

援助与冲突

—— 基于中国对外援助的证据

李嘉楠 龙小宁 姜 琪*

摘 要 本文使用 2000—2014 年中国对外援助数据和乌普萨拉冲突数据,发现中国“其他官方援助”可以显著减少受援国冲突。针对内生性问题,本文使用中国优势产能指标作为工具变量。在考虑样本选择偏误和不同类型国际援助后,结果保持稳健。在机制部分,我们发现中国援助显著提高了受援国的基础设施水平和工业就业率,提高了参与冲突的“机会成本”。本文的发现支持了中国援助模式的有效性,也支持了基础设施建设对于经济发展的重要性。

关键词 中国对外援助,地区冲突,基础设施建设

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.04.01

一、引 言

在过去 20 年,世界经济和社会稳步发展,但地区冲突的频率并没有下降,仍是妨碍地区经济发展的重要因素。2007—2008 年全球金融危机加速了贫困地区的经济衰退,地区冲突日益加剧,成为国际社会关注的热点。根据“乌普萨拉冲突数据项目”(Uppsala Conflict Data Program, UCDP)提供的统计,如图 1 所示,在 2000—2014 年间,地区冲突频率持续上升,死亡人数并没有明显的下降趋势。¹频发的武装冲突严重阻碍了经济发展和人力资本的积累,不仅影响了当地居民基本食物和营养的保证,更影响了医疗服务和教育服务的提供。前者是人力资本赖以存在的基础,后者则是人力资本进一步提高的重要条件 (Miller and Wherry, 2019)。

* 李嘉楠,厦门大学经济学院、王亚南经济研究院;龙小宁,厦门大学知识产权研究院、“一带一路”研究院;姜琪,厦门大学经济学院。通信作者及地址:龙小宁,福建省厦门市思明区思明南路 422 号厦门大学祖营楼(嘉庚四)604 室,361005;电话:13906004551;E-mail: cxlong@xmu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金重大项目(71790601)、国家自然科学基金面上项目(72073114)、国家自然科学基金青年项目(71503223)、马克思主义理论研究和建设工程重大项目(2015MZD006)、厦门大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(20720181036)的资助,感谢厦门大学刘必清、袁加军的技术支持,感谢匿名审稿人提出的宝贵建议,文责自负。

¹ 乌普萨拉冲突数据项目 (UCDP) 是由瑞典乌普萨拉大学资助的收集与整理全球冲突微观数据的项目,同时每年公布全球冲突评估情况。1994 年死亡人数的跳跃是由卢旺达种族大屠杀造成。

随着国际援助规模不断扩大,如何探索一个能够有效抑制地区冲突的援助模式成为当务之急。西方援助侧重实物赠予和机构改革,相反,中国援助侧重金融支持和基础设施建设,注重直接普惠当地民众。相对于西方设置附加条件的援助模式,中国不附加条件的外援模式往往被西方媒体批评为对受援国落后治理能力的妥协。对比和评价中国与西方国家不同的对外援助模式,有助于总结过去国际对外援助的经验和教训,已经成为一个重要的研究命题。

虽然西方发达国家对国际援助投入巨大,但效果依然存在争议。很多研究发现西方援助对受援国的经济发展并没有帮助。目前,文献上对于西方援助模式能否有效减少受援国冲突存在争议,一些研究甚至发现西方援助增强了地方武装的实力,加剧了地区冲突(Nunn and Qian, 2014)。由于西方援助并没有对减少冲突起到预期的作用,探讨中国援助模式就为国际援助的探索提供了一个新的视角。基于此,本文分析探讨 2000—2014 年间中国的对外援助对受援国地区冲突的影响及其机制。

