

对非援助与中国企业对外直接投资

孙楚仁, 何茹, 刘雅莹

[摘要] 近年来,中国对非援助发展迅速,随之而来国内和西方舆论分别出现了关于“纯粹慈善行为”和“新殖民主义”的质疑。本文试图通过厘清中国对非援助与中国企业对外直接投资的关系及其影响机制,对以上言论进行驳斥。本文将援助纳入受援国提高政府治理能力的预算以及将政府治理能力纳入企业生产函数,构建了一个符合中国情景的理论模型,并使用2000—2014年“境外投资企业(机构)名录”“AidData中国对外援助数据库”“全球治理指数WGI”等相关数据进行实证分析。基准回归结果表明,对非援助能有效促进中国企业对外直接投资;进一步机制检验发现,中国对非援助的投资促进作用可以通过提高受援国监管质量、法治水平等政府治理能力实现;异质性分析发现,中国对非援助的投资促进作用主要体现在以发展为目的的援助、非中央企业投资、非洲低收入和中低收入国家。中国对非援助以提高受援国自主发展和可持续发展能力为目的,切实帮助受援国改善社会经济发展条件,在增强受援国投资吸引力的同时,促进中国企业对非直接投资。本文研究结果符合“构建中非命运共同体”的应有之义,有助于进一步理解中国对非援助的社会效应和经济效应,为中国未来对外援助和对外投资政策的制定提供有益参考。

[关键词] 对非援助; 对外直接投资; 政府治理能力; 中非命运共同体

[中图分类号]F420 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2021)03-0099-19

一、引言

中国对外援助事业与构建人类命运共同体息息相关。党的十九大报告提出“加大对发展中国家特别是最不发达国家援助力度,促进缩小南北发展差距”。《新时代的中国国际发展合作》白皮书明确“推动构建人类命运共同体是中国开展国际发展合作的崇高使命”。随着中国成为世界第二大经济体,中国更加积极地履行国际责任和义务,在南南合作框架下日益加强与非洲国家的发展合作,彰显大国担当。然而,国内外对中国对非援助的质疑却不绝于耳。一方面,国内出现了一些将国内建设和对外援助对立起来的言论,认为中国自身还是一个发展中国家,国内同样存在很多发展问题,而援助是纯粹的“慈善活动”^①,因此没有必要进行对外援助;另一方面,西方舆论不断指责中国对非

[收稿日期] 2020-05-22

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’区域价值链构建与中国产业转型升级研究”(批准号18ZDA039);国家自然科学基金重点项目“我国产业集聚演进与新动能培育发展研究”(批准号71733001)。

[作者简介] 孙楚仁,广东外语外贸大学广东国际战略研究院、经济贸易学院教授,博士生导师,经济学博士;何茹,西南财经大学国际商学院硕士研究生;刘雅莹,西南财经大学国际商学院博士研究生。通讯作者:刘雅莹,电子邮箱:yaying_liu@foxmail.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

^① 资料来源:光明网。如何认识年均300亿元的对外援助(http://theory.gmw.cn/2014-08/11/content_12463620.htm)。

援助是所谓的“新殖民主义”，目的是获得当地市场以及掠夺非洲的能源资源（刘爱兰等，2018）。Wolf et al.(2013)认为以基础设施为主的中国对非援助是为了掠夺非洲自然资源。Isaksson and Kotsadam(2018)结合 2000—2012 年非洲晴雨表调查和 AidData 中国对外援助数据研究发现，中国对非援助反而会使当地腐败问题更加严重。本文通过考察对非援助对中国企业对外直接投资的作用和机制，以期正面回应上述质疑。针对“纯粹慈善行为”的质疑，本文认为中国对非援助虽然不以经济利益为目的，但在事实上会带来经济效益，例如，促进中国企业对外直接投资。针对“新殖民主义”的质疑，本文认为中国对非援助可以增强非洲受援国的自主发展能力，通过改善社会经济发展条件，增强承接外商投资的能力、提高对外资的吸引力。

中国经济发展进入新常态，传统人口红利逐步减弱，经济增速逐步回落。在此背景下，中国企业必须更加坚定地“走出去”，才能充分利用国内国外“两种资源”“两个市场”，促进中国产业转型升级。而非洲整体发展落后、人口结构年轻，且拥有丰富的自然资源、巨大的基础设施建设需求，与中国科学的发展经验、稳定的资源需求、先进的基建能力形成互补，构成了中非双方发展合作的现实基础。然而，中国企业在“走出去”过程中也频频因政治、经济等风险导致损失或投资失败。根据美国企业研究所和传统基金会的中国全球投资追踪数据库(China Global Investment Tracker, CGIT)，仅在 2005—2014 年期间，中国企业遭受损失或投资失败的对非直接投资和工程项目总金额达 485.4 亿美元，其中涉及交通基础设施建设、能源资源、工程建设的项目约占总金额的 74.23%。因此，有必要利用对外援助这一政策和外交工具加强与受援国沟通、强化政治互信、完善有利于投资的制度安排，以增强中国企业投资信心、维护中国海外经济利益。目前，鲜有中国对非援助对中国企业对外直接投资影响方面的研究。中国积极在“南南合作”框架下同广大发展中国家特别是与低收入发展中国家开展国际发展合作。中国对外援助快速增长，援助在中国对外政策中的地位越来越重要。同时，中国企业对非直接投资与中国对非援助同样出现增长趋势(如图 1 所示)。因此，考察对中国对非援助对中国企业对外直接投资的影响，不仅有助于更好地理解对外援助在中国企业“走出去”中的重要作用，也能为深层次理解对外援助的政治和经济意义提供参考。

本文利用商务部“境外投资企业(机构)名录”、美国威廉玛丽学院“AidData 中国对外援助数据库”、世界银行“全球治理指数 WGI”和“世界发展指标 WDI”2000—2014 年相关数据，考察了中国对非援助能否促进中国企业对外直接投资。本文的边际贡献如下：①从企业层面考察了对非援助对中国对受援国直接投资的影响，丰富了援助与企业对外直接投资相关领域的研究。关于援助的研究大多关注援助对宏观社会经济环境的影响，包括援助与经济发展(Galiani et al., 2017)、援助与冲突(Crost and Johnston, 2014; Nunn and Qian, 2014)、援助与腐败(Isaksson and Kotsadam, 2018)等。而关于援助能否促进投资的文献，绝大部分都从国家层面考察对外援助对受援国 FDI 流入的影响(Harms and Lutz, 2006; Kimura and Todo, 2010; Selaya and Sunesen, 2012; Donaubauer et al., 2016; Lee and Ries, 2016)，部分研究从国家层面考察了对外援助对援助国对外直接投资的影响(Kimura and Todo, 2010; 董艳和樊此君, 2016)。但以中国作为援助国、从企业层面讨论中国对非援助对企业对外直接投资影响的文献极为匮乏。从国家层面考察援助与对外直接投资的关系只能有助于从整体上理解援助与投资的相关性，而从企业层面考察援助对企业对外直接投资的影响则有助于从因果关系角度理解微观主体对援助的感知，以及援助是否是影响企业对受援国进行直接投资的原因^①。②丰富了国际商务领域关于企业对外直接投资区位选择的文献。本文考察了对外援助

① 不同于董艳和樊此君(2016)仅从国家总量层面考察中国对非援助与 FDI 的关系，本文使用更为微观的企业层面投资数据考察援助对企业具体行为的影响。

这一政策性因素对企业对外直接投资的影响,从更为广义的角度理解企业对外直接投资的影响因素、为进一步理解国家在企业对外直接投资中的作用提供了参考。③考察了中国对非援助是通过何种机制对中国企业对外直接投资产生影响,发现援助可以通过提高受援国政府治理能力进而吸引中国企业投资,有助于分析企业对外直接投资行为的含义与深入理解援助影响投资的作用机制,驳斥了西方媒体宣称的中国对非援助的“新殖民主义”和“资源掠夺论”。

