,中国企业“走出去”的步伐不断加快,而“一带一路”沿线国家正是中国对外直接投资的重要区域。可以预期,随着“一带一路”建设的不断推进,中国投资促进沿线国家经济增长的效应将愈发明显,从而中国推动全球经济增长、中国的发展成果惠及全球的效应亦更见清晰。

表4 中国对外直接投资与沿线各国的经济增长

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
loofdi	0.048 (0.005)	0.043 (0.005)	0.010 (0.003)	0.010 (0.003)	0.010 (0.003)	0.010 (0.003)
wgdpl		0.020 (0.006)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
wgdp2		0.001 (0.004)	0.006 (0.004)	0.006 (0.004)	0.006 (0.004)	0.006 (0.004)
lpsti			0.050 (0.049)	0.050 (0.049)	0.049 (0.049)	0.050 (0.049)
lpconsu			0.696 (0.115)	0.691 (0.114)	0.691 (0.115)	0.690 (0.115)
rexim			0.068 (0.032)	0.068 (0.032)	0.067 (0.033)	0.065 (0.032)
cri				0.008 (0.005)	0.008 (0.005)	0.007 (0.005)
anpv					0.006 (0.006)	0.006 (0.006)
cov					0.000 (0.007)	0.002 (0.007)
wpv						0.007 (0.006)
wov						0.006 (0.006)
Constant	7.590 (0.034)	7.787 (0.162)	1.884 (0.627)	1.921 (0.620)	1.926 (0.625)	1.937 (0.628)
ll	363.99	361.46	549.61	550.79	551.09	552.16
R <sup>2</sup>	0.411	0.536	0.882	0.883	0.883	0.884
N	425	381	328	328	328	328

说明: 、 、 分别表示在1%、5%和10%统计水平上显著;小括号中为稳健标准误;ll、R<sup>2</sup>、N分别是最大似然值、拟合优度和样本数。表5~7同。

### (三) 稳健性检验

检验中国对外直接投资对沿线国家经济增长影响效应的式(1)可能存在较为明显的双向因果关系的内生性问题,即无法判断是中国对外直接投资导致了沿线国家的经济增长,还是沿线国家的经济增长吸引了中国的对外直接投资。为解决该问题,表5采用宋凌云和王贤彬(2013)<sup>[6]</sup>的方法作进一步分析。具体说明如下:第一,以中国对外直接投资额的滞后项作为解释变量进行回归;第二,使用中国对外直接投资额的滞后项作为中国对外直接投资额当期的工具变量;第三,加入被解释变量的滞后项作为控制变量,以防遗漏重要变量而导致内生性问题,为此,本文采用系统GMM方法进行动态面板估计;第四,采用弱内生性子样本。若中国对外直接投资与沿线国家经济增长之间存在反向的因果关系,即

沿线国家经济发展水平较高的地区更能吸引中国的对外直接投资,这种内生性在经济发展水平较高的样本中将体现得更为明显。因此,经济发展水平较低的子样本其内生性程度较低,也即弱内生性样本。

表5 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	固定效应	工具变量	系统 GMM	东南亚	南亚	中亚
L. lpgdp			0.544 (0.034)			
L. lcofdi	0.009 (0.002)					
lcofdi		0.029 (0.014)	0.002 (0.001)	0.012 (0.003)	0.004 (0.002)	0.020 (0.008)
Constant	1.855 (0.573)	2.083 (0.619)	1.304 (0.160)	1.408 (0.578)	0.893 (0.265)	3.145 (0.531)
控制变量	有	有	有	有	有	有
ll	518.88			187.04	111.31	78.14
R <sup>2</sup>	0.873	0.999		0.932	0.985	0.936
N	293	274	328	95	42	41

表5第(1)列以对外直接投资的滞后期(L. lcofdi)代替当期解释变量进行回归,其系数显著为正;第(2)列以对外直接投资的滞后期作为当期工具变量,采用二阶段最小二乘法进行回归,对外直接投资(lcofdi)的系数显著为正;第(3)列加进了被解释变量的滞后期(L. lpgdp)作为解释变量,采用系统GMM的估计方法,对外直接投资(lcofdi)的系数同样显著为正;第(4)~(6)列采用经济发展水平较低的东南亚、南亚和中亚的样本分别进行回归,对外直接投资(lcofdi)的系数均显著为正。6个回归的结果均表明,中国向沿线国家的直接投资显著促进了沿线国家的经济增长,这与表4的结果一致。