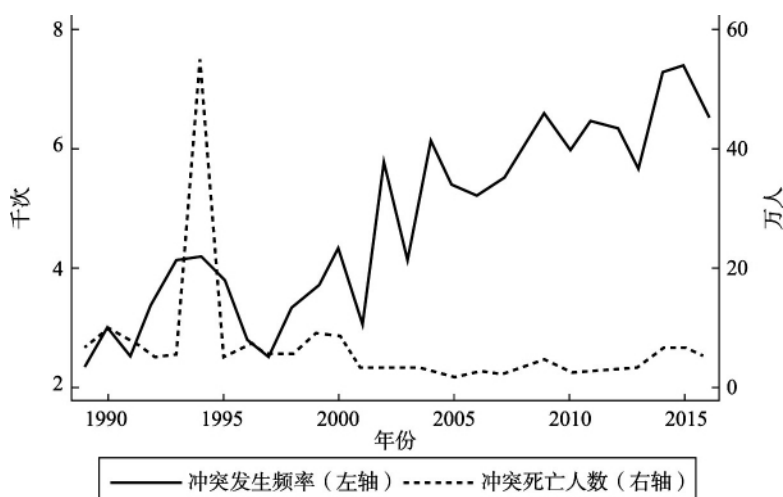


图 1 1989—2016 年全球冲突发生频率及冲突死亡人数

数据来源:UCDP。

中国对外援助的模式有利于减少地区冲突。中国对外援助的规模增长迅速,根据《中国的对外援助》白皮书,2010—2012 年三年间中国援助金额总计 893.4 亿元,相当于中国 1950—2009 年 60 年援助总额的 1/3。中国对外援助不附带政治条件,不干涉受援国内政。在具体实施上,中国援助更关注受援国的基础设施建设与市场需求,以贸易投资合作为宗旨,促进双边共同发展,为受援国提升经济发展质量提供实质性的支持,有别于西方的单向“给予—接受”模式。中国援助强调公益性和普惠性,注重援助项目对当地民众的直接效益,而不是简单为当地执政机构服务。与西方援助相比,以基础设施建设为主的中国对外援助不仅在短期内可以帮助受援助地区提高就业率,也

可以在长期促进当地经济增长，从而更有利于消除地区冲突的根源。目前，鲜有文献关注中国外援对于受援国地区冲突的直接影响。

本文基于2000—2014年的国家级中国援助面板数据，构建中国援助不同的代理变量。由于中国外援的具体数据并没有在官方公布，本文的中国援助数据采用“援助数据”项目（AidData）中159个国家（地区）新闻信息、行业资讯和公司报告整理估算的援助数据²，其可靠性在研究中得到广泛认可（Isaksson and Kotsadam, 2018；庞珣和王帅，2017）。本文发现中国主要援助模式“其他官方援助”（Other Official Flows, OOF）可以显著降低受援国地区冲突发生的概率、冲突造成的死亡人数和冲突持续的时间。为了解决内生性问题，本文结合中国在全球金融危机爆发下提高对外援助的背景，使用国内优势产能的产量指标作为对外援助的工具变量，结果保持稳健。在控制住美国援助、北欧主要援助、有殖民历史国家主要援助和世界银行援助后，本文结果保持稳健。在机制分析中，本文发现中国援助显著提高了受援国的基础设施水平和工业就业率，提高了参与冲突的“机会成本”。

本文通过探讨中国对外援助的有效性，具体创新点和贡献如下：（1）从中国援助的特色出发，比较研究中国援助中的“官方发展援助”（Official Development Assistance, ODA）与“其他官方援助”（OOF）的不同作用，特别是与美国官方发展援助以及其他主要的国际援助模式进行直接对比，为国际援助模式的发展提供实证证据；（2）分析中国援助通过提高基础设施建设对冲突产生的影响，进一步验证了基础设施建设对于经济发展的重要性。

本文后续部分安排如下：第二部分为文献综述，第三部分介绍中国对外援助有利于消除地区冲突根源的理论背景，第四部分介绍数据以及相关背景，第五部分汇报方法和结果，最后是结论。

二、文献综述

许多文献对于国际援助的重要性进行了深入探讨。援助对受援国的积极作用主要体现在：为受援国提供大量资本和投资项目，有利于改善基础设施建设（Kraay and McKenzie, 2014）；作为国际财富再分配工具，减少国家间的财富不平等（Hattori, 2001）；减缓经济恐慌下产生的国家内乱，推进民主化进程（Nielsen *et al.*, 2011）；促进受援国经济增长（Dalgaard *et al.*, 2004）。