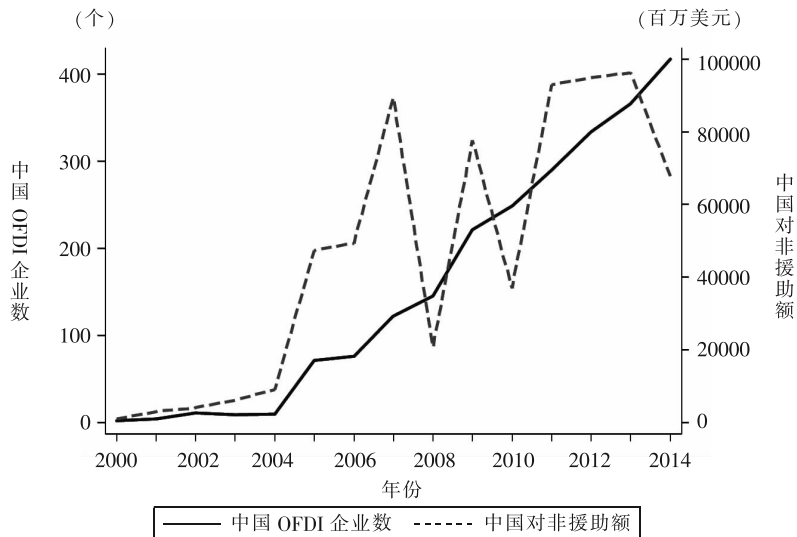


图1 2000—2014年中国对非援助与中国企业对非直接投资

资料来源:作者根据“境外投资企业(机构)名录”和“AidData 中国对外援助数据库”绘制。

二、文献综述

关于援助与投资的文献可大致分为两类,第一类是援助与投资的相关性,第二类是援助能否促进投资。第一类文献主要讨论援助与投资之间存在互补或是替代的关系。Kosack and Tobin (2006)指出援助与 FDI 本质上不相关,不存在替代或互补关系。Kristjánssdóttir(2007)对 1970—2004 年世界上三个重债穷国(Heavily Indebted Poor Countries, HIPC)的研究发现,随着人均收入水平提高,援助与外商直接投资的互补关系会逐渐转变为替代关系。Gnangnon and Roberts(2017)研究发现“促贸援助”与 FDI 都能对出口升级产生积极作用,且“促贸援助”与 FDI 对出口升级的互补或替代作用随 FDI 占 GDP 的比重变化而变化。张汉林等(2010)基于 1993—2007 年中国对非洲的官方发展援助与对非直接投资数据,研究发现对非直接投资与对非援助在规模上具有互补性、在各自占中国 GDP 比重上具有替代性。上述对于援助与投资相关性的研究有助于理解二者相互关系,而无法解释援助与对外直接投资的因果关系及其作用机制。

关于第二类援助能否促进投资的讨论又可分为以下两个方面:一是对外援助如何保障对外直接投资的问题,二是援助能否吸引外商直接投资或促进对外直接投资的问题。围绕援助如何保障对外直接投资的主题,已有研究主要关注对外援助在降低东道国政治风险、促进中国企业“走出去”中的重要作用。一些国内学者基于国家层面研究了如何降低东道国政治风险促进企业对外直接投资。比如,双边投资协定能够弥补东道国制度的缺位和不足,进而推动企业到制度环境较差的国家进行

投资(宗芳宇等,2012;杨宏恩等,2016);友好的双边政治关系作为东道国制度环境的一个替代性制度安排能提高企业对外直接投资规模、多元化程度和投资成功率(杨连星等,2016)。此外,政府提供的政策支持在客观上也能促进企业对外直接投资(张为付,2008;裴长洪和樊瑛,2010)。宋微(2020)同样认为,利用对外援助维护和促进援助国的经济利益逐渐成为国际共识。援助对风险的调节作用在被没收、征用和国有化等风险较高的国家(如撒哈拉以南的非洲)尤为显著(Asiedu et al.,2008)。Lu et al.(2017)对2002—2012年中国对50个非洲受援国的援助与投资数据研究发现,中国对外援助能有效降低中国企业在非洲、特别是资源丰富型国家所面临的政治风险。以上研究仅针对援助对于东道国潜在政治风险的调节作用,虽有助于理解援助对投资的积极作用,但未关注援助对对外直接投资的直接作用,特别是援助本身可能对社会民生改善、经济发展等方面产生重要影响,援助对投资的作用机制尚未理清。

已有相当文献关注援助对投资的直接效应。在这些研究中,大多数文献从国家层面讨论援助对受援国吸引外商直接投资的作用。Harms and Lutz(2006)对中等收入国家和低收入国家接受的援助与外商直接投资进行考察,发现总体上援助对外商直接投资的影响并不显著,援助对外商直接投资的促进作用在政府管制水平高的国家会得到加强。与Harms and Lutz(2006)的结论类似, Kimura and Todo(2010)发现总体上援助对FDI流入并无显著影响。Liao et al.(2020)则发现“一带一路”国家接受的国际发展援助对FDI有显著的挤出效应。除了从援助总量层面考察援助的影响,部分文献还区分了不同部门的援助以研究援助的异质性影响,其中一些研究指出基础设施援助对吸引外资具有积极作用(Selaya and Sunesen,2012;Donaubauer et al.,2016),即存在援助的“基础设施效应”。也有研究指出“促贸援助”(Aid for Trade,AfT)对吸引FDI具有积极作用(Lee and Ries,2016)。另一些文献从援助能否促进援助国对外直接投资的角度进行研究。Blaise(2005)基于条件Logit模型检验了日本对中国援助与其对中国投资的关系,结果发现日本援助促进了对中国的FDI。Kimura and Todo(2010)指出日本的对外援助存在“基础设施效应”和“先导效应”,即日本的基础设施援助有利于其向受援国进行对外直接投资、日本对外援助仅能促进日本对受援国的对外直接投资。董艳和樊此君(2016)利用系统GMM估计和分位数回归考察了中国对非援助对投资的影响,发现其影响呈倒“U”型,即中国对非援助在初期会促进中国对其投资,这样的促进作用会随着时间的推移而减弱。这些研究都是利用国家层面数据进行考察的,而中国对外直接投资的主体是企业,仅利用对外直接投资的总量数据分析二者存在的因果关系难免存在偏误,降低了其结果的可信度,也很难识别援助对企业对外直接投资的影响及机制。

上述研究对援助与投资之间的关系作了有益探讨,但存在以下不足:①仅讨论援助与投资的相关性难以识别二者之间存在的因果关系,无法剖析对外援助在投资中的作用;②部分研究仅从援助对东道国风险的调节效应角度考察二者关系,未深入分析援助对投资的直接效应;③对援助与投资的直接效应分析大多集中于援助能否促进受援国吸引外商直接投资和援助能否推动援助国自身对外直接投资,但二者仅停留在国家层面,无法识别援助对企业这一微观主体投资行为的影响。因此,对外援助对企业对外直接投资的因果关系还需作进一步讨论。基于此,本文利用企业层面的对外投资数据,讨论援助这一政府行为能否对企业对外直接投资产生影响,以识别援助是否是影响企业对受援国进行直接投资的原因。

三、理论模型

本文构建一个对外援助与对受援国投资的企业异质性模型,以论证对外援助有助于援助国企

业对受援国进行直接投资。模型假定,当没有外部援助时,一国只能依赖国内的资源提高政府治理能力;当存在外部援助时,则可以同时利用国内资源和援助带来的资源更好地提高政府治理能力。高效的政府治理能力能够促进在该国投资企业的生产效率提升。同时,该国治理能力的提高具有援助来源国企业偏向性,即受益于援助带来的政府治理能力的提高更能增进来自援助国的企业的生产效率。基于以上假定,对外援助能够促进援助国企业对受援国进行直接投资。

本模型不设货币部门,所有收入支出以实物计价。受援国市场中只有一个垄断竞争行业,行业内有连续 N 种产品。产品和企业之间存在一一对应关系,即每种产品只由一家企业生产且一家企业只生产一种产品。只有一种生产要素,即劳动力^①。有 L 个消费者,每个消费者无弹性地提供一单位劳动力,以换取工资 w 。受援国总收入为:

$$I=wL \tag{1}$$

1. 消费者行为

受援国居民的 CES 效用函数为:

$$U=(\int_0^N x(i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \tag{2}$$

其中, N 为异质性产品数(企业数), $x(i)$ 为受援国居民对第 i 种产品的消费量, $\sigma > 1$, 为产品之间的替代弹性。以效用最大化为原则,容易得到产品 i 的需求函数^②:

$$x(i)=\frac{p(i)^{-\sigma}}{P^{1-\sigma}}I \tag{3}$$

其中, $p(i)$ 为第 i 种产品在受援国的销售价格, $P=(\int_0^N p(i)^{1-\sigma} di)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 为受援国的价格指数。

