

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20221006.203

中国对“一带一路”沿线国家直接投资的减贫效应研究

毕朝辉, 于津平, 史亚茹

(南京大学商学院, 江苏南京 210093)

摘要: 本文基于2003—2019年“一带一路”沿线47个国家的面板数据, 实证考察了中国对外直接投资与“一带一路”沿线国家贫困水平之间的关系。研究发现, 中国对外直接投资显著降低了“一带一路”沿线国家的贫困发生率、贫困深度和贫困强度。异质性分析表明, 对于与中国邻近、中等收入水平以及与中国双边互信程度高的沿线国家, 中国对外直接投资的减贫效应更加明显。机制检验结果显示, 就业效应和技术溢出效应是中国对沿线国家直接投资发挥减贫效应的重要影响渠道。本文丰富和拓展了外国直接投资减贫效应的研究, 同时为中国加强与“一带一路”沿线国家的投资合作以及推动沿线国家实现减贫目标提供了有益的实践指导。

关键词: 中国对外直接投资; “一带一路”倡议; 减贫效应

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2023)05-0069-15

一、引言

贫困是人类社会面临的共同难题。2016年, 联合国启动了《2030年可持续发展议程》, 旨在全世界消除一切形式和表现的贫困。近年来, 受世界经济增速放缓、贫富分化现象加剧、贸易保护主义抬头等因素叠加影响, “一带一路”沿线国家减贫进程严重受阻。根据世界银行全球贫困人口估计数据, 按照每天1.9美元的极端贫困标准衡量, 2019年沿线国家的极端贫困发生率为2%左右, 极端贫困人口为6 799万人。按照每天3.2美元的中度贫困标准衡量, 沿线国家贫困发生率为10%左右, 贫困人口数量高达3.4亿人。如何摆脱贫困现状、实现2030年议程减贫目标是“一带一路”沿线国家亟待解决的重点议题。

资本匮乏是发展中国家摆脱“贫困陷阱”的最大阻碍, 而吸引外资可以弥补国内资本不足, 有效促进资本形成和经济发展。自“一带一路”倡议实施以来, 亚欧非国家应者云集, 中国对“一带一路”沿线国家的直接投资呈现出迅猛增长态势, 与沿线国家之间的投资合作不断深化。根

收稿日期: 2022-06-07

基金项目: 国家社会科学基金重大研究专项(18VDL014); 江苏省社会科学基金项目(21EYC006)

作者简介: 毕朝辉(1992—), 女, 南京大学商学院博士研究生(通讯作者, bzh_2021@163.com);

于津平(1964—), 男, 南京大学商学院教授, 博士生导师;

史亚茹(1994—), 女, 南京大学商学院博士研究生。

据商务部的统计,2021年,在全球对外直接投资面临巨大下行压力的背景下,中国对沿线国家的直接投资逆势上扬,达到241.5亿美元,占同期中国对外直接投资流量的13.5%,中国已成为沿线各国重要的投资来源地。那么,中国不断增加的对外直接投资是否有助于缓解沿线国家的贫困状况?其作用机制是什么?分析上述问题,对于进一步加强中国与沿线国家之间的投资合作以及推动沿线各国实现2030年议程减贫目标具有重要的现实意义。

实际上,国内外关于外国直接投资与东道国减贫关系的探讨并不鲜见。部分学者认为,外国直接投资通过促进经济增长、创造就业机会、改善营商环境等渠道发挥减贫效应(Gohou和Soumaré,2012;葛顺奇等,2016;Magombeyi和Odhiambo,2017)。也有部分学者指出,外国直接投资会加剧东道国收入不平等,不利于东道国减贫(Mold,2004;Ali等,2009)。本文认为,导致研究结论存在分歧的原因在于,现有研究忽视了外国直接投资来源地的异质性。作为世界上最大的发展中国家,从“走出去”战略的全面实施到“一带一路”倡议的深入推进,中国已成为全球重要的对外投资国,对世界各国的影响力显著增强。为此,有学者开始探讨中国对外直接投资与东道国减贫之间的关系,相关文献或停留在质性研究和理论推演阶段(余淼杰和高恺琳,2018;郑雪平,2021),或是侧重于中国在“一带一路”沿线“局部地区”直接投资可能产生的减贫作用(郑燕霞,2015;张原,2018;张元钊和庄韡,2022),但仍缺乏全域视角对中国对外直接投资与“一带一路”沿线国家减贫之间关系的实证探索,同时缺乏对中国对外直接投资减贫效应的作用机制和影响渠道的讨论和研究。为调和研究分歧和弥补文献疏漏,本文聚焦“一带一路”沿线国家的贫困问题,利用2003—2019年“一带一路”沿线47个国家的面板数据,深度考察了中国对外直接投资对“一带一路”沿线国家减贫的影响效应和内在机理。

本文可能的边际贡献如下:第一,在研究视角上,不同于以往研究强调中国对外投资对沿线“局部地区”的减贫效应,本文并立足于全域视角,理论分析和实证检验了中国对“一带一路”沿线国家直接投资的减贫效应。这一视角既丰富了外国直接投资减贫效应的研究文献,又彰显了中国践行“人类命运共同体”先进理念的责任担当。第二,在研究内容上,现有相关文献大多为定性分析,本文结合“一带一路”沿线国家的实际情况和中国对沿线国家直接投资的特征事实,采用中介效应检验方法,从就业效应和技术溢出效应两个层面探索了中国对外直接投资对沿线国家脱贫减贫的影响机制,为高质量共建“一带一路”及推进全球减贫事业提供了经验启示。第三,在研究方法上,与单一指标测算收入贫困水平的文献相比,本文将收入贫困细分为贫困发生率、贫困深度和贫困强度三个指标,进一步细化和评估了中国对“一带一路”沿线国家直接投资的减贫效应,使研究结论更具有说服力和稳健性。

二、文献综述与理论假设

随着经济全球化的纵深发展以及联合国减贫目标的确立,外国直接投资对东道国减贫的影响成为学术界和政策领域关注的热点议题。部分学者认为外国直接投资是消除贫困最有效的工具之一。外国直接投资可借助资本积累、技术扩散以及制度变迁等多种渠道促进东道国经济增长,而经济增长可通过“涓滴效应”自动惠及贫困群体(Magombeyi和Odhiambo,2017;Ahmad等,2019)。Klein和Aaron(2001)认为,外国直接投资不仅可以通过促进经济增长使贫困群体受益,还可以通过优化资产配置、减少收入波动、提高商业环境标准和改善社会安全网等方式改善贫困人口的生活状况,即使在“涓滴效应”不起作用的国家,外国直接投资仍然可以发挥减贫效应。在实证方面,Maertens等(2011)对塞内加尔、葛顺奇等(2016)对中国的研究都证实了外国直接投资可以创造就业机会、提高劳动力市场参与,进而缓解东道国低收入群体的贫困状况。在跨国研究方面,Gohou和Soumaré(2012)基于非洲52个国家的面板数据分析显示,外