## 五、进一步分析:中介效应检验

### (一) 检验方法

本节进一步验证中国对外直接投资通过作用于基础设施建设来影响沿线国家的经济增长。考虑到基础设施对于经济增长的重要性以及基础设施是中国对外直接投资的重要领域,本文仅强调完善基础设施水平这一重要作用渠道,即认为基础设施水平是经济增长的中介变量。下面运用温忠麟和叶宝娟(2014)<sup>[27]</sup>依次检验程序的方法进行中介效应检验。

如图4所示,考察自变量X对因变量的Y的影响时,如果自变量X通过变量M影响因变量Y,则M可称为中介变量。其中,方程(i)的系数c为X对Y的总效应;方程(ii)的系数a为X对M的效应;方程(iii)的系数b是在控制了X的影响之后M对Y的效应,系数c'是在控制了M的影响之后X对Y的直接效应。系数a与b的乘积(ab)或系数c与c'的差(c-c')为经过M传输的中介效应(Mediating Effect)。为判断M是否真正起到中介变量的作用或是否产生了显著的中介效应,目前主要有三种不同的方法。

图4 中介变量示意图



第一种方法是逐步检验回归系数<sup>[28]</sup>。首先检验方程(i)的系数c(即检验 $H_0:c=0$ ),再检验方程(ii)的系数a(即检验 $H_0:a=0$ )和方程(iii)的系数b(即检验 $H_0:b=0$ )。如果系数c、a、b均显著,则中介效应显著。

第二种方法,检验回归系数乘积ab是否显著<sup>[29]</sup>(即检验 $H_0:ab=0$ )。如果原假设被拒绝,则中介效应显著。

第三种方法,检验c'和c的差是否显著<sup>[30]</sup>(即检验 $H_0:c-c'=0$ )。如果原假设被拒绝,则中介效应显著。

(二)对中介效应的判别

根据图4,Y为沿线国家人均实际GDP的对数值,X为中国向沿线国家直接投资的对数值,M为采用主成分法构建的基础设施评价指数。对比第四部分的方程(1),其正是图4中的方程(i),再对方程(ii)和(iii)进行回归,回归结果分别见表6、表7。

表6 对方程(ii)的回归结果

	因变量:基础设施评价指数					
	(1) 三因子	(2) 两因子	(3) 四因子	(4) 三因子	(5) 两因子	(6) 四因子
lcofdi	0.005 (0.001)	0.004 (0.001)	0.005 (0.001)	0.018 (0.001)	0.017 (0.001)	0.018 (0.001)
Constant	1.129 (0.152)	0.947 (0.141)	1.108 (0.153)	0.652 (0.010)	0.690 (0.010)	0.660 (0.010)
控制变量	有	有	有	无	无	无
ll	510.02	525.87	509.19	483.68	504.43	484.48
R <sup>2</sup>	0.789	0.788	0.785	0.431	0.430	0.430
N	209	209	209	251	251	251

表6呈现了自变量X对中介变量M的效应。从中可以看出,无论是采用三因子、两因子还是四因子的基础设施指数,也无论是否添加控制变量,中国对外直接投资额对数(lcofdi)系数即图4中的系数a均显著为正,说明中国向沿线国家的直接投资显著提高了沿线国家的基础设施水平。以第(1)列为例,中国向沿线国家的直接投资提高1%,便可促进沿线国家基础设施水平提高0.005个单位。