2. 生产者行为

为体现对外援助能够提高受援国政府治理能力,模型假定受援国为提高政府治理能力的预算为 g ,该预算是固定的,在考察期内不发生变化。援助国对受援国的援助总量为 a ,该援助可用于援助国政府治理能力的建设。受援国同时利用自身预算和外来援助提高政府治理能力。政府治理能力的函数为:

$$s=s(g+a) \tag{4}$$

其中, $s' > 0$ 且 $s'' < 0$, 即 s 为严格递增的凹函数,这意味着治理投入的增加能严格提高政府治理能力,但存在边际递减效应。这一假定符合经济直觉,当一国政府获得更多资源时可以更好地提高政府治理能力。

为体现政府治理能力增强能提高在该国投资企业的生产效率,模型假定在受援国投资企业的产出不仅与自身生产率和雇佣的劳动力相关,也与受援国的政府治理能力相关,企业 i 的生产函数为^③:

$$y(i)=s\theta l(i) \tag{5}$$

其中, $l(i)$ 为企业生产雇佣的劳动力; θ 为企业 i 的劳动生产率,服从累积分布函数 $G(\theta)$ 。 $G(\theta)$

① 参考 Krugman (1979)、Melitz (2003) 等的建模方法,为简化模型,只引入了劳动力一种生产要素。需要说明的是,即使引入资本等生产要素和中间投入,本文模型的推导过程和结论仍然成立。同时包含劳动力、资本和中间投入的模型参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。
 ② 推导过程参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。
 ③ 均衡时,需求等于供给,即 $x(i)=y(i)$ 。

为严格递增函数, $G' > 0$, 也就是说概率密度函数 $g > 0$ 。这一假定符合经济直觉, 维持社会稳定、提高政府运营效率、减少腐败等政府治理能力的提高可以减少企业运营中的成本、提高企业生产效率。

每个援助国企业对受援国投资都需要以受援国劳动力衡量的数量为 f 的固定成本, 企业 i 直接投资的净利润为:

$$\pi(i) = p(i)y(i) - wl(i) - wf \quad (6)$$

根据上述利润表达式, 企业 i 在受援国销售的最优定价为^①:

$$p(i) = \frac{\bar{m}w}{s\theta} \quad (7)$$

其中, $\bar{m} = \frac{\sigma}{\sigma-1}$, 为在本文模型设定下垄断竞争的价格加成。

3. 企业对外直接投资决策

将公式(1)、(3)、(4)、(5)、(7)代入利润函数(6), 可得:

$$\pi(\theta) = \frac{1}{\sigma} \left(\frac{\bar{m}w}{s(g+a)\theta P} \right)^{1-\sigma} wL - wf \quad (8)$$

为简化分析, 模型假定受援国市场与其他国家市场相互分割。也就是说, 援助国企业基于在受援国的净利润是否大于零做出对外直接投资决策。当 $\pi(\theta) > 0$ 时, 可得:

$$\theta > \left(\frac{\sigma f}{L} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \frac{\bar{m}w}{s(g+a)P} \quad (9)$$

根据企业生产率 θ 服从累积分布函数 $G(\theta)$, 可以得到援助国企业对外直接投资的概率方程:

$$\Pr(\pi(\theta) > 0) = \Pr\left(\theta > \left(\frac{\sigma f}{L} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \frac{\bar{m}w}{s(g+a)P}\right) = 1 - G\left(\left(\frac{\sigma f}{L} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \frac{\bar{m}w}{s(g+a)P}\right) \quad (10)$$

对公式(10)进行二次求导, 可得:

$$\frac{\partial \Pr(\pi(\theta) > 0)}{\partial s} \frac{\partial s}{\partial a} = g(\theta) \left(\frac{\sigma f}{L} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \frac{\bar{m}w}{P} s(g+a)^{-2} s'(g+a) > 0 \quad (11)$$

由上式可知援助金额越大, 援助国企业对外直接投资的概率越大。结合此前的建模思路, 本文提出:

假说 1a: 对外援助能够促进援助国企业对受援国进行直接投资。

假说 2a: 对外援助可以通过提高受援国政府治理能力, 进而促进援助国企业对其进行直接投资。

4. 关于机制的进一步讨论

本部分将结合中国情境, 聚焦“提高政府治理能力”的机制对模型的适用性进一步讨论。已有相当多学者对援助能否提高政府治理能力展开研究, 例如: Bräutigam and Knack(2004)认为对非洲国家大量援助反而会降低其治理质量; Rajan and Subramanian(2007)研究发现在接受援助多的国家, 制造业等治理依赖型行业(Governance-dependent Industries)的增长更慢。事实上, 传统西方援助更多是救济类的短期消费型援助。同时, 受援国在接受西方援助后, 常常因应对援助国频繁的监督评估造成大量公共资源浪费, 不利于受援国政府关注本国经济发展问题和制度改革。本文认为, 不同于传统西方援助, 中国对非援助可能通过完善制度安排、加强项目管理等方式促进受援国政府治理能力提高。一方面, 对非援助可能促进中国与受援国政府展开对话, 倒逼制度质量较差的受援国完善治理体系。例如, 中国与非洲通过中非合作论坛机制展开高层对话与磋商, 以期建立起利于中非

^① 推导过程参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

双方开展国际发展合作的营商环境。《中非合作论坛——北京行动计划(2019—2021年)》明确提出“非洲国家将继续完善法律法规和基础设施、提供高效务实的政府服务,为吸引中国企业投资、开展产能合作创造良好条件和环境”。另一方面,中国积极推动援助“本土化”,在项目实施过程中注重开展技术合作、治理经验交流,有助于提升非洲受援国项目管理与实施能力(宋微,2019)。这些都有利于提高当地政府治理能力。

同时,东道国政府治理能力一直被认为是影响企业对外直接投资区位选择的重要因素之一。企业更倾向于到政局稳定、东道国治理水平高的国家投资(Henisz and Delios,2001;袁其刚等,2018),往往对其形成正向投资预期。王永钦等(2014)指出政府效率、监管质量、腐败控制对中国企业对外直接投资有显著正向影响。

由以上论述可以看出,本文的建模思路是符合中国对非援助的特征和中国企业对外直接投资决策倾向的。据此,可以将原本基于模型的假说具体到中国情境中,本文提出:

假说 1b:中国对非援助能促进中国企业对非直接投资。

假说 2b:中国对非援助能通过提高受援国政府治理能力,增强受援国投资吸引力,进而促进中国企业对非直接投资。

四、计量模型、变量与数据

1. 计量模型

为检验假说 1,本文设定基准计量方程:

$$OFDI_{ict} = \alpha + \beta_1 \ln aid_{ct} + X'_{ict} \eta + \varphi_t + \gamma_c + \lambda_k + \varepsilon_{ict} \quad (12)$$

其中, $OFDI_{ict}$ 为中国企业*i*在第*t*年对非洲国家直接投资的虚拟变量,若进行对外直接投资为1,否则为0。 $\ln aid_{ct}$ 为核心解释变量,表示中国在第*t*年对非洲国家*c*的援助金额的对数^①。 X'_{ict} 为国家层面和企业层面控制变量。国家层面控制变量包括市场规模、自然资源禀赋、人力资本投入、贸易开放度、外资开放度和基础设施水平等,企业层面控制变量包括企业年龄、注册资本等。并且,通过加入年份固定效应 φ_t 、国家固定效应 γ_c 和行业固定效应 λ_k 尽可能地控制不可观测因素的影响。年份固定效应 φ_t 主要控制特殊年份的重大外部冲击(如2008年全球金融危机)、“季节性”特征、宏观经济周期、共同时间趋势等影响因素。国家固定效应 γ_c 主要控制东道国不随时间变化的影响因素,如地理距离等。行业固定效应 λ_k 控制行业差异对中国企业对外直接投资决策的影响。 ε_{ict} 为随机扰动项。需要说明的是,由于被解释变量 $OFDI_{ict}$ 为二值变量,本文通篇采用Probit模型进行回归。如果估计系数 β_1 显著为正则支持假说1。