国直接投资有助于改善非洲地区的贫困状况和提升居民福利水平。与此同时,也有学者对外国直接投资的减贫效应提出了质疑。Mold(2004)指出外国直接投资在促进东道国经济增长的同时,也会加剧其国内收入不平等,对减贫产生负面影响,综合考虑增长效应和分配效应后,外国直接投资并不能作为发展中国家减少贫困的主要手段。Ali等(2009)对巴基斯坦的分析显示,无论是在长期还是短期,外国资金流入都会加剧巴基斯坦的贫困状况。而Agénor(2004)的实证研究则表明,外国直接投资等全球化因素与发展中国家的贫困水平之间存在倒U形关系:在较低的水平上,外国直接投资加剧了发展中国家的贫困状况,在达到一定临界值之后,外国直接投资才具有显著的减贫效应。

随着中国经济实力的增强以及“走出去”战略和“一带一路”倡议的实施,中国已成为全球重要的对外投资国。少数学者也尝试研究中国对外直接投资对东道国贫困水平的影响。譬如,余森杰和高恺琳(2018)分析了中国—东盟自由贸易区的减贫效应,认为中国对东盟直接投资通过增加当地劳动力需求、提升居民工资水平以及推进基础设施建设等渠道产生了显著的减贫效果。在实证方面,郑燕霞(2015)使用实际人均GDP衡量非洲国家的贫困水平,检验了中国对非洲直接投资的减贫效应,发现二者之间存在非线性关系,在临界值之前,中国增加对非洲国家直接投资不利于非洲国家减贫,到达临界值后,中国加大对非洲国家直接投资具有显著的减贫效应。张原(2018)、张元钊和庄韡(2022)使用人类发展指数(HDI)作为贫困水平的代理指标,分别考察了中国对外直接投资对拉美国家和发展中国家的减贫效果。然而,上述文献更多讨论中国在“一带一路”沿线“局部地区”投资可能产生的减贫作用,缺乏从全域视角对中国对外直接投资与沿线国家减贫之间关系的实证探索,同时也缺乏对中国对外直接投资减贫效应的作用机制和影响渠道的讨论和研究。那么,中国对外直接投资能否促进“一带一路”沿线国家减贫?其内在机理如何?本文在既有研究基础上,结合“一带一路”沿线国家的实际发展状况和中国对沿线国家直接投资的特征事实,从就业效应和技术溢出效应两个方面对上述问题进行深入分析:

首先,中国对“一带一路”沿线国家直接投资可以为当地创造就业机会、优化沿线国家就业结构,从而提高沿线贫困人口的收入水平,缓解沿线国家的贫困状况。消除贫困的关键在于解决贫困人口的就业问题和增加贫困人口的收入,“一带一路”沿线多为发展中国家和新兴经济体,基础设施建设相对落后、产业发展水平普遍较低、低技能劳动力要素充裕,中国对外直接投资可以显著促进沿线国家就业增长(葛顺奇等,2016;祝继高等,2021)。第一,中国对沿线国家直接投资意味着生产活动的转移,可以直接为沿线国家创造大量的就业机会。中国对外直接投资在劳动密集型产业方面具备比较优势,能够与沿线国家要素禀赋和实际需求相契合。通过在沿线国家投资建厂,中国将国内成熟产业、劳动密集型生产阶段或生产环节转移至劳动力成本相对较低的沿线发展中国家,这一过程直接增加了沿线国家的低技能劳动力需求,解决了沿线国家大量剩余劳动力的就业问题,从而大大缓解了沿线国家的贫困程度(余森杰和高恺琳,2018;Osei,2019)。据商务部统计,截至2021年底,中国企业在沿线国家投资建设的境外经贸合作区,累计为当地创造39.2万个就业岗位。第二,中国对沿线国家直接投资可以通过关联效应间接提高沿线国家的就业水平。基于产业关联理论,中国在沿线国家投资建厂后可通过前向、后向关联性带动沿线国家上下游相关产业的发展,进而扩大上下游相关产业对剩余劳动力的需求,间接为沿线国家创造就业机会(李莺莉等,2014)。第三,中国对沿线国家直接投资可以通过劳动力在不同产业间的配置优化沿线国家就业结构,提高贫困人口的工资收入。与发达国家资本密集型投资不同,中国对沿线国家的直接投资主要集中在劳动密集型的工业和服务业部

门,不仅可以为沿线国家剩余劳动力提供就业岗位,还可以吸引农业就业人口向劳动密集型的工业和服务业部门转移,有助于优化沿线国家的就业机构,提高低收入群体的工资水平(王燕飞和曾国平,2006;王原雪等,2020)。由此可见,中国对沿线国家直接投资可以通过直接或间接的方式促进沿线国家就业增长和优化沿线国家就业结构,提高沿线贫困人口的收入水平,有助于沿线国家减贫脱贫、实现自身发展。

其次,中国对“一带一路”沿线国家直接投资可以通过技术溢出效应提升沿线贫困人口的技能水平,进而提高沿线贫困人口的收入水平。消除贫困的另一核心内容是提高贫困人口的创收能力,因此提升贫困人口的技能水平和劳动生产率是实现增收减贫的重要途径。中国对沿线国家直接投资过程中会产生技术溢出效应,为沿线国家技术进步创造了机遇,同时也为沿线贫困人口提高劳动生产率和技能水平创造了条件。第一,中国对沿线国家直接投资通过水平溢出效应提升沿线国家行业内劳动力的技能水平。沿线发展中国家普遍存在技术创新水平不高、劳动生产率较低等问题,相对而言,中国跨国企业在诸多领域具有明显的技术优势和丰富的管理经验,可以对沿线同行业企业起到示范效应,通过模仿、学习改进原有管理和技术,沿线同行业企业可以提高其劳动力的技能水平。同时,中国投资流入也会加剧沿线国家市场竞争,倒逼沿线同行业企业采取更有效的生产方式和管理手段,进而促进劳动力技能水平的提升。不仅如此,中国跨国企业在雇佣沿线国家劳动力时往往会对其进行职业培训、开展研发活动等,不仅有利于提高本部门劳动力的技能水平,当劳动力向其他企业流动时还可以进一步提升整个行业的生产效率和劳动力技能水平(郑雪平,2021)。第二,中国对沿线国家直接投资也可通过垂直溢出效应提升沿线国家行业间劳动力的技能水平。在共商、共建、共享的原则下,中国在科技和创新成果向沿线国家转移方面主动作为,积极推动与沿线国家在基础设施建设、先进制造业和数字经济等多个领域的开放合作(王灵桂和杨美姣,2022;李保霞等,2022)。在此情形下,中国跨国企业为沿线企业技术升级提供有效支持,进一步提升了沿线国家劳动力的技能水平。对于沿线上游企业,中国跨国企业对其提供技术支持、人员培训以及管理培训等,可以有效提高沿线上游企业的生产效率和劳动力技能水平。对于沿线下游企业,中国跨国企业向其提供成本更低或质量更高的产品,并与其进行技术和信息沟通合作,从而有助于提升沿线下游企业的生产效率和劳动力技能水平(Liu和Dunford,2016)。由此可见,中国对沿线国家直接投资可通过水平和垂直溢出效应,在整体上提高沿线国家劳动力的人力资本和技能水平,有效缓解沿线国家的收入贫困和能力贫困。