虽然西方援助提供了大量的资金、资源及配套的改革方案，许多研究却

² “援助数据”项目（AidData）：<https://www.aiddata.org/data/chinese-global-official-finance-dataset>，访问时间：2018年2月4日。该数据的原始数据来自Factiva数据库、受援国和援助国政府官方公布的项目信息和已出版学术刊物上披露的援助信息（庞珣和王帅，2017）。

发现西方援助反而使得落后国家陷于贫困和落后。一方面,国际援助被一些国家用来服务外交政治需要 (Alesina and Dollar, 2000)。另一方面,受援国不仅没有在援助下形成稳定的工业体系,反而滋长了对援助的依赖,导致工业发展更为迟缓,使得援助成为“援助诅咒” (Rajan and Subramanian, 2011)。在援助的具体执行层面,西方 ODA 援助从援助国发放到受援国分配的过程中需要历经多级委托代理关系,提高了道德风险和逆向选择的可能性,产生了严重的监管盲区和资源浪费。

在地区冲突方面,目前文献对于援助的效果还存在争议。Nielsen *et al.* (2011) 发现援助的增加会提高政府军对于地方武装的未来承诺,使得冲突减少。但另有研究发现大量西方援助的物资最后通过非法方式落入武装分子手中,反而为武装分子提供了物质保障。在实证方面, Nunn and Qian (2014) 研究美国粮食援助对受援国的影响,发现粮食援助会导致更高频率和更长持续时间的冲突。同样, Crost *et al.* (2014) 用断点回归的方法研究 KALAH-CIDSS 援助项目对菲律宾的影响,发现由于叛乱分子蓄意破坏援助计划,有资格并最终获得援助资源的地区有更高的冲突率和死亡率。

随着中国对外援助规模的快速上升,中国对外援助的实施效果以及其在全球经济治理中的影响得到越来越多的关注。中国对外援助历经 60 余年发展,已向 161 个国家,以及 30 多个国际和区域组织提供总计近 4 000 亿元援助,并主要投向亚洲和非洲等贫困人口最多的地区。一方面,由于统计数据的不公开以及援助形式与西方的差异,中国外援引起了不少误解和偏见。例如, Yoon (2016) 指责中国将对外援助作为收购资源的战略工具; Isaksson and Kotsadam (2018) 认为中国援助影响了受援国的腐败程度。另一方面,许多研究认为中国的援助方式优于西方:中国外援的基础设施建设显著促进了非洲经济增长 (Foster *et al.*, 2008); 中国外援关注最需要援助的落后国家 (Wang *et al.*, 2014); 中国外援可以帮助受援国有效地扩大贸易规模、提升出口多样性和改善贸易条件 (刘爱兰等, 2018; 朱丹丹和黄海波, 2018), 并促进中国对受援国的 OFDI 规模 (杨亚平和李琳琳, 2018)。中国援助虽然注重与资源丰富的国家合作,但主要以开发资源和市场为目的 (Dreher and Fuchs, 2015)。基于 AidData 数据进行的实证分析, Strange *et al.* (2017) 发现中国援助可以有效缓解国际援助突然撤出造成的冲突, Dreher *et al.* (2017) 发现中国援助显著促进了受援国的经济增长。目前为止,仍鲜有文献系统地探讨中国外援对受援国冲突的直接效果。

如上可见,现有文献中关于外援的研究存在以下缺陷:(1) 较少研究关注中国对外援助的具体作用,特别是关于中国对外援助的模式与国际传统援助模式之间的比较;(2) 较少研究探讨中国外援对地区冲突的影响。本文将通过跨国面板数据,力图弥补上述缺陷,并为中国外援减少地区冲突所做的贡献提供实证证据。

三、理论背景：中国对外援助与冲突

在进入正式实证探讨之前，本文首先通过梳理和总结中国对外援助模式的特点，构建分析中国对外援助对受援国地区冲突产生作用的理论框架。我们提出，中国对外援助在实施过程中，充分吸收了自身的经济发展经验，注重基础设施建设，向最需要援助的国家提供支持，从而在消除落后国家地区冲突的根源方面具有独特优势。