本文选取市场规模、自然资源禀赋、人力资本投入、贸易开放度、外资开放度和基础设施水平等作为控制变量的原因如下:①市场规模($\ln GDP$ 和 $\ln population$)。以国内生产总值和总人口作为市场规模的代理变量。经济规模和人口规模在一定程度上反映了市场规模,是影响企业决策的重要因素之一。一般而言,市场规模越大则发展潜力越大,企业对其进行对外直接投资的可能性越大(姚树洁等,2014)。②自然资源禀赋(*resource*)。以自然资源租金占GDP的比重衡量。非洲国家自然资源丰富,“资源寻求”动机被视为影响企业对外直接投资的重要因素之一(Kolk and Pinkse,2005;Buckley et al.,2007;董艳和樊此君,2016)。③人力资本投入(*education*)。以教育支出占国民总收入的比重衡

① 为避免零值问题和可能出现负值的问题,计算时均对援助金额加1后再取自然对数。

量。教育投入一定程度上反映了一国对人力资本开发的重视程度,教育水平越高意味着劳动力素质越高,则更可能吸引对外直接投资(袁其刚等,2018)。^④贸易和外资开放度(*trade_openness*和*FDI_openness*)。以贸易额占GDP的比重、外商直接投资净流入占GDP的比重衡量。贸易和外资开放度通常反映了东道国在世界市场中的参与程度,开放度越高的国家往往会吸引投资越多(Anyanwu,2012)。^⑤基础设施水平(*internet*)。以互联网用户比例衡量。基础设施是经济实现现代化发展的基础,反映了东道国的经济发展基础,是吸引FDI的重要因素之一(Blaise,2005;Anyanwu,2012)。选择企业年龄、注册资本作为企业层面控制变量的原因如下:①企业年龄(*lnfirm_age*)。以当期年份减去企业成立年份的自然对数衡量。企业年龄越大,其市场份额越高、经验越丰富、竞争优势明显,其对外直接投资的概率可能更大。②注册资本(*lnregi_capital*)。企业注册资本越大,说明企业初始规模越大,其对外直接投资的概率可能越大。

为检验假说2,本文采用逐步回归的方法考察政府治理能力是否为对非援助影响中国企业对外直接投资的机制。除了基准回归以外,还需设定以下计量方程:

$$Mechanism_{ct} = \alpha + \beta_2 \ln aid_{ct} + X'_{ct} \eta + \varphi_t + \gamma_c + \varepsilon_{ct} \quad (13)$$

$$OFDI_{ict} = \alpha + \beta_3 Mechanism_{ct} + X'_{ict} \eta + \varphi_t + \gamma_c + \lambda_k + \varepsilon_{ict} \quad (14)$$

其中,*Mechanism_{ct}*为机制变量。采用逐步回归方法,首先检验中国对非援助对机制变量的影响得到计量方程(13),再检验机制变量对中国企业对外直接投资的影响得到计量方程(14)。如果估计系数 β_2 和 β_3 同时显著为正,则可认为该机制成立。即支持假说2。

本文选取言论自由与问责、政局稳定与无暴力/恐怖主义、政府效率、监管质量、法治水平和腐败控制等政府治理能力作为机制变量。根据Kaufmann et al.(2011),具体定义如下:①言论自由与问责(*vae*)衡量了一国公民参与政府选举的程度,以及言论自由、结社自由和媒体自由等;②政局稳定与无暴力/恐怖主义(*pve*)衡量了政府被违宪手段或暴力手段(包括出于政治目的的暴力和恐怖主义)动摇或推翻的可能性;③政府效率(*gee*)衡量了公共服务质量、市民服务质量及其独立于政治压力的程度、政策制定和实施的质量以及政府对此类政策承诺的可信度;④监管质量(*rqe*)衡量了政府制定和实施稳健的政策法规以促进私人部门发展的能力;⑤法治水平(*rle*)衡量了公众对社会规则特别是涉及合同履行、产权、警察、法庭等的信心和遵守程度;⑥腐败控制(*cce*)衡量了公共权力被运用于为私人获利的程度(包括各种规模的腐败),以及精英阶层和私人利益对国家利益的影响。

2. 数据来源与处理

本文使用的数据主要包括中国商务部发布的“境外投资企业(机构)名录”、美国威廉玛丽学院创建的“AidData 中国对外援助数据库”、世界银行的“世界发展指标 WDI”和“全球治理指数 WGI”“企业工商数据”,以及“联合国大会投票数据”。

企业对外直接投资数据来源于商务部对外投资和经济合作司发布的“境外投资企业(机构)名录”。中国对境外投资企业现行“备案为主、核准为辅”的负面清单式管理模式,针对非敏感国家(地区)和非敏感行业,要求国内企业在境外开办企业时需要在商务部或地方商务主管部门提交纸质材料,并且在商务部网站中的“境外投资管理系统”上进行电子备案。因此,此份名录原则上备案了中国进行对外直接投资的所有企业,并提供境外投资证书编号、核准日期、境内投资主体、境外投资企业(机构)、投资目的国(地区)、省市和经营范围等信息,是目前可以得到的关于中国企业对外直接投资的样本量最大、代表性最强的数据资料(周茂等,2015;Fan et al.,2018)。本文整理得到2000—2014年1856家中国企业对非洲直接投资数据,其中,中央企业191家,非中央企业1665家^①。

^① 中国企业对非直接投资历年统计参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

中国对外援助数据来自美国威廉玛丽学院创建的“AidData 中国对外援助数据库”。该数据库利用TUFF(Tracking Underreported Financial Flows)技术追踪了中国 2000—2014 年对非洲、中东、亚太地区、拉丁美洲和加勒比地区、中东欧共 140 个国家和地区的官方援助项目,具体信息包括被援助国家和地区、承诺援助金额、援助部门、援助类型、援助目的等。目前,AidData 数据已被国内外学者广泛使用(董艳和樊此君,2016;Lu et al.,2017;Isaksson and Kotsadam,2018)。在处理援助数据时,原本数据库中含有 5466 条中国对外援助项目信息,仅保留对非洲国家援助及“适合用作研究”^①的援助项目、删除 45 个受援地为多国^②的项目后,共得到 2345 条对非援助项目信息。再对这些项目的承诺援助金额(现价美元)按国家、年度进行汇总,最终得到 2000—2014 年中国对 51 个非洲国家的援助数据。

国家层面控制变量来自世界银行的“世界发展指标 WDI”。本文从中选取了反映市场规模、自然资源禀赋、人力资本投入、贸易开放度、外资开放度、基础设施水平等的相关指标。企业层面控制变量来自于“企业工商信息”,具体的数据采集渠道为企查查网站^③。企查查为目前国内通用的企业查询工具,该平台已实现所有信息与国家工商总局同步更新。本文根据“境外投资企业(机构)名录”中的企业名称与企查查数据库中的企业名称和曾用名进行匹配,最终搜集整理得到 1844 家企业的工商信息,包括企业年龄、注册资本和所属行业。机制检验使用的变量来自世界银行的“全球治理指数 WGI”。该数据库中包含 6 个指标:言论自由与问责、政局稳定与无暴力/恐怖主义、政府效率、监管质量、法治水平和腐败控制。指标取值范围为-2.5 至 2.5,分值越高说明政府在该方面治理能力越强。

解决内生性问题时使用的变量来自联合国大会投票数据 (United Nations General Assembly Voting Data)。该数据有基于二分类或三分类投票数据计算的任意两国之间的投票相似度和亲和力指数等(Bailey et al.,2017)。二分类是指将投票行为分为两类,赞成与反对;三分类是指将投票行为分为三类,赞成、弃权与反对。其中,投票相似度根据两国都投“赞成”票的次数除以两国同时参与投票的次数进行计算,取值范围为 0 至 1;亲和力指数根据 Signorino and Ritter(1999)的方法计算得到,取值范围为-1 至 1,取值越高两国的政治兴趣越相近。本文使用的工具变量 *jointvotes2* 和 *jointvotes3* 则分别基于二分类和三分类投票数据,由投票相似度和亲和力指数综合计算得到,赋值越高代表两国投票相似度越高、对重大国际事务的共同关心程度越高。

综合以上数据,本文构建了 2000—2014 年包含 51 个非洲受援国和 1856 家中国对非直接投资企业的平衡面板数据,共计有 1419840 个观测值。剔除控制变量数据缺失的样本后,最终得到 1003750 个观测值作为本文实证分析的基础数据^④。

五、实证分析

1. 基准回归结果

为考察中国对非援助是否对中国企业对外直接投资起到促进作用,本部分根据计量方程(12)进行 Probit 回归。表 1 展示了基准回归结果。其中,第(1)列不加入任何控制变量与固定效应,用中