基于上述分析,本文提出理论假设:

H1:中国对“一带一路”沿线国家直接投资具有显著的减贫效应。

H2:中国对“一带一路”沿线国家直接投资通过就业效应和技术溢出效应两个渠道发挥减贫效应。

三、模型、变量与数据说明

(一)模型设定

本文重点研究中国对外直接投资对“一带一路”沿线国家贫困水平的影响,结合Gohou和Soumaré(2012)的研究,构建如下基本回归模型:

$$poverty_{it}=\beta_0+\beta_1lnfdi_{it}+\gamma_1X_{it}+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*表示“一带一路”沿线各个国家,下标*t*表示年份。被解释变量 $poverty_{it}$ 表示沿线国家的贫困水平; $lnfdi_{it}$ 是本文的核心解释变量,表示中国对沿线各国的直接投资水平; X_{it} 表示一系

列控制变量,包括沿线各国的物质资本(*capital*)、贸易开放度(*trade*)、政府支出(*government*)、教育水平(*education*)、工业化水平(*industrialization*)和制度质量(*wgi*); μ_i 表示不同国家的个体固定效应, ε_{it} 为随机误差项; $\beta_0, \beta_1, \gamma_i$ 表示待估计系数。

(二)变量选取及数据说明

1.被解释变量

参考谢申祥等(2018)的研究,本文从收入贫困的角度出发,按照国际贫困线标准^①,选取贫困发生率(*headcount ratio, HC*)、贫困深度(*poverty gap, PG*)和贫困强度(*squared poverty gap, SPG*)三个指标度量“一带一路”沿线各国的贫困水平。贫困发生率是指生活在贫困线(按2011年购买力平价计算的每天1.90美元)以下的人口比例,是国际上通用的贫困度量指标之一。贫困深度是贫困人口的收入水平与贫困线的平均距离,表示贫困人口摆脱贫困所需要的资源。贫困强度是加权贫困缺口平方和,表示贫困人口内部的收入不平等程度。上述三个指标可以相对全面和准确地衡量“一带一路”沿线国家的贫困水平,数据来自世界银行PovcalNet数据库。

2.核心解释变量

本文的核心解释变量是中国对外直接投资($\ln fdi_{it}$)。由于外国直接投资对东道国贫困水平的影响是持续的,本文选取中国对沿线国家直接投资的存量数据表示中国对沿线国家的直接投资水平,数据来自《中国对外直接投资统计公报》,并在实际使用中进行对数处理。

3.控制变量

物质资本(*capital*)。内生经济增长理论认为物质资本匮乏是导致“贫困陷阱”产生和发生贫困代际转移的根源所在,促进物质资本积累能够直接提高财富水平,改善生产和生活状况,是缓解贫困的重要手段。参考朱玮玮等(2018)的研究,本文采用沿线各国固定资本形成总额占GDP的比重衡量物质资本积累。

贸易开放度(*trade*)。贸易开放推动国内外市场竞争,提升国际分工效率,促进商品国际流动,可以为低收入群体创造就业机会,提高其工资收入和福利水平,具有显著的益贫性(Marchand, 2012)。但对于发展中国家而言,在一定时期内,贸易开放可能会降低国内企业竞争力,对传统产业产生巨大冲击,尤其是在劳动力流动受限时,贸易开放会造成大量失业,导致国民福利损失以及贫困状况恶化(郭熙保和罗知,2008)。本文采用沿线各国进出口总额占GDP的比重表示贸易开放程度。

政府支出(*government*)。政府支出可以弥补市场机制不足,通过直接帮扶和间接补贴效应调整社会财富分配,提升贫困人口的收入水平。同时,政府支出具有正外部性,可以刺激经济增长,促进充分就业,提升居民收入水平和消费水平,尤其是公共基础设施建设、社会性消费方面的支出,能够有效地改善民生、缓解贫困。但如果政府支出结构不合理、目标选择不精准,也可能导致干预失灵,使得政府支出难以真正惠及贫困人口,而且政府支出会产生挤出效应,导致私人投资和消费减少,影响其扶贫、减贫的持续性和有效性(缪言等,2021)。本文采用沿线各国政府最终消费支出占GDP的比重衡量政府支出水平。

教育水平(*education*)。教育一直被视为是提高家庭收入、降低贫困水平的重要因素。提高贫困人口的受教育水平能够促进人力资本积累,提高劳动生产率,有利于提高个体和家庭收入水平,有效改善贫困人口现状,并且可以阻断贫困代际传递。教育水平越高,教育回报率越高,

^①2021年6月23日,世界银行发布了1981年至2017年(部分地区为2018年和2019年)的全球贫困人口的修正估计数。该数据基于2011年购买力平价,明确了世界银行广泛使用的国际贫困线的衡量标准:按2011年购买力平价计算的每天1.90美元和3.20美元。其中,1.90美元的标准通常作为极端贫困标准,3.20美元的标准又称中度贫困标准。

其减贫效应越强(王浩名和岳希明,2019)。借鉴陈默等(2021)的做法,本文采用沿线各国中学入学率衡量教育水平。

工业化水平(*industrialization*)。提升工业化水平是促进发展中国家摆脱贫困的重要途径。工业化发展能够吸收大量隐性失业,促进农业剩余劳动力转移,提高贫困人口的工资收入,尤其是劳动密集型工业的发展,使低技能的贫困人口有机会进入工业部门就业并分享工业增长的成果(章元等,2012)。参考杨攻研等(2021)的研究,本文采用沿线各国制造业增加值占GDP的比重衡量工业化水平。

制度质量(*wgi*)。良好的制度质量能够协调经济社会关系,提高资源配置效率,是经济发展和贫困减缓的重要保证(Jindra和Vaz,2019)。参考王孝松和田思远(2019)的研究,本文选取全球治理指数中腐败控制、监管质量、话语问责、法律制度、政治稳定性以及政府效率六个专项指标的均值衡量沿线各国总体制度质量。