中国对外援助的内容跟西方援助有显著区别。根据经济合作与发展组织发展援助委员会（OECD-DAC）的定义，国际援助划分为两个板块：一类是“官方发展援助”（以下简称 ODA），指向发展中国家转移资金或资源，并要求相比国际金融市场贷款至少节省 25% 的成本，主要包括赠款和以商业利益为考虑、在利率和偿还期限上极为优惠的贷款；另一类是“其他官方援助”（以下简称 OOF），一般包括出口信贷或者达不到 25% 赠予成分要求的政府间贷款。西方援助侧重于“赠予”，大部分援助采用 ODA 的形式。中国援助侧重于与项目建设绑定的金融支持，注重市场需求和商业行为，大部分援助被划分为 OOF。根据 AidData 在 2000—2014 年的数据，93% 的美国援助被划分为 ODA，80% 的 OECD 援助被划分为 ODA，而中国接近 80% 的援助被划分为 OOF。

中国对外援助注重对最需要的国家提供帮助。有别于西方援助，中国对外援助不附带政治条件，不干涉受援国内政，秉持“政治上平等互信、经济上互利双赢”的理念，充分尊重受援国的发展模式，充分考虑受援国民众的切身利益，根据受援国提供的清单决定方案。与此相反，Qian（2015）发现，在西方援助中，受援国的贫穷程度跟其接受援助的概率并没有显著的相关性。除了资金上的援助，中国外援项目还为受援国提供配套技术和设备支持。根据《发展权：中国的理念、实践与贡献》白皮书，中国在 1950—2016 年间为发展中国家培训各类人员 1 200 万人次，派遣 60 多万援助人员，其中有 700 多人献出生命。此外，由于中国援助项目一开始就侧重协调当地利益，援助执行中的委托代理问题也得到了较大改善。

中国对外援助在实施过程中注意结合中国自身的发展经验，接近 80% 的 OOF 援助主要用于受援国的基础设施建设。交通基础设施建设能够提高全要素生产率，减少交通成本，对区域经济增长有正向作用（Cohen and Paul, 2004；张学良，2012）；教育和医疗基础设施条件的改善可以提高人力资本水平，促进经济的可持续增长（Agenor and Neanidis, 2011）。许多发展中国家都面临基础设施严重落后的困难，例如撒哈拉以南非洲大部分地区长期处于断电状态，严重影响了工业的基本生产能力和经济增长（Chengete and Paul, 2018）。根据《中国的对外援助（2014）》白皮书，2010—2012 年中国对外援

助金额为 893.4 亿人民币, 其中 8.1% 为提供社会公共设施和民生项目的无息贷款, 55.7% 为提供生产型项目、大中型基础设施建设和大型机电设备的优惠贷款。具有代表性的例子是中国帮助肯尼亚修建的蒙内铁路。蒙内铁路是肯尼亚独立以来最大的基础设施建设项目, 由中国根据国铁 I 级标准帮助建设。该工程连接肯尼亚首都内罗毕与东非第一大港蒙巴萨, 克服了众多恶劣自然地理条件, 整个工程采用中国标准、中国技术和中国装备, 对当地工人就业、服务业培训以及经济发展均有较大的促进作用。

中国对外援助在减少冲突根源上具有更大的优势。首先, 在短期内, 一方面, 中国援助在工程建设上可以为当地低技能工人提供就业; 另一方面, 浩大的工程建设所形成的人口集聚也促进了周边服务业的发展, 两方面都可以帮助提高当地人的就业与收入水平, 从而提高参与冲突的“机会成本”。其次, 中国外援建立在政治上独立互信的原则之上, 确保实施项目可以得到当地政府的全力保护与保障, 避免受到当地冲突的干扰与破坏。最后, 从长期来看, 中国对外援助强调“授之以渔”, 侧重基础设施建设, 为当地经济的长期增长打下基础。