① 本文仅保留建议用作研究的项目信息,即“recommended_for_research”为“TRUE”的项目,删除“不适用于研究”的项目。这些项目主要为易重复统计的成套项目和项目状态为筹划中、取消或暂停的项目等。

② AidData 数据库并未提供受援方为多国时各国所获援助金额的比例,因此剔除了这 45 个项目信息。

③ 资料来源:https://www.qcc.com。

④ 主要变量的描述性统计参见《中国工业经济》网站(http://ciejournal.ajcass.org)附件。

国对非援助金额对企业对外直接投资直接进行回归, 结果显示援助对中国企业对外直接投资有显著的正向影响。第(2)列加入一系列国家层面控制变量, 第(3)列在第(2)列的基础上加入企业层面控制变量, 第(4)列进一步控制年份固定效应、国家固定效应和行业固定效应, 援助对企业对外直接投资的正向影响有所下降, 但仍然保持显著。第(4)列为最终的基准模型, 估计结果显示中国对非援助对中国企业对外直接投资有促进作用, 且在 1% 的显著性水平上成立。控制变量方面也整体上符合预期。从国家层面控制变量上看, 受援国 GDP 的影响为正但不显著, 人口的影响显著为正, 说明整体上市场规模和经济发展潜力是中国企业对外直接投资的重要考虑因素。自然资源禀赋的影响显著为正, 说明受援国自然资源越丰富, 中国企业对其直接投资的概率越大。经济开放度方面, 贸易

表 1 基准回归: 对非援助与中国企业对外直接投资

	(1)	(2)	(3)	(4)
	对外直接投资	对外直接投资	对外直接投资	对外直接投资
<i>lnaid</i>	0.0204*** (22.4991)	0.0173*** (12.9793)	0.0157*** (11.6469)	0.0048*** (2.9786)
<i>lnGDP</i>		0.1589*** (15.4351)	0.1596*** (15.0068)	0.1120 (1.5863)
<i>lnpopulation</i>		0.0465*** (3.9561)	0.0491*** (4.0642)	1.2710*** (2.5776)
<i>resource</i>		-0.0011 (-1.3352)	-0.0021** (-2.4833)	0.0037* (1.6464)
<i>education</i>		-0.0357*** (-7.0196)	-0.0368*** (-7.1158)	-0.0213 (-1.3720)
<i>trade_openness</i>		0.0018*** (4.6887)	0.0020*** (5.1463)	0.0013 (1.4845)
<i>FDI_openness</i>		0.0069*** (9.7592)	0.0062*** (8.3877)	0.0029** (2.1673)
<i>internet</i>		0.0043*** (5.0168)	0.0019** (2.1605)	-0.0042* (-1.6667)
<i>lnfirm_age</i>			0.1364*** (16.9738)	0.0731*** (7.7194)
<i>lnregi_capital</i>			0.0216*** (6.9378)	0.0254*** (7.0879)
<i>_cons</i>	-3.1987*** (-222.7616)	-7.7384*** (-45.2639)	-8.3357*** (-45.4382)	-29.3316*** (-3.6002)
年份固定效应	否	否	否	是
国家固定效应	否	否	否	是
行业固定效应	否	否	否	是
观测值数	1419840	1020800	1003750	965336
pseudo R ²	0.0170	0.0708	0.0895	0.1269
LR Chi ²	586.7814	1980.4736	2468.6114	3441.5465

注: 括号内为 z 统计量。***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 以下各表同。

开放度的影响为正但不显著,外资开放度的影响显著为正,说明整体上中国企业倾向对经济开放度较高的国家投资。人力资本投入的影响为负但不显著,互联网用户比例的影响显著为负,则一定程度上说明现阶段中国企业对外直接投资偏向一些社会发展水平、基础设施水平较低的国家。从企业层面控制变量看,企业年龄、注册资本的影响显著为正,说明企业存续时间越长、初始规模越大,其对外直接投资概率越大。综上所述,假说1得到验证,即中国对非援助能够显著促进中国企业对外直接投资。

2. 机制检验:提高政府治理能力

为检验假说2,本部分采用逐步回归方法对影响机制进行考察。表2和表3分别展示了计量方程(13)、(14)的估计结果。根据计量方程(13),表2检验了中国对非援助对机制变量的影响,结果显示中国对非援助对受援国言论自由与问责、政局稳定与无暴力/恐怖主义、政府效率、监管质量、法治水平、腐败控制等政府治理能力的提升影响显著为正。说明中国对非援助对受援国政府治理能力的提高有显著促进作用。根据计量方程(14),表3检验了机制变量对中国企业对外直接投资的影响。监管质量(*rqe*)和法治水平(*rle*)的估计系数显著为正,说明中国对非援助可以通过提高受援国监管质量和法治水平进而促进中国企业对外直接投资。监管质量衡量的是东道国政府制定和实施稳健的政策法规以促进私人部门发展的能力,法治水平衡量的是东道国公众对社会规则特别是涉及合同履行、产权、警察、法庭等的信心与遵守程度。受援国监管质量、法治水平越高意味着该国市场制度、法律法规越完善,市场规则越透明,越能为投资企业的生产经营提供制度保障。综上所述,中国对非援助可以提高非洲受援国言论自由与问责、政局稳定与无暴力/恐怖主义、政府效率、监管质量、法治水平、腐败控制等政府治理能力。同时,中国对非援助通过提高监管质量、法治水平等政府治理能力促进了中国企业对外直接投资。整体而言,假说2得到支持^①。

3. 异质性分析

(1)援助目的异质性。根据AidData数据库对援助目的的分类,中国对非援助可以划分为以下四种:发展目的援助(Development)、商业目的援助(Commercial)、特定目的援助(Representational)和混合目的援助(Mixed)。根据“AidData中国对外援助数据库”的说明^②,发展目的援助是指援助国提

表2 机制检验:援助对机制变量的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	言论自由与 问责	政局稳定与 无暴力/恐怖主义	政府效率	监管质量	法治水平	腐败控制
<i>lnaid</i>	0.0024* (1.6671)	0.0058** (2.2487)	0.0020* (1.8356)	0.0031** (2.4558)	0.0035*** (3.2422)	0.0021* (1.7054)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值数	521	521	521	521	521	521
R ²	0.9356	0.8642	0.9496	0.9323	0.9541	0.9366

① 根据中介效应模型进行机制检验的回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 资料来源:<https://www.aiddata.org/publications/aiddata-tuff-methodology-version-1-3>。

表 3 机制检验:机制变量对企业对外直接投资的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	对外直接投资	对外直接投资	对外直接投资	对外直接投资	对外直接投资	对外直接投资
<i>vae</i>	-0.1186 (-1.5665)					
<i>pve</i>		0.0308 (0.9776)				
<i>gee</i>			0.0844 (1.1396)			
<i>rqe</i>				0.2404*** (3.0365)		
<i>rle</i>					0.1630** (2.1339)	
<i>cce</i>						-0.0148 (-0.1997)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值数	916709	916709	916709	916709	916709	916709
pseudo R ²	0.1217	0.1216	0.1217	0.1219	0.1218	0.1216
LR Chi ²	3269.7112	3268.2060	3268.5488	3276.4982	3271.8062	3267.2892

供的不以追求经济利益、旨在促进受援国长期经济发展和提高福利水平的援助;商业目的援助是指援助国提供的以提高受援国商业、工业和经济利益,使援助国与受援国之间贸易和资源转移便利化,或支持援助国以追求商业利润为目的的援助;特定目的援助是指带有政治色彩的援助,如出于援助国利益考虑或基于援助国与受援国双边关系而提供的援助;混合目的援助是指结合上述两种及以上目的的援助。2000—2014年,中国对非援助中发展目的援助、商业目的援助、特定目的援助、混合目的援助的金额分别为662.71亿美元、87.34亿美元、1.38亿美元、172.35亿美元,分别占总援助金额的71.74%、9.45%、0.15%和18.66%^①。特定目的援助的极少占比也体现了中国对非援助“以不干涉别国内政为前提”的特征。