需要说明的是,制度质量数据来自世界银行的世界治理指标数据库(WGI),其他控制变量数据均来自世界银行的世界发展指标数据库(WDI)。本文所使用的主要变量及定义如表1所示。

表1 主要变量定义及数据来源

变量	符号	定义	数据来源
被解释变量			
贫困发生率	<i>HC</i>	生活在贫困线(1.9美元/每天)以下的人口比例	世界银行PovcalNet数据库
贫困深度	<i>PG</i>	贫困人口收入水平与贫困线(1.9美元/每天)的平均距离	
贫困强度	<i>SPG</i>	加权贫困缺口平方和	
核心解释变量			
中国对外直接投资	<i>lnfdi</i>	中国对沿线各国直接投资存量对数	《中国对外直接投资统计公报》
控制变量			
物质资本	<i>capital</i>	固定资本形成总额占GDP比重	世界银行WDI数据库
贸易开放度	<i>trade</i>	进出口总额占GDP比重	
政府支出	<i>government</i>	政府最终消费支出占GDP比重	
教育水平	<i>education</i>	中学入学率	
工业化水平	<i>industrialization</i>	制造业增加值占GDP比重	
制度质量	<i>wgi</i>	全球治理指数六个专项指标均值	

4. 样本选取

本文的研究样本为2003—2019年“一带一路”沿线47个国家的面板数据。以2003年为研究起点,是因为中国商务部、国家统计局于2003年开始公布中国对各国直接投资的统计数据。同时,由于世界银行PovcalNet数据库中全球贫困数据更新至2019年,所以本文的样本时间维度设定为2003—2019年。在样本国家的选择上,“一带一路”是开放包容的合作平台,参与其中的国家越来越多,目前尚未存在明确的空间范围。参考李兵和颜晓晨(2018)的研究,本文选取“一带一路”沿线64个国家作为研究对象^①。由于部分国家相关指标数据缺失严重,最终整理得到沿线47个国家的数据。本文主要变量的描述性统计如表2所示。

^①64个“一带一路”沿线国家包括:蒙古、俄罗斯、新加坡、印度尼西亚、马来西亚、泰国、越南、菲律宾、柬埔寨、缅甸、老挝、文莱、东帝汶、印度、巴基斯坦、孟加拉国、阿富汗、尼泊尔、不丹、斯里兰卡、马尔代夫、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、土库曼斯坦、塔吉克斯坦、乌兹别克斯坦、阿塞拜疆、格鲁吉亚、亚美尼亚、阿联酋、科威特、土耳其、卡塔尔、阿曼、黎巴嫩、巴勒斯坦、沙特阿拉伯、巴林、以色列、也门、埃及、伊朗、约旦、叙利亚、伊拉克、波兰、阿尔巴尼亚、爱沙尼亚、立陶宛、斯洛文尼亚、保加利亚、捷克、匈牙利、北马其顿、塞尔维亚、罗马尼亚、斯洛伐克、克罗地亚、拉脱维亚、波黑、黑山、乌克兰、白俄罗斯、摩尔多瓦。

表2 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>HC</i>	580	5.058	8.995	0	50.49
<i>PG</i>	580	1.182	2.173	0	16.852
<i>SPG</i>	580	0.452	0.838	0	7.338
<i>lnfdi</i>	580	8.794	2.914	0.693	14.167
<i>capital</i>	580	24.544	6.188	5.368	69.287
<i>trade</i>	580	92.034	41.113	25.306	210.374
<i>government</i>	580	16.695	10.655	5.039	115.933
<i>education</i>	580	87.379	18.858	22.511	120.651
<i>industrialization</i>	580	15.037	6.064	0.721	30.93
<i>wgi</i>	580	-0.114	0.679	-1.896	1.237

四、实证结果分析

(一) 基准回归

为初步考察中国对“一带一路”沿线国家直接投资的减贫效应,本文首先利用全样本进行回归。为避免估计偏误,本文采用固定效应模型,并通过LSDV法进行估计,表3报告了基准回归结果。其中,第(1)列和第(2)列是中国对外直接投资对沿线国家贫困发生率的影响结果。可以发现,不论是否加入控制变量,中国对外直接投资的估计系数均显著为负,说明中国向沿线国家直接投资显著降低了沿线国家的贫困发生率。第(3)列和第(4)列是中国对外直接投资对沿线国家贫困深度的影响结果,第(5)列和第(6)列是中国对外直接投资对沿线国家贫困强度的影响结果,估计结果显示中国对外直接投资的系数均显著为负,说明中国向沿线国家直接投资有助于降低沿线国家的贫困深度和贫困强度。从数值上来看,中国对沿线国家的直接投资存量提高1%,沿线国家的贫困发生率降低0.844%个单位,贫困深度降低0.209%个单位,贫困强度降低0.070%个单位。全样本回归结果表明,中国对“一带一路”沿线国家直接投资具有显著的减

表3 基准回归结果

	<i>HC</i>		<i>PG</i>		<i>SPG</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnfdi</i>	-1.216*** (0.139)	-0.844*** (0.115)	-0.312*** (0.055)	-0.209*** (0.032)	-0.109*** (0.018)	-0.070*** (0.015)
<i>capital</i>		-0.224*** (0.043)		-0.067*** (0.012)		-0.028*** (0.005)
<i>trade</i>		0.046*** (0.011)		0.012*** (0.003)		0.005*** (0.001)
<i>government</i>		0.030 (0.036)		0.016 (0.011)		0.005 (0.005)
<i>education</i>		-0.215*** (0.033)		-0.058*** (0.010)		-0.022*** (0.004)
<i>industrialization</i>		-0.306*** (0.116)		-0.072** (0.032)		-0.030** (0.015)
<i>wgi</i>		-4.509*** (1.077)		-1.067*** (0.338)		-0.401** (0.160)
<i>Constant</i>	7.790*** (0.907)	28.553*** (3.415)	1.910*** (0.260)	7.612*** (1.047)	0.654*** (0.110)	2.929*** (0.452)
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Obs</i>	580	580	580	580	580	580
<i>R-squared</i>	0.828	0.870	0.731	0.784	0.600	0.656

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内的数值为稳健标准误,下同。

贫效应,即中国对沿线国家直接投资不仅能够降低沿线国家贫困人口比例,还可以提供贫困人口摆脱贫困所需要的资源以及缓解贫困人口内部收入不平等程度。这说明,中国通过持续稳定的对外直接投资,能够切实有效地帮助沿线国家解决发展困境,推动沿线国家减贫目标的实现。综上,本文理论假设1得以验证。