基于以上的理论背景分析, 我们认为中国对外援助模式可以更有效地减少受援国的地区冲突。在下文的经验分析中, 我们将使用数据和计量方法进行进一步的检验。

四、数 据

本文研究使用到外援和冲突两类数据。由于官方没有公布中国对外援助的具体数据, 本文根据 AidData 中 2000—2014 年的中国援助数据进行整理分析, 援助金额全部以 2014 年美元价值为基准。AidData 数据指标与中国官方援助的定义存在一定的差别, 在数据分析中值得我们注意。AidData 根据 OECD-DAC 标准将中国援助主要分为“官方发展援助”和“其他官方援助”。中国援助在操作过程中没有采用 OECD-DAC 的标准, 而是将对外援助分为无偿援助、无息贷款和优惠贷款, 其中无偿援助和无息贷款在国家财政项下支出, 优惠贷款由中国进出口银行对外提供。与西方援助大部分被认定为 ODA 不同, 根据 OECD-DAC 的标准, 中国大部分对外援助被认定为 OOF。这种划分本质上体现了中国援助与西方援助在模式上的不同。

根据 AidData 统计数据 (见图 2), 中国对外援助金额在 2000 年之后呈现快速增长的趋势, 且在 2008 年全球金融危机开始后急剧上升, 与世界援助大国美国的援助规模旗鼓相当。一方面, 中国快速上升的对外援助规模体现了中国政府在建设“人类命运共同体”上主动承担了更多的责任和义务。另一方面, 中国对外援助的上升也是中国政府面对国际金融危机, 积极利用国内国际两个市场来有效配置传统优势产能的政策体现 (Dreher *et al.*, 2017)。对受

援国大范围的基础设施援建，使得中国大量的基建公司和钢铁产能有机会进入海外市场，从而更有效地利用国内国际两个市场进行资源配置。基于此，我们在处理外援的内生性问题时，会使用国内钢产量来衡量国内产能优势程度并作为工具变量。³

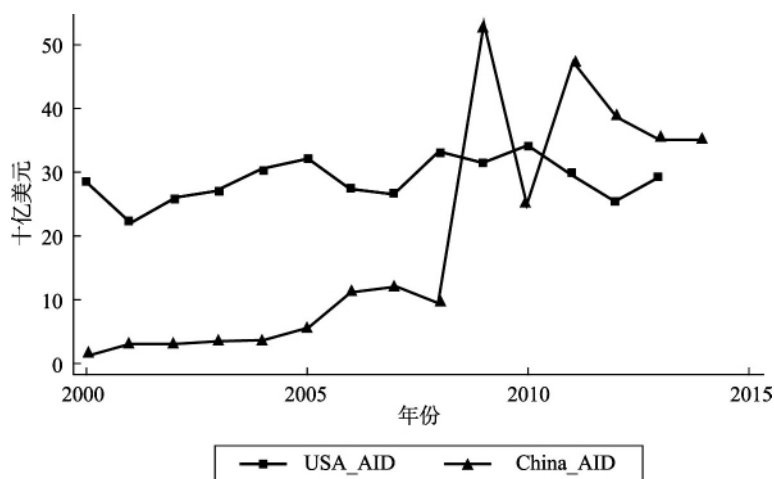


图2 2000—2014年中国和美国对外援助项目金额

数据来源：AidData's Global Dataset。

图3(a)展示了中国和美国在ODA和OOF两个项目下的项目总额对比。在图3(a)中，中国的ODA规模虽然一直在稳步上升，但是远远低于美国的ODA援助总额；中国和美国OOF在2005年之前水平相当，但是2008年全球金融危机之后，中国的OOF规模迅速拉升。图3(a)的对比再次说明：中国对外援助跟西方援助在模式上有本质的区别，且中国对外援助快速的上升主要是由OOF援助规模上升带动，与金融危机下中国输出优势产能的变化紧密相关。图3(b)展示了中国OOF的具体分类。本文将AidData中关于中国OOF援助资金流入领域按内容分为四类：(1)基础设施建设（包括交通与生存环境基础设施建设）；(2)福利健康和人道主义援助；(3)教育援助；(4)其他财政和政府援助。如图3(b)所示，中国的OOF援助主要集中在基础设施建设，并在2008年之后出现大幅度的提升，具体包括公路、铁路、通信、电力、农业建设以及水资源供给等。