表4为区分不同目的援助的回归结果。第(1)列结果显示以发展为目的的援助对中国企业对外直接投资有显著促进作用,第(2)—(4)列结果显示商业目的援助、特定目的援助和混合目的援助对中国企业对外直接投资的积极影响十分有限。援助目的的异质性回归结果表明,中国对非援助将提高非洲受援国自主发展和可持续发展能力为目标,帮助非洲受援国改善社会经济发展条件,切实提高了受援国自主“造血”能力。相较于传统西方援助更注重“看不见的能力建设”而忽略非洲经济发展中亟待解决的现实问题,中国以发展为目的的对非援助则更加务实且强调“软硬并施”,即在坚持

^① 中国对非援助分目的的历年统计信息参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

以基础设施建设等“硬援助”为主的同时,加强在技术合作、人力资源合作开放等领域的“软援助”。而这些举措也都将为中国企业在非投资提供更加有利的条件。以发展为目的的中国对非援助具有明显的“援助与投资并举”和“市场化”特征(张原,2018)。

表 4 异质性分析:区分援助目的

	(1)	(2)	(3)	(4)
	发展目的	商业目的	特定目的	混合目的
<i>lnDEaid</i>	0.0041** (2.5460)			
<i>lnCOaid</i>		-0.0001 (-0.0364)		
<i>lnREaid</i>			-0.0026 (-0.7087)	
<i>lnMlaid</i>				0.0011 (0.8378)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值数	965336	965336	965336	965336
pseudo R ²	0.1269	0.1266	0.1266	0.1266
LR Chi ²	3439.0736	3432.4995	3433.0077	3433.1970

注: *lnDEaid*、*lnCOaid*、*lnREaid*、*lnMlaid* 分别为发展目的、商业目的、特定目的、混合目的的援助金额的自然对数。

(2)企业异质性。非洲经济发展水平低、治理水平低、北非与撒哈拉以南非洲地区局势不稳定等恶化了其投资环境,一般企业可能不太青睐非洲国家作为投资目的国。而对非援助可能会促进中国与受援国建立和完善政府合作与协调机制,完善适宜于投资合作的制度安排,从而改善当地投资环境、促进中国企业对非直接投资。如果对非援助是通过改善受援国当地投资环境(如提高政府治理能力)进而吸引中国资本的,那么对非援助对中国企业对外直接投资的促进作用可能更多会体现在非中央企业上。原因在于,相较于中央企业,非中央企业对潜在风险的承受能力较低,在“走出去”过程中对政策保障需求更大、对东道国制度环境要求更高,而对非援助能促进受援国政府提高治理能力、改善投资环境,这在一定程度上能增强非中央企业投资信心。基于此,本文根据该企业“是否为中央企业”考察援助对不同类型企业对外直接投资的影响。

表 5 第(1)、(2)列为区分企业所有权的回归结果。第(1)列为援助对中央企业对外直接投资的影响,第(2)列为援助对非中央企业对外直接投资的影响。可以看到,援助对中央企业对外直接投资的正向影响不显著,对非中央企业对外直接投资具有显著的正向影响。回归结果说明,对非援助对中国企业对外直接投资的促进作用主要体现在非中央企业上。该结论在一定程度上佐证了假说 2,中国对非援助通过提高受援国政府治理能力、增强受援国投资吸引力,进而吸引中国企业投资。

(3)国家异质性。本部分根据 2015 年世界银行国家收入分类标准^①,将非洲受援国划分为低收

① 资料来源: <https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups>。

入国家、中低收入国家、中高收入国家及高收入国家,以进一步探究中国对非援助的异质性影响。表5第(3)—(5)列为区分受援国发展水平的回归结果。第(3)列和第(4)列分别为对低收入国家和中低收入国家的回归,估计系数均显著为正。第(5)列为对中高收入及高收入国家的回归,结果显示中国对非援助对中国企业到中高收入和高收入非洲国家的投资促进效应较弱。这说明,中国对非援助对中国企业对外直接投资的促进作用主要体现在低收入国家和中低收入国家。

表5 异质性分析:区分企业所有权和受援国发展水平

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	中央企业	非中央企业	低收入国家	中低收入国家	中高收入及高收入国家
<i>lnaid</i>	0.0061 (1.5051)	0.0044** (2.4731)	0.0061** (2.1179)	0.0078** (2.5101)	0.0017 (0.4921)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
观测值数	79900	859729	393762	298634	175518
pseudo R ²	0.1503	0.1235	0.1109	0.1250	0.1106
LR Chi ²	756.8989	2676.8819	1170.5801	1412.7286	529.7844

4. 稳健性分析

(1)加入其他国家的援助。考虑到非洲国家不仅接受来自中国的援助,同时也接受来自其他国家的援助,这些援助同样可能会对中国企业对外直接投资产生影响。如果不对这种影响加以考虑,可能会使回归结果有偏。因此,本部分在基准设定中加入美国、德国、英国、日本和法国五大传统援助国的对非援助,考察其他国家非援助对中国企业对外直接投资的影响,以及在考虑其他国家非援助的情形下中国对非援助投资促进效应的稳健性。回归结果显示,美国对非援助对中国企业非直接投资的影响为负但不显著,英国和日本对非援助对中国企业非直接投资的影响为正但不显著。德国对非援助对中国企业非直接投资有显著的负向影响、法国对非援助对中国企业非直接投资有显著的正面影响,这可能是由于德国对非援助与中国对非投资具有一定的竞争性、而法国对非援助则与中国对非投资具有一定的互补性。同时,本文最关心的中国对非援助对中国企业对外直接投资的影响始终为正,其估计系数变化不大,且在1%的显著性水平上成立。这说明,即便在考虑其他国家非援助的情形下,中国对非援助对中国企业非直接投资的促进作用依旧是稳健的^①。

(2)考虑援助滞后期。考虑到中国对非援助对中国企业对外直接投资的促进作用可能存在一定滞后,在基准设定中加入援助的滞后一期和滞后二期以检验基准回归的稳健性。回归结果表明,当期和滞后一期的中国对非援助对中国企业对外直接投资具有显著的促进作用、且当期的促进作用相对更强,而滞后两期的中国对非援助则不显著。这说明,在考虑时滞性的情形下,基准回归的结论依旧是稳健的。

^① 全部稳健性分析回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

(3) 剔除特殊国家。本部分通过调整国家范围以检验基准回归的稳健性。①考虑剔除利比里亚、塞内加尔和乍得。原因在于,利比里亚、塞内加尔、乍得因中国台湾问题分别于1997年、1996年、1997年中止与中国的外交关系,又分别于2003年、2005年、2006年恢复与中国的大使级外交关系。这三个国家在2000—2014年样本期内与中国的外交关系均存在空窗期,而对外援助是建立在正式外交关系上的外事活动和双边合作。②考虑剔除圣多美和普林西比、索马里和南苏丹。圣多美和普林西比于2016年与中国“复交”,在整个样本期内始终与中国处于“断交”状态。索马里由于长期战乱,与中国投资往来较少。南苏丹于2011年才建国,此后与中国建交,在样本期内的各项指标也缺失严重。逐步剔除在2000—2014年期间与中国复交的国家(利比亚、塞内加尔、乍得)、整个样本期内始终与中国处于断交状态的国家(圣多美和普林西比)、长期处于战乱的国家(索马里)和数据指标缺失严重的国家(南苏丹)进行回归,对非援助对中国企业对外直接投资的促进作用依旧稳健。

(4) 工具变量回归。遗漏变量和双向因果关系是造成内生性问题的主要原因。首先需要说明的是本文的内生性问题相对较弱。一方面,本文在考虑市场规模、自然资源禀赋、人力资本投入、贸易开放度、外资开放度和基础设施水平等影响企业投资的主要宏观变量以及企业年龄和注册资本等企业层面变量的同时,也控制了年份固定效应、国家固定效应和行业固定效应,以减轻遗漏变量问题。另一方面,企业对外直接投资是微观主体行为,对外援助是国家政府决策,单个企业行为难以影响国家意志,因此企业对外直接投资逆向影响援助的可能性较小。但考虑到政府也可能出于刺激国内投资、帮助企业开拓海外市场等目的对非洲国家增加援助,再加上潜在遗漏变量带来的内生性问题,可能导致估计结果有偏。因此,本部分采用联合国大会投票数据作为工具变量进行2SLS回归。联合国大会投票数据与中国对非援助具有较强的相关性,而对于中国企业对外直接投资而言相对外生。第一阶段回归结果显示,*jointvotes2*与*jointvotes3*对援助有显著的正向影响,证明联合国大会投票与援助有较强的相关性。第二阶段回归结果显示,中国对非援助对中国企业对外直接投资仍然具有显著的正向影响。Wald外生性检验的卡方值分别为5.09(p值为0.0241)和2.80(p值为0.0941),分别在5%和10%的水平上显著,拒绝解释变量不存在内生性的原假设。弱工具变量检验的AR统计量分别为6.18(p值为0.0130)和3.56(p值为0.0593),拒绝工具变量与内生变量不相关的原假设,工具变量*jointvotes2*与*jointvotes3*不是弱工具变量。回归结果说明,在使用联合国大会投票数据作为工具变量解决内生性问题后,中国对非援助对中国企业对外直接投资的促进作用仍然是稳健的。