控制变量的估计结果也基本符合预期。物质资本和教育水平对贫困发生率、贫困深度和贫困强度的影响均显著为负,说明物质资本积累和教育水平提升对改善沿线国家贫困人口现状、阻断贫困代际转移以及防止产生“贫困陷阱”至关重要,这与内生经济增长理论一致。贸易开放度的估计系数均显著为正,与Singh和Huang(2015)的研究结果一致。其原因可能在于:在一定时期内,相对落后的发展中国家面临来自发达国家的跨国公司竞争,对其国内产业造成一定冲击,使得低收入群体在开放贸易中受损。政府支出的估计系数均不显著,一定程度上说明可能存在支出结构不合理、挤出效应或干预失灵等情况,影响了政府支出减贫效应的有效性。詹琉璃和杨建州(2019)的研究也发现政府支出不具有统计显著性,其对减贫的影响尚不明确。工业化水平和制度质量的估计系数均显著为负,说明提升工业化水平和改善制度质量可以有效缓解沿线国家的贫困状况。正如上文指出的,推动沿线国家工业化发展可以创造大量非农就业岗位,提升低收入群体的收入水平,有效弥补贫困缺口、降低贫困发生率。而完善的制度建设有利于提高资源配置效率,是沿线国家贫困治理的重要保证。

(二)稳健性检验

1.稳健性检验

本文从以下四个方面进行稳健性检验:(1)替换被解释变量。采用按照世界银行中度贫困标准(基于2011年购买力平价计算的每天3.20美元)计算的贫困发生率、贫困深度和贫困强度重新衡量沿线国家的贫困水平,在此基础上对基准回归模型进行重新估计,回归结果见表4第(1)至(3)列。(2)替换核心解释变量。使用中国对沿线国家直接投资的流量数据替换基准回归中的存量数据。同时,为减少估计偏误,本文借鉴杨栋旭和于津平(2021)的方法,令 $\ln f d i f l o w = \ln (f d i f l o w + \sqrt{f d i f l o w^2 + 1})$ 处理中国对沿线国家直接投资流量数据中的零值和负值,回归的结果见表4第(5)至(6)列。(3)剔除贫困水平极端值。本文分别将每年贫困发生率、贫困深度和贫困强度最大和最小的国家样本予以剔除,以避免极端值对回归结果产生偏差影响,回归结果见表5第(1)至(3)列。(4)改变样本期间。考虑到2003年中国对沿线国家直接投资数据缺失值较多,本文在剔除2003年样本后重新估计基准回归模型,回归结果见表5第(4)至(6)列。可以发现,在各稳健性检验结果中,核心解释变量的系数符号和显著性均未发生本质变化,表明本文的基准回归结论是稳健的。

表4 替换变量的回归结果

	替换被解释变量			替换核心解释变量		
	HC3.2 (1)	PG3.2 (2)	SPG3.2 (3)	HC (4)	PG (5)	SPG (6)
<i>lnfdiflow</i>				-0.129*** (0.037)	-0.030*** (0.009)	-0.010*** (0.004)
<i>lnfdi</i>	-1.404*** (0.181)	-0.619*** (0.081)	-0.312*** (0.043)			
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	49.003*** (4.735)	21.215*** (2.287)	10.952*** (1.289)	34.803*** (4.495)	8.249*** (1.172)	2.852*** (0.442)
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Obs</i>	580	580	580	463	463	463
<i>R-squared</i>	0.958	0.918	0.874	0.855	0.786	0.697

表5 改变样本的回归结果

	剔除极端值			剔除2003年数据		
	HC (1)	PG (2)	SPG (3)	HC (4)	PG (5)	SPG (6)
<i>lnfdi</i>	-0.950*** (0.127)	-0.222*** (0.036)	-0.072*** (0.016)	-0.733*** (0.113)	-0.180*** (0.034)	-0.058*** (0.017)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	34.747*** (4.099)	7.860*** (1.182)	2.943*** (0.496)	24.025*** (2.858)	6.292*** (0.819)	2.413*** (0.343)
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Obs</i>	512	513	514	556	556	556
<i>R-squared</i>	0.858	0.764	0.666	0.884	0.808	0.674

2.内生性检验

本文使用滞后期和构建工具变量两种方法处理基准回归模型可能存在的内生性问题,具体而言:(1)使用解释变量的滞后项。将所有解释变量滞后一期,在此基础上对基准回归模型进行重新估计,这样可以缓解内生性问题,回归的结果见表6。可以发现,核心解释变量中国对外直接投资的估计系数仍显著为负,一定程度上说明,在控制了潜在的内生性后,回归结果依然支持本文的核心结论。

(2)选取工具变量。借鉴潘春阳和廖佳(2018)的做法,本文采用中国国内工资水平(*wage*)作为中国对外直接投资的工具变量。一方面,伴随着中国国内工资水平上升,企业进行对外直接投资以寻求相对廉价的劳动力资源。因此,中国国内工资水平与对外直接投资正相关,满足工具变量的“相关性”要求。另一方面,中国国内工资水平并不会直接影响沿线国家的贫困水平,满足工具变量的“外生性”要求。本文采用城镇单位就业人员工资指数衡量中国国内工资水平,数据来自国家统计局网站。本文使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计,回归结果见表7第(1)至(3)列。同时,本文还使用中国对外直接投资滞后一期项作为工具变量,回归结果见表7第(4)至(6)列。以中国国内工资水平和中国对外直接投资的滞后一期值作为工具变量,均通过了识别不足检验和弱识别检验,证明了上述工具变量的合理性。工具变量的回归结果显示,中国对外直接投资对沿线国家三个贫困指标的系数均显著为负,与基准回归结果一致,表明本文的研究结论是可靠的。

表7 使用工具变量的回归结果

	中国国内工资水平			中国对外直接投资水平滞后一期项		
	HC (1)	PG (2)	SPG (3)	HC (4)	PG (5)	SPG (6)
<i>lnfdi</i>	-0.760*** (0.123)	-0.159*** (0.034)	-0.045*** (0.016)	-0.816*** (0.121)	-0.192*** (0.034)	-0.061*** (0.016)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	28.749*** (3.318)	7.728*** (1.033)	2.988*** (0.447)	24.179*** (2.746)	6.177*** (0.791)	2.312*** (0.328)
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Obs</i>	580	580	580	544	544	544
<i>R-squared</i>	0.869	0.783	0.655	0.883	0.806	0.674

表6 使用解释变量滞后项的回归结果

	HC (1)	PG (2)	SPG (3)
<i>L.lnfdi</i>	-0.810*** (0.110)	-0.209*** (0.033)	-0.075*** (0.016)
控制变量	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	26.845*** (3.405)	7.202*** (1.069)	2.810*** (0.464)
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES
<i>Obs</i>	544	544	544
<i>R-squared</i>	0.878	0.789	0.650