表7 对方程(iii)的回归结果

	因变量: lpgdp						
	(1) 原方程	(2) 加进基础设施	(3) 加进基础设施	(4) 加进基础设施	(5) 加进基础设施	(6) 加进基础设施	(7) 加进基础设施
lcofdi	0.010 (0.003)	0.004 (0.002)	0.004 (0.002)	0.004 (0.002)	0.007 (0.002)	0.007 (0.002)	0.007 (0.003)
inst3		0.681 (0.103)			1.951 (0.090)		
inst2			0.752 (0.110)			2.125 (0.097)	
inst4				0.675 (0.103)			1.952 (0.091)
Constant	1.937 (0.628)	3.644 (0.232)	3.587 (0.226)	3.622 (0.231)	6.401 (0.060)	6.209 (0.068)	6.387 (0.061)
控制变量	有	有	有	有	无	无	无
ll	552.16	451.92	453.22	451.62	416.82	418.37	415.15
R <sup>2</sup>	0.884	0.934	0.935	0.934	0.824	0.826	0.822
N	328	209	209	209	251	251	251

表7在方程(1)的基础上加进中介变量,即图4中的方程(iii),此时中国对外直接投资额对数(lcofdi)系数即图4方程(iii)的系数c'显著为正,基础设施指数的系数亦即图4方程(iii)的系数b也显著为正。以第(2)列为例,中国对外直接投资额提高1%,即可促进沿线国家的人均实际GDP提高0.004%;沿线国家的基础设施指数提高1个单位,其人均实际GDP即可提高68.1%。

表8综合列示了中介效应检验3种方法的对应结果。第一种方法是依次检验系数c、a、b的显著性。结果是:系数c、a、b均显著,基础设施起到中介变量的作用,且中介效应显著。第二种方法检验ab的显著性。结果是:ab在1%的水平上显著<sup>①</sup>,同样验证了基础设施的中介效应存在。第三种方法检验c'的显著性。结果是:c'在1%的水平上显著<sup>②</sup>,也说明了基础设施的中介效应显著。换句话说,三种检验方法一致表明,中国对外直接投资通过完善基础设施水平促进了“一带一路”沿线国家的经济增长。添加了控制变量的三因子基础设施指数分析结果显示,将ab看做中介效应,其占总效应的比重为30%,即中国对外直接投资对“一带一路”沿线国家经济增长的效应中,约有30%是通过完善沿线国家基础设施水平来实现的。

表8 中介效应检验

	不加控制变量			添加控制变量		
	三因子	两因子	四因子	三因子	两因子	四因子
a	0.018 (0.001)	0.017 (0.001)	0.018 (0.001)	0.005 (0.001)	0.004 (0.001)	0.005 (0.001)
b	1.951 (0.090)	2.125 (0.097)	1.952 (0.091)	0.681 (0.103)	0.752 (0.110)	0.675 (0.103)
c	0.048 (0.005)	0.048 (0.005)	0.048 (0.005)	0.010 (0.003)	0.010 (0.003)	0.010 (0.003)
c'	0.007 (0.002)	0.007 (0.002)	0.007 (0.003)	0.004 (0.002)	0.004 (0.002)	0.004 (0.002)
ab	0.035	0.036	0.035	0.003	0.003	0.003
Sobel	13.848	13.431	13.789	3.988	4.000	4.999
c c'	0.041	0.041	0.041	0.006	0.006	0.006
Freedman	11.041	11.046	12.332	3.048	3.051	3.069

说明: 、 、 分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

## 六、结论与政策建议

本文聚焦于中国对外直接投资对世界的主要影响,结合“一带一路”建设背景,构建计量模型,重点分析中国向沿线国家对外直接投资对其人均实际GDP的影响效应,并检验基础设施建设在其中所起的作用。研究结果表明:中国向沿线国家的直接投资显著促进了其经济增长,这种直接投资提高1%,平均约能促进所在国的人均实际GDP增长0.01%;在控制其他因素不变的情况下,自2003年以来,中国向沿线国家的直接投资对所在国的经济增长的贡献率约为12%;采用主成分方法构建基础设施评价指数来衡量沿线国家的基础设施水平,发现沿线国家的基础设施水平总体上在不断完善,区域差异在日益缩小。在此基础上,构建中介效应检验模型进行研究,发现中国对外直接投资促进沿线国

①Sobel Test中ab的标准误为:  $se_{ab} = \sqrt{a^2 se_b^2 + b^2 se_a^2}$ ,对应的z值为:  $z_{ab} = \frac{\hat{ab}}{\sqrt{a^2 se_b^2 + b^2 se_a^2}}$ ,其中:  $se_a$ 为系数a的标准误;  $se_b$ 为系数b的标准误。

②根据Freedman and Schatzkinm (1992)的研究,c'的标准误为:  $se_{c'} = \sqrt{se_c^2 + se_c^2 - 2se_c se_c \sqrt{1 - r_{XM}^2}}$ ,对应的T值为:  $t_{c'} = \frac{(c' c')}{\sqrt{se_c^2 + se_c^2 - 2se_c se_c \sqrt{1 - r_{XM}^2}}}$

其中:  $se_c$ 为系数c的标准误,  $se_{c'}$ 为系数c'的标准误,  $r_{XM}$ 为自变量X与中介变量M的相关系数。

家经济增长的效应中,约有30%是通过完善沿线国家的基础设施水平实现的。

基于此,本文衍生出以下政策启示:

其一,中国应展现负责任大国的形象,主动承担大国责任,彰显自己对世界的贡献。本文的检验一方面指出,中国的对外直接投资能显著促进沿线国家经济增长,这是中国对世界贡献的证据;另一方面指出,中国的贡献率仍有待提高。为此,中国应积极参与全球经济治理,推动建立更加公正合理的国际秩序和国际体系,要在国际舞台上建立起负责任的发展中大国形象,要力所能及地提供全球公共品,承担更多的国际责任。共建“一带一路”是中国积极影响、引领与推动建立更加公正合理国际新秩序的重要平台,因而要借助于共建“一带一路”,宣示“共生、共济、共荣”中国式的治理理念,充分体现经济合作的包容性和开放性,与世界各国合作共赢。

其二,应制定“走出去”规划,积极推动对外直接投资。本文的实证分析指出,中国对外直接投资促进沿线国家经济增长的效应中,约有30%是通过完善沿线国家的基础设施水平来实现的,因此,中国应借助于共建“一带一路”平台,把握各国大力发展基础设施建设急需资金和技术支持的时机,鼓励企业到沿线国家投资,并重点投资于基础设施领域。当前,中国亟需进一步完善海外投资法律、改善金融支持环境、改进政策支持措施等,积极推动企业“走出去”,引导企业在获得自身发展的同时,也能主动承担当地的社会责任,与当地构建和谐发展、互惠共赢的可持续发展关系。

[1]陈伟光,王燕. 共建“一带一路”:基于关系治理与规则治理的分析框架[J]. 世界经济与政治, 2016(6):93-112.

[2]储殷,高远. 中国“一带一路”战略定位的三个问题[J]. 国际经济评论, 2015(2):90-99.

[3]孔庆峰,董虹蔚. “一带一路”国家的贸易便利化水平测算与贸易潜力研究[J]. 国际贸易问题, 2015(12):158-168.

[4]丁一凡. 中国对世界经济的影响到底有多大?[J]. 国际经济评论, 2005(5):10-12.

[5]庞中英. 中国在国际体系中的地位与作用[J]. 现代国际关系, 2006(4):17-22.

[6]CAMPOS N F, KINOSHITA Y. Foreign direct investment as technology transferred: some panel evidence from the transition economies [J]. Manchester School, 2002,70(3):398-419.

[7]KAWA I H. International comparative analysis of economic growth: trade liberalization and productivity [J]. Developing Economies, 2007, 32(4):373-397.

[8]DJANKOV S, HOEKMAN B. Foreign investment and productivity growth in Czech enterprises [J]. Social Science Electronic Publishing, 1999,14(1):49-64.

[9]BALASUBRAMANYAM V N, SALISU M, SAPSFORD D. Foreign direct investment and growth in EP and IS countries [J]. Economic Journal, 1996,106(434):92-105.

[10]BORENSZTEIN B E, GREGORIO J D, LEE J W. How does FDI affect economic growth? [R]. NBER Working Paper, 1995.

[11]李艳丽. FDI对国内投资的挤入挤出效应——基于地区差异及资金来源结构视角的分析[J]. 经济动态, 2010(10):20-23.