六、结论与启示

1. 主要结论

本文通过将援助纳入受援国提高政府治理能力的预算以及将政府治理能力纳入企业生产函数,构建了一个符合中国情景的援助与企业对外直接投资的理论模型。并在此基础上,使用2000—2014年商务部“境外投资企业(机构)名录”、美国威廉玛丽学院“AidData中国对外援助数据库”、世界银行“全球治理指数WGI”和“世界发展指标WDI”等相关数据进行实证分析。研究发现:①中国对非援助能有效促进中国企业对外直接投资;②中国对非援助通过提高受援国监管质量和法治水平等政府治理能力,加强受援国投资吸引力,进而促进中国企业对外直接投资;③中国对非援助对中国企业对外直接投资的促进作用主要体现在以发展为目的的援助、非中央企业投资、低收入和中低收入的非洲国家。对非援助能促进中国非中央企业的对外直接投资,表明中国援助对当地社会经济

发展具有积极影响,政府治理能力的提高吸引了私人资本流向非洲。中国对非援助对中国企业对外直接投资的促进作用主要体现在以发展为目的的援助上,则是中国帮助非洲受援国提高自主发展能力、实现共同发展的有力体现。中国对非援助确能通过改善非洲受援国社会经济条件进而促进中国企业对外直接投资,意味着中国与非洲的发展合作不是“零和游戏”,而是在平等互利的基础上实现共同发展、共享发展成果的“双赢”。这一结论既回应了中国国内将对外援助等同于“撒钱行为”“慈善活动”的质疑,也回击了西方的中国对外援助是“新殖民主义”“掠夺资源”等言论。

2. 政策建议

中国对非援助一直以来都是在平等互利的基础上进行的,不仅为非洲受援国“输血”,更重视提高受援国自主发展的“造血”能力,以实现共同发展。本文研究结论对于厘清援助与投资互动机制、促进中国企业“走出去”具有重要政策启示。

(1)坚持开展中国国际发展合作,助力构建人类命运共同体。一方面,要继续积极开展中国对外援助。由本文研究结果可知,中国对外援助通过提高受援国政府治理能力进而促进中国企业“走出去”。中国对外援助不仅能切实提高受援国“造血”能力,同时也促进了中国企业对非投资,最终实现双赢。因此,国家国际发展合作署应制定合理有效的援助水平,充分发挥中国对外援助对受援国社会经济发展的积极作用,帮助受援国长期可持续发展,为推动构建人类命运共同体做出贡献。另一方面,也要把握不同因素对中国对外援助的投资效应的异质性影响。由本文研究结果可知,中国对非援助对中国企业对外直接投资的促进作用主要体现在发展目的援助、非中央企业投资、非洲低收入和中低收入国家。因此,中国政府应将发展目的援助占援助总量的比重维持在合理范围,以最大限度地发挥对外援助的积极作用;中国政府应继续鼓励和支持中国非中央企业乃至更多的民营企业参与中国国际发展合作,为非洲甚至更广大的发展中国家经济发展注入更多活力;继续贯彻落实党的十九大报告中“加大对发展中国家特别是最不发达国家援助力度”的要求,将援助资金向欠发达国家倾斜,帮助这些国家增强自主发展能力、缩小发展差距。

(2)逐步建立起公开透明、科学高效的对外援助管理体系和制度安排。迄今为止,中国政府仅发布了《中国的对外援助(2011)》白皮书、《中国的对外援助(2014)》白皮书以及2021年《新时代的中国国际发展合作》白皮书,缺少对外援助的国别统计和项目信息统计。因此,中国政府一方面要加强对外援助的公开信息建设、提高对外援助透明度,借鉴国际先进经验逐步建立项目数据库和统计指标体系,为学术研究和政策评估提供案例和数据基础;同时要与国际组织和其他国家开展形式多样的援助合作和交流,以期消除国际社会对中国援助的偏见,为构建人类命运共同体争取最大合力。

(3)在扩大对外援助的同时,做好对外援助对推动构建人类命运共同体积极作用的宣传和推介工作。近年来,随着中国对外援助的发展,国内外出现了一些反对中国扩大对外援助的声音。根据本文研究结果,对于中国而言,对非援助能够带动中国企业进入非洲市场。援助并非纯粹的经济损失,也能够促进中国和非洲的经贸往来、带来经济利益。对于非洲国家而言,中国援助能够改善当地社会经济发展条件,同时带来中国投资,有助于自身经济发展。这对于驳斥西方对中国援助的“新殖民主义”言论具有重要意义。据此,中国政府应积极对本国国民和国际社会讲好中国国际发展合作的故事。

(4)充分发挥对外援助对中国企业“走出去”的积极作用。对于中国企业而言,应充分利用政策、技术、资金等优势谋求自身的海外利益与国际发展。^①中国企业特别是风险承受能力较弱的民营企业要紧跟国家包括援助在内的外交方针政策,把握国家政策信号,并结合自身比较优势、积极开拓国际市场。企业应特别关注中国在各大重要国际场合宣布的合作举措与方案,了解中国与东道国合

作的重要行业和关键领域,适时做出对外直接投资决策。^②中国企业应把握对外援助这一重要契机,及时通过多种渠道了解东道国商业信息和商业惯例,提高对外直接投资成功概率和效益。^③中国企业在“走出去”过程中,要善用“本土化”经营策略,积极承担社会责任,逐步树立起良好的国际声誉。

本文讨论了中国对非援助对中国企业对外直接投资的影响,未来至少在以下两方面还可进一步拓展。一是研究视角。本文主要从中国的角度验证了中国对非援助对中非发展合作的积极影响,即中国对非援助通过提高受援国政府治理能力进而促进中国企业“走出去”,推动了中非发展合作。未来,还可以主要从受援国角度研究中国对非援助对受援国自主发展能力的直接效应,例如,考察中国对非援助对受援国企业会产生何种影响、这种影响又能否体现受援国自主发展能力的提高。二是影响机制。除政府治理能力外,对非援助对中国企业对外直接投资的潜在机制还包括:^①获取信息。对非援助能帮助国内企业获取东道国社会、经济、法律、税赋、政府治理等有效信息,帮助企业做出对外直接投资决策。^②降低市场准入壁垒。对非援助支持了中国企业对非投资和建设,援建了大量关系受援国民生福祉的基础工程,在为非洲经济发展创造更多动力的同时,也帮助中国企业进入非洲相关市场。目前阶段,由于上述机制面临数据可得性等方面的限制,暂时难以进行量化分析,还有待未来研究的进一步讨论。

[参考文献]