(三)异质性检验

1.空间邻近关系差异

鉴于国家间的空间邻近关系是影响国际投资的重要因素,其可能会影响到中国对“一带一路”沿线国家直接投资的减贫效应。因此,有必要将沿线国家按照与中国的空间邻近关系作区分性考察。本文借鉴吕越等(2019)的做法,根据沿线国家是否与中国存在陆地接壤,将全样本分为与中国邻近的沿线国家和与中国非邻近的沿线国家,并分别对这两组国家进行检验,分组回归的结果见表8^①。与基准回归结果相比,与中国邻近的沿线国家和与中国非邻近的沿线国家的核心解释变量系数均显著为负,这表明了基准结果的稳健性,同时也说明中国对邻近沿线国家和非邻近沿线国家直接投资均具有显著的减贫效应。从系数大小来看,邻近沿线国家的核心解释变量系数大于非邻近沿线国家的核心解释变量系数,说明相较于非邻近沿线国家,中国对外直接投资对邻近沿线国家的减贫效应更强。这可能是因为:一方面,由于空间较为邻近,跨国投资不确定性和成本也会随之降低,导致中国对外直接投资更多地流向邻近沿线国家。另一方面,空间邻近性通常伴随着文化相似性,进而降低投资的交易和沟通成本,使得邻近沿线国家对中国投资的吸收程度更高。在此情形下,中国对外直接投资的效应更为显现,不仅能够显著拉动当地就业,还可产生更为明显的技术溢出效应,这些在促进当地经济发展的同时还可改善贫困人口的生活水平。反之,受到空间地理距离的阻碍,中国对非邻近沿线国家直接投资的减贫效应也相对有限。

表8 基于空间邻近关系分组的回归结果

	与中国邻近的沿线国家			与中国非邻近的沿线国家		
	HC (1)	PG (2)	SPG (3)	HC (4)	PG (5)	SPG (6)
<i>lnfdi</i>	-1.632*** (0.448)	-0.374*** (0.125)	-0.121** (0.049)	-0.421*** (0.084)	-0.104*** (0.027)	-0.033** (0.015)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	97.145*** (11.695)	24.062*** (3.813)	8.589*** (1.690)	14.696*** (2.195)	3.740*** (0.632)	1.435*** (0.280)
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Obs</i>	119	119	119	461	461	461
<i>R-squared</i>	0.882	0.814	0.754	0.923	0.849	0.668

2.经济发展水平差异

“一带一路”沿线国家处于不同的经济发展阶段,可能会影响中国对其直接投资的减贫效果。本文基于世界银行的分类标准^②,将全样本分为沿线中等收入国家和沿线高收入国家,分组回归的结果见表9^③。在沿线中等收入国家的回归中,核心解释变量的估计系数显著为负,这与基准回归结果相一致,说明中国对沿线中等收入国家直接投资具有显著的减贫效应。而在沿线高收入国家的回归中,核心解释变量的系数为正,且未通过显著性检验。可能的原因是,沿线中等收入国家的发展水平相对较低,为摆脱贫困处境,需要大量的外国资本流入。而中国的直接投资与沿线中等收入国家的实际发展需求相契合,因此能够发挥更加显著的减贫效应。而沿线高收入国家开发相对成熟,经济发展水平较高,外国投资的边际减贫效应递减,因此,中国对沿线高收入国家直接投资的减贫效应不明显。

①与中国邻近的“一带一路”沿线国家有13个,分别是:俄罗斯、蒙古国、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、塔吉克斯坦、阿富汗、巴基斯坦、印度、尼泊尔、不丹、缅甸、老挝和越南。

②世界银行按人均国民收入(GNI)将各国分为四组类型:低收入经济体为1085美元或以下;下中等收入经济体在1086美元至4255美元之间;上中等收入经济体在4256美元至13205美元之间;高收入经济体为13,205美元或以上。

③低收入国家数据缺失严重,样本量不足,故未进行检验。

表 9 基于经济发展水平分组的回归结果

	沿线中等收入国家			沿线高收入国家		
	HC (1)	PG (2)	SPG (3)	HC (4)	PG (5)	SPG (6)
<i>lnfdi</i>	-1.244*** (0.160)	-0.311*** (0.047)	-0.105*** (0.023)	0.024 (0.020)	0.006 (0.012)	0.003 (0.009)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	30.591*** (3.820)	8.246*** (1.172)	3.208*** (0.507)	1.194 (1.334)	0.243 (0.730)	0.096 (0.575)
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Obs</i>	415	415	415	165	165	165
<i>R-squared</i>	0.869	0.782	0.652	0.590	0.561	0.548

3. 双边互信程度差异

“一带一路”沿线各国与中国双边互信程度不同,可能会导致中国对沿线国家直接投资的减贫效应存在一定差异。基于此,本文借鉴协天紫光和樊秀峰(2021)的做法,选取中国与沿线各国的建交时间作为双边互信水平的代理变量,以均值为界将全样本划分为高双边互信国家和低双边互信国家,并分别对这两组国家进行检验,分组回归的结果见表10。与基准回归结果相比,当被解释变量为贫困发生率和贫困深度时,高双边互信国家组和低双边互信国家组的核心解释变量中国对外直接投资的系数均显著为负。当被解释变量为贫困强度时,高双边互信国家组核心解释变量的系数显著为负,低双边互信国家组核心解释变量的系数为负但不显著。从系数大小来看,低双边互信国家组核心解释变量的系数均小于高双边互信国家组,说明中国对高双边互信国家直接投资的减贫效应显著强于低双边互信国家。这一结果表明,良好的双边关系可以强化中国对沿线国家直接投资的减贫效果。这是因为,双边互信为中国对外直接投资创造了良好的营商环境,不仅能够增进企业间的交流合作,降低双边交易、契约成本,还可增进双方在核心领域的深入合作,释放东道国市场需求潜力,促进中国企业对外投资规模扩大,进一步强化中国对外直接投资的减贫效果。

表 10 基于双边互信程度分组的回归结果

	高双边互信国家			低双边互信国家		
	HC (1)	PG (2)	SPG (3)	HC (4)	PG (5)	SPG (6)
<i>lnfdi</i>	-1.229*** (0.164)	-0.299*** (0.046)	-0.101*** (0.018)	-0.486*** (0.150)	-0.129*** (0.047)	-0.044 (0.028)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	33.897*** (4.257)	8.872*** (1.358)	3.451*** (0.617)	24.810*** (4.554)	7.906*** (1.582)	3.578*** (0.750)
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Obs</i>	350	350	350	230	230	230
<i>R-squared</i>	0.852	0.749	0.621	0.937	0.884	0.748