³ 值得注意的是，由于援助内容和标准不同，我们在对比和解释援助数据时需要更加谨慎。在数据上，对外援助并不等同于对外赠予。中国大部分援助都被归为OOF，其中赠予额占项目总额比例低于25%，例如，中国援助中很大比例的低息贷款，真正的赠予部分只是利息差额，其在总援助的占比并不高。直接对比援助项目总额，容易高估中国对外赠予的规模。

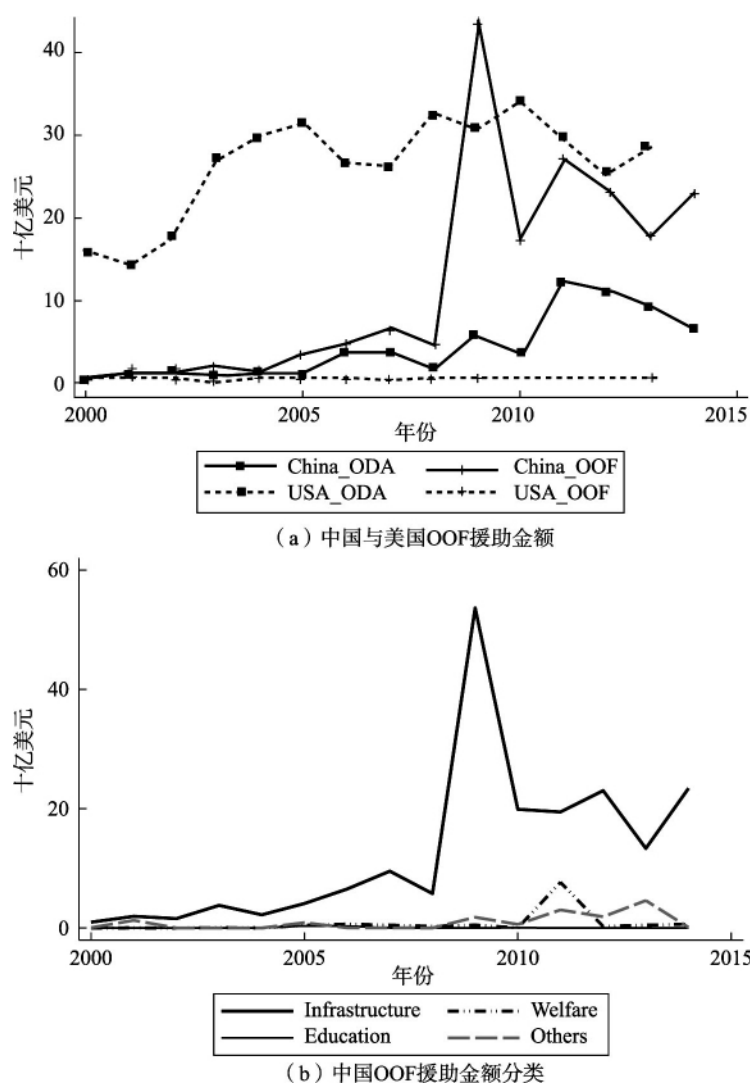


图 3 2000—2014 年中国与美国对外援助模式比较

数据来源: 图 3 (a) 数据来源于 AidData's Global Dataset; 图 3 (b) 数据来源于 AidData's Global Chinese Official Finance Dataset。

本文冲突数据来自瑞典乌普萨拉冲突数据项目 (UCDP) 中的地理参考冲突数据 [Georeferenced Event Dataset (GED), Global version 17.1]。该项目首先整理收集全球媒体对当地实事新闻的监测和翻译, 然后与二级媒体资源 (如当地媒体报道、民间或政府组织的报告、相关书籍等) 进行核对整理形成。该数据对冲突的定义是有武装分子组织参与的, 并造成 1 人以上死亡的事件。该数据集包含全球 (叙利亚除外) 1989—2016 年间 135 181 个冲突事件, 具体