- [1]董艳,樊此君.援助会促进投资吗——基于中国对非洲援助及直接投资的实证研究[J].国际贸易问题,2016,(3):59-69.
- [2]刘爱兰,王智烜,黄梅波.中国对非援助是“新殖民主义”吗——来自中国 and 欧盟对非援助贸易效应对比的经验证据[J].国际贸易问题,2018,(3):163-174.
- [3]裴长洪,樊瑛.中国企业对外直接投资的国家特定优势[J].中国工业经济,2010,(7):45-54.
- [4]宋微.中国对非援助70年——理念与实践创新[J].国际展望,2019,(5):73-93.
- [5]宋微.“一带一路”倡议下以对外援助促进对外经贸合作的政策思考[J].国际贸易,2020,(6):80-88.
- [6]王永钦,杜巨澜,王凯.中国对外直接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.
- [7]杨宏恩,孟庆强,王晶,李浩.双边投资协定对中国对外直接投资的影响:基于投资协定异质性的视角[J].管理世界,2016,(4):24-36.
- [8]杨连星,刘晓光,张杰.双边政治关系如何影响对外直接投资——基于二元边际和投资成败视角[J].中国工业经济,2016,(11):56-72.
- [9]姚树洁,冯根福,王攀,欧镜华.中国是否挤占了OECD成员国的对外投资[J].经济研究,2014,(11):43-57.
- [10]袁其刚,郜晨,闫世玲.非洲政府治理水平与中国企业OFDI的区位选择[J].世界经济研究,2018,(10):121-134.
- [11]张汉林,袁佳,孔洋.中国对非洲ODA与FDI关联度研究[J].世界经济研究,2010,(11):69-74.
- [12]张为付.影响我国企业对外直接投资因素研究[J].中国工业经济,2008,(11):130-140.
- [13]张原.中国对“一带一路”援助及投资的减贫效应——“授人以鱼”还是“授人以渔”[J].财贸经济,2018,(12):111-125.
- [14]周茂,陆毅,陈丽丽.企业生产率与企业对外直接投资进入模式选择——来自中国企业的证据[J].管理世界,2015,(11):70-86.
- [15]宗芳宇,路江涌,武常岐.双边投资协定、制度环境和企业对外直接投资区位选择[J].经济研究,2012,(5):71-82.
- [16]Anyanwu, J. C. Why Does Foreign Direct Investment Go Where It Goes? New Evidence from African Countries[J]. Annals of Economics and Finance, 2012, 13(2): 425-462.

- [17]Asiedu, E., Y. Jin, and B. Nandwa. Does Foreign Aid Mitigate the Adverse Effect of Expropriation Risk on Foreign Direct Investment[J]. SSRN Electronic Journal, 2008,78(2):268–275.
- [18]Bailey, M. A., A. Strezhnev, and E. Voeten. Estimating Dynamic State Preferences from United Nations Voting Data[J]. Journal of Conflict Resolution, 2017,61(2):430–456.
- [19]Blaise, S. On the Link between Japanese ODA and FDI in China: A Microeconomic Evaluation Using Conditional Logit Analysis[J]. Applied Economics, 2005,37(1):51–55.
- [20]Bräutigam, D. A., and S. Knack. Foreign Aid, Institutions, and Governance in Sub-Saharan Africa [J]. Economic Development and Cultural Change, 2004,52(2):255–285.
- [21]Buckley, P. J., L. J. Clegg, A. Cross, X. Liu, H. Voss, and P. Zheng. The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment[J]. Journal of International Business Studies, 2007,40(2):353–354.
- [22]Crost, B., and P. B. Johnston. Aid under Fire: Development Projects and Civil Conflict[J]. American Economic Review, 2014,104(6):1833–1856.
- [23]Donaubauer, J., B. Meyer, and P. Nunnenkamp. Aid, Infrastructure, and FDI: Assessing the Transmission Channel with a New Index of Infrastructure [J]. World Development, 2016,(78):230–245.
- [24]Fan, H., F. Lin, and L. Tang. Minimum Wage and Outward FDI from China [J]. Journal of Development Economics, 2018,(135):1–19.
- [25]Galiani, S., S. Knack, L. C. Xu, and B. Zou. The Effect of Aid on Growth: Evidence from a Quasi-Experiment [J]. Journal of Economic Growth, 2017,22(1):1–33.
- [26]Gnangnon, S. K., and M. Roberts. Aid for Trade, Foreign Direct Investment and Export Upgrading in Recipient Countries [J]. Journal of International Commerce, Economics and Policy, 2017, 8(2): 1750010.
- [27]Harms, P., and M. Lutz. Aid, Governance and Private Foreign Investment: Some Puzzling Findings for the 1990s [J]. Economic Journal, 2006,116(513):773–790.
- [28]Henisz, W. J., and A. Delios. Uncertainty, Imitation, and Plant Location: Japanese Multinational Corporations, 1990–1996 [J]. Administrative Science Quarterly, 2001,46(3):443–475.
- [29]Isaksson, A. S., and A. Kotsadam. Chinese Aid and Local Corruption [J]. Journal of Public Economics, 2018, (159):146–159.
- [30]Kaufmann, D., A. Kraay, and M. Mastruzzi. The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues [J]. Hague Journal on the Rule of Law, 2011,3(2):220–246.
- [31]Kimura, H., and Y. Todo. Is Foreign Aid a Vanguard of Foreign Direct Investment? A Gravity–Equation Approach [J]. World Development, 2010,38(4):482–497.
- [32]Kolk, A., and J. Pinkse. Business Responses to Climate Change: Identifying Emergent Strategies [J]. California Management Review, 2005,47(3):6–20.
- [33]Kosack, S., and J. Tobin. Funding Self-Sustaining Development: The Role of Aid, FDI and Government in Economic Success [J]. International Organization, 2006,60(1):205–243.
- [34]Kristjúnisdóttir, H. Talking Trade or Talking Aid? Does Investment Substitute for Aid in the Developing Countries [R]. Ioes Working Paper, 2007.
- [35]Krugman, P. Increasing Returns, Monopolistic Completion and International Trade [J]. Journal of International Economics, 1979,9(4):469–479.
- [36]Lee, H. H., and J. Ries. Aid for Trade and Greenfield Investment [J]. World Development, 2016,(84):206–218.
- [37]Liao, H., Y. Chi, and J. Zhang. Impact of International Development Aid on FDI along the Belt and Road [J]. China Economic Review, 2020,(61):101448.
- [38]Lu, J., X. Huang, and M. Muchiri. Political Risk and Chinese Outward Foreign Direct Investment to Africa:

- The Role of Foreign Aid [J]. *Africa Journal of Management*, 2017,3(1):1-17.
- [39]Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003,71(6):1695-1725.
- [40]Nunn, N., and N. Qian. U.S. Food Aid and Civil Conflict [J]. *American Economic Review*, 2014,104(6):1630-1666.
- [41]Rajan R., and A. Subramanian. Does Aid Affect Governance [J]. *American Economic Review*, 2007,97(2):322-327.
- [42]Selaya, P., and E. R. Sunesen. Does Foreign Aid Increase Foreign Direct Investment [J]. *World Development*, 2012,40(11):2155-2176.
- [43]Signorino, C. S., and J. M. Ritter. Tau-b or Not Tau-B: Measuring the Similarity of Foreign Policy Positions [J]. *International Studies Quarterly*, 1999,43(1):115-144.
- [44]Wolf, C. Jr., X. Wang, and E. Warner. China's Foreign Aid and Government-Sponsored Investment Activities: Scale, Content, Destinations, and Implications [M]. Santa Monica: RAND Corporation, 2013.

Aid to Africa and Outward FDI of Chinese Enterprises

SUN Chu-ren¹, HE Ru², LIU Ya-ying²

- (1. Guangdong Institute for International Strategies GDUFS, Guangzhou 510420, China;
2. School of International Business SWUFE, Chengdu 611130, China)

Abstract: In recent years, the rapid development of China's aid to Africa causes controversy at home and abroad, such as "charity" and "neocolonialism". This paper seeks to refute these claims by clarifying the relationship and mechanism between China's aid to Africa and Chinese enterprises' direct investment. By adding foreign aid to government budget with respect to improving governance capacity and introducing governance to production function, this paper builds a theoretical model that fits the Chinese scenario. Based on the Recorded List of Overseas Investment Enterprises provided by China's Ministry of Commerce, Global Chinese Official Finance Dataset by AidData and Worldwide Governance Indicators (WGI) between 2000 and 2014, this paper investigates whether China's aid to Africa could promote outward FDI of Chinese enterprises. The baseline regressions show that China's aid to Africa can promote outward FDI of Chinese enterprises by improving governance capacity, such as the quality of supervision and the level of rule of law. Moreover, the results of heterogeneity tests show that this positive impact is significant regarding to aid with development intent, investments of non-central enterprises, low-income and lower-middle-income economies in Africa. Aimed at enhancing recipient countries' capacity for independent and sustainable development, China's aid to Africa helps to improve socio-economic performance and investment environment of recipient countries, which leads to promote Chinese enterprises' outward FDI in Africa. These results show that China's aid to Africa has effectively promoted the process of building an even closer China-Africa community with a shared future. These results are also conducive to a deeper understanding of the social effects and economic effects of China's aid to Africa and the formulation of China's future foreign aid and investment policies.

Key Words: aid to Africa; outward foreign direct investment; governance capacity; China-Africa community with a shared future

JEL Classification: F23 F35 O19

[责任编辑:许明]