(四) 影响机制检验

基准回归结果、稳健性检验和异质性检验均证实中国对沿线国家直接投资的减贫效应。进一步地,中国对外直接投资通过何种渠道降低沿线国家的贫困水平?根据理论机制分析,本文拟从就业效应和技术溢出效应两个路径进行考察。参考温忠麟等(2004)的研究,构建如下中介效应模型:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln fdi_{it} + \gamma_2 X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$poverty_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln fdi_{it} + \delta_2 M_{it} + \gamma_3 X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 表示中介变量, 包括: (1) 就业水平 (*employment*)。本文采用工业就业人数 (*industry*) 和服务业就业人数 (*service*) 衡量沿线国家的就业状况, 数据来自国际劳工组织数据库 (ILO), 并在实际使用中取对数。(2) 技术溢出 (*spillover*)。考虑到样本国家数据可得性, 本文采用专利申请数量衡量沿线国家的技术溢出效应, 数据来源于世界银行 WDI 数据库。

表11和表12报告了就业水平的中介效应检验结果。其中, 表11的第(1)列是中国对外直接投资对沿线国家工业就业水平的影响, 其估计系数显著为正, 说明中国对沿线国家直接投资有助于提升当地工业就业水平。表11的第(2)至(4)列是加入中介变量工业就业水平之后式(3)的回归结果, 工业就业水平对沿线国家贫困发生率、贫困深度和贫困强度的影响均显著为负, 说明提升工业就业水平可以有效缓解沿线国家贫困状况, 而中国对外直接投资对沿线国家贫困发生率和贫困深度的影响显著为负, 对贫困强度的影响为负但不显著, 说明工业就业水平的中介效应显著存在。

表 11 工业就业水平的中介效应检验结果

	工业就业效应			
	<i>industry</i> (1)	<i>HC</i> (2)	<i>PG</i> (3)	<i>SPG</i> (4)
<i>lnfdi</i>	0.047*** (0.004)	-0.327*** (0.110)	-0.076** (0.032)	-0.018 (0.016)
<i>industry</i>		-10.267*** (1.237)	-2.641*** (0.309)	-1.035*** (0.135)
控制变量	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	4.463*** (0.120)	76.009*** (7.020)	19.819*** (1.804)	7.715*** (0.798)
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Obs</i>	642	580	580	580
<i>R-squared</i>	0.995	0.884	0.800	0.673

表 12 服务业就业水平的中介效应检验结果

	服务业就业效应			
	<i>service</i> (1)	<i>HC</i> (2)	<i>PG</i> (3)	<i>SPG</i> (4)
<i>lnfdi</i>	0.050*** (0.003)	-0.417*** (0.143)	-0.125*** (0.041)	-0.046** (0.019)
<i>service</i>		-8.463*** (1.914)	-1.678** (0.564)	-0.482* (0.265)
控制变量	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	5.483*** (0.078)	75.878*** (11.755)	16.998*** (3.588)	5.625*** (1.684)
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Obs</i>	642	580	580	580
<i>R-squared</i>	0.998	0.874	0.787	0.658

表12以服务业就业水平为中介变量, 重复了上述分析过程, 结果显示, 中国对外直接投资对服务业就业水平的估计系数显著为正, 说明中国对外直接投资同样有助于提升当地服务业就业水平, 服务业就业水平和中国对外直接投资对沿线国家贫困发生率、贫困深度和贫困强度的估计系数均显著为负, 说明服务业就业水平的中介效应同样显著存在。可以发现, 创造就业

机会、优化就业结构是中国对沿线国家直接投资发挥减贫效应的重要影响渠道。

表13报告了技术溢出的中介效应检验结果。第(1)至(4)列的回归结果显示,中国对外直接投资对沿线国家专利申请数量的影响显著为正,说明中国对沿线国家直接投资具有技术溢出效应,专利申请数量和中国对外直接投资对沿线国家贫困发生率、贫困深度和贫困强度的影响均显著为负,这说明技术溢出的中介效应得以验证。上述结果证实了技术溢出效应是中国对沿线国家直接投资发挥减贫效应的重要影响渠道。

表 13 技术溢出的中介效应检验结果

	技术溢出效应			
	<i>spillover</i> (1)	<i>HC</i> (2)	<i>PG</i> (3)	<i>SPG</i> (4)
<i>lnfdi</i>	0.049*** (0.016)	-0.828*** (0.126)	-0.191*** (0.032)	-0.059*** (0.013)
<i>spillover</i>		-1.249*** (0.365)	-0.338*** (0.103)	-0.153*** (0.054)
控制变量	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	0.177 (0.529)	30.892*** (3.577)	7.333*** (0.892)	2.647*** (0.359)
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Obs</i>	534	500	500	500
<i>R-squared</i>	0.965	0.879	0.805	0.652

总体而言,中国对“一带一路”沿线国家直接投资通过就业效应和技术溢出效应两个渠道发挥减贫效应,本文的理论假设2得以验证。

五、结论和政策建议

本文基于2003—2019年47个“一带一路”沿线国家的面板数据,实证考察了中国对外直接投资与“一带一路”沿线国家贫困水平之间的因果关系,并从理论和实证两个方面分析了中国对外直接投资影响沿线国家减贫的作用机制。本文的主要结论有:第一,中国对外直接投资显著降低了沿线国家的贫困发生率、贫困深度和贫困强度,在替换变量、改变研究样本以及选用中国国内工资水平作为工具变量处理内生性问题后,结论依然稳健。第二,中国对外直接投资对沿线与中国邻近国家减贫的影响大于沿线与中国非邻近国家,对沿线中等收入水平国家的影响大于沿线高收入水平国家,对与中国双边互信程度高的沿线国家的影响大于与中国双边互信程度低的沿线国家。第三,中国对沿线国家直接投资的减贫效应是通过就业效应和技术溢出效应实现的。

根据本文研究结论,提出以下政策建议:

一是强化中国与“一带一路”沿线国家投资合作。就业效应和技术溢出效应是中国对外直接投资促进沿线国家减贫的重要路径。一方面,中国应继续加强与沿线国家工业部门的投资合作,分享工业化发展的先进经验和成果,帮助沿线国家提升贫困人口的技术水平和劳动生产率,提升贫困人口的收入水平。另一方面,中国应利用在基础设施建设领域的比较优势,充分发挥基础设施投资对沿线国家的就业带动作用,扩大上下游相关产业对剩余劳动力的需求,从而实现沿线国家的就业增长,优化就业结构,推动沿线国家摆脱“贫困陷阱”。

二是提升“一带一路”沿线国家投资便利化水平。目前,许多沿线国家在市场开放、引资政策以及行政效率等方面的发展比较滞后,增加了中国对其投资的成本和风险,也阻碍了沿线国家的减贫进程。为进一步吸引中国对外直接投资和实现减贫目标,沿线国家应积极参与“一带