[12]EASTERLY W. How much do distortions affect growth? [R]. Policy Research Working Paper, 1993,32(2):187-212.

[13]徐伟忠. 全球化条件下的南南合作[J]. 世界经济与政治, 2002(12):61-66.

[14]王跃生,马相东. 全球经济“双循环”与“新南南合作”[J]. 国际经济评论, 2014(2):61-80.

[15]XU B. Multinational enterprises, technology diffusion, and host country productivity growth [J]. Journal of Development Economics, 2000,62(2):477-493.

[16]KNELLER R, PISU M. Industrial linkages and export spillovers from FDI [J]. World Economy, 2007,30(1):105-134.

[17]KRISTIAN B. International integration and regional inequalities: how important is national infrastructure? [J]. Manchester School, 2011, 79(5):952-971.

[18]朴光姬. “一带一路”与东亚“西扩”——从亚洲区域经济增长机制构建的视角分析[J]. 当代亚太, 2015(6):37-62.

[19]王小鲁,樊纲,刘鹏. 中国经济增长方式转换和增长可持续性[J]. 经济研究, 2009(1):44-47.

[20]张军,高远,傅勇,等. 中国为什么拥有了良好的基础设施?[J]. 经济研究, 2007(3):4-19.

[21]STOREYGARD A. Farther on down the road: transport costs, trade and urban growth in Sub-Saharan Africa [J]. Review of Economic Studies, 2016,10:22-28.

[22]HODLER R. Regional favoritism [J]. Quarterly Journal of Economics, 2014,129(2):995-1033.

[23]HENDERSON J V, STOREYGARD A, WELDN. Measuring economic growth from outer space [J]. The American Economic Review, 2014,104(10):2909-2933.

2012,102(2):994-1028.

- [24]李忠民,夏德水,姚宇. 我国新丝绸之路经济带交通基础设施效率分析——基于 DEA 模型的 Malmquist 指数方法 [J]. 求索, 2014(2):97-102.
- [25]郭焯,许陈生. 双边高层会晤与中国在“一带一路”沿线国家的直接投资 [J]. 国际贸易问题, 2016(2): 26-36.
- [26]宋凌云,王贤彬. 重点产业政策、资源重置与产业生产率 [J]. 管理世界, 2013(12):63-77.
- [27]温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014(5):731-745.
- [28]JUDD C M, KENNY D A. Process analysis: estimating mediation in treatment evaluations [J]. Evaluation Review, 1981, 5: 602-619.
- [29]SOBEL M E. Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models [J]. Sociological Methodology, 1982, 13 (13):290-312.
- [30]FREEDMAN L S, SCHATZKIN A. Sample size for studying intermediate endpoints within intervention trials or observational studies [J]. American Journal of Epidemiology, 1992, 136(9):1148-1159.

(责任编辑:欧翠珍)

## China's Foreign Direct Investment, Infrastructure Construction and the “Belt and Road” National Economic Growth

SUI Guang-jun, HUANG Liang-xiong, HUANG Xing  
(Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510420, China)

**Abstract:** China's foreign direct investment is an important measure for China to affect and contribute to the world, and infrastructure construction is an important field of China's foreign direct investment. This paper builds an empirical model by using the unbalanced 2003 ~ 2012 panel data of the “Belt and Road” countries, to analyze how China's infrastructure investment in these countries affects their growth of per capita of real GDP. Firstly, the paper uses principal components method to create the infrastructure assessment index to measure the “Belt and Road” countries infrastructure level and finds that the regional disparity of infrastructure in these countries is narrowing and their infrastructure level is constantly improving. Subsequently, the empirical model finds that a 1% increase of China's direct investment to these countries can promote 0.01% of their growth of per capita of real GDP. The contribution rate of Chinese investment to the economic growth of these countries is about 12%. Finally, the mediating effect model shows that China's foreign direct investment can well boost the economic growth of these countries, and 30% of their growth is achieved by improving the infrastructure level of these countries.

**Keywords:** foreign direct investment; infrastructure; “Belt and Road”; economic growth; mediating effect