一路”建设,着力构建国际化的营商环境,补齐短板,提升投资便利化水平。同时,中国也应以“一带一路”合作平台为契机,与沿线国家开展磋商和谈判,积极协调各国利益诉求,助力沿线国家的投资便利化水平提升和减贫事业发展。

三是推动“一带一路”倡议与2030年可持续发展议程深度融合。联合国2030年可持续发展议程的首要目标就是消除贫困,而中国对外直接投资能够显著推进沿线国家的减贫进程。为此,围绕减贫这一共同目标,中国应积极构建新型合作减贫机制,促进“一带一路”倡议与全球可持续发展议程的深度融合,实现二者在战略理念、具体目标等方面的深入对接,充分发挥中国对沿线国家直接投资的减贫效应,助推沿线国家实现减贫目标,增强“一带一路”倡议的国际吸引力和认同度。

主要参考文献

- [1]葛顺奇,刘晨,罗伟.外商直接投资的减贫效应:基于流动人口的微观分析[J].国际贸易问题,2016,(1):82-92.
- [2]郭熙保,罗知.贸易自由化、经济增长与减轻贫困——基于中国省际数据的经验研究[J].管理世界,2008,(2):15-24.
- [3]李保霞,张辉,王桂军.“一带一路”倡议的发展效应:沿线国家出口产品质量视角[J].世界经济研究,2022,(8):103-117.
- [4]吕越,陆毅,吴嵩博,等.“一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验[J].经济研究,2019,54(9):187-202.
- [5]缪言,白仲林,尹彦辉.财政支出政策的减贫效应:相对贫困治理视角[J].经济学动态,2021,(9):120-133.
- [6]潘春阳,廖佳.中国OFDI的制度效应存在吗?[J].经济评论,2018,(6):53-68.
- [7]王灵桂,杨美姣.发展经济学视阈下的“一带一路”与可持续发展[J].中国工业经济,2022,(1):5-18.
- [8]温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004,36(5):614-620.
- [9]郑雪平.“一带一路”高质量建设驱动合作国家减贫研究[J].社会科学,2021,(9):50-61.
- [10]祝继高,王谊,汤谷良.“一带一路”倡议下的对外投资:研究述评与展望[J].外国经济与管理,2021,43(3):119-134.
- [11]Ahmad F, Draz M U, Su L J, et al. Impact of FDI inflows on poverty reduction in the ASEAN and SAARC economies[J]. Sustainability, 2019, 11(9): 2565.
- [12]Jindra C, Vaz A. Good governance and multidimensional poverty: A comparative analysis of 71 countries[J]. Governance, 2019, 32(4): 657-675.
- [13]Magombeyi M T, Odhiambo N M. Foreign direct investment and poverty reduction[J]. Comparative Economic Research, 2017, 20(2): 73-89.
- [14]Osei A E. An assessment of the impact of foreign direct investment on employment: The case of Ghana's economy[J]. International Journal of Economics and Financial Research, 2019, 5(6): 143-158.

Poverty Reduction Effect of China's Outward Foreign Direct Investment in Countries along the “Belt and Road”

Bi Zhaohui, Yu Jinping, Shi Yaru

(School of Business, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Summary: In recent years, the poverty reduction process of countries along the “Belt and Road” has been seriously hampered by factors such as the slowdown of the world economy, the intensification of the polarization between rich and poor, the rise of trade protectionism, and the impact of the COVID-19 epidemic. To get rid of poverty and to achieve the poverty reduction goal of the 2030 Agenda are key issues that need to be addressed urgently in countries along the “Belt and Road”. The lack of capital is

the biggest obstacle for developing countries to get out of the poverty trap, while attracting foreign investment can make up for the lack of domestic capital and effectively encourage capital formation and economic development. Since the implementation of the “Belt and Road” initiative (BRI), China’s outward foreign direct investment (OFDI) in countries along the “Belt and Road” has revealed a general trend of dramatic increase, and China’s investment cooperation with countries along the “Belt and Road” has been deepening. Will China’s increasing OFDI help to alleviate poverty in countries along the “Belt and Road”? What is its mechanism? Analyzing the above issues is of great practical significance to further strengthen the investment cooperation between China and countries along the “Belt and Road”, and promote countries along the “Belt and Road” to achieve the poverty reduction goal of the 2030 Agenda.

In fact, the research on the relationship between foreign direct investment (FDI) and poverty reduction in host countries is not uncommon at home and abroad. However, there is still a lack of empirical research on the relationship between China’s OFDI and poverty reduction in countries along the “Belt and Road” from a global perspective. Meanwhile, it also lacks discussions on the influence mechanism of the poverty reduction effect of China’s OFDI. Therefore, this paper focuses on the effect of China’s OFDI on poverty reduction in countries along the “Belt and Road”. By using the panel data of 47 countries along the “Belt and Road” from 2003 to 2019, and using the fixed effect model, this paper systematically tests the effect and mechanism of China’s OFDI on poverty reduction in countries along the “Belt and Road”. The results show that China’s OFDI has significantly reduced poverty headcount ratio, poverty gap and squared poverty gap in countries along the “Belt and Road”. After replacing variables, changing research samples, and using China’s wages as the instrument variable to deal with the problem of endogeneity in regressions, the conclusion is further confirmed. The heterogeneity test finds that the poverty reduction effect of China’s OFDI is more obvious for China’s neighboring countries, middle-income countries, and countries with a high degree of mutual trust with China. Further analysis indicates that China’s OFDI has an effect on the poverty reduction of countries along the “Belt and Road” through the employment effect and the technology spillover effect.

The main contributions are as follows: First, instead of looking at the poverty reduction effect of China’s OFDI in some countries along the “Belt and Road”, this paper theoretically analyzes and empirically tests the poverty reduction effect of China’s OFDI in countries along the “Belt and Road” from a global perspective. The perspective not only enriches the research on the poverty reduction effect of FDI, but also highlights China’s contribution to build “a community with a shared future for mankind”. Second, combined with the reality in countries along the “Belt and Road” and the characteristics of China’s OFDI, this paper analyzes the influence mechanism of the poverty reduction effect of China’s OFDI in countries along the “Belt and Road”, which is different from the existing literature. Considering the content, this paper provides empirical evidence for the high-quality development of BRI and global poverty reduction. Third, compared with the existing literature, this paper uses poverty headcount ratio, poverty gap and squared poverty gap to measure income poverty, which is more clearly and accurately to analyze the poverty reduction effect of China’s OFDI in countries along the “Belt and Road”.

Key words: China’s OFDI; the “Belt and Road” initiative; poverty reduction effect

(责任编辑:王 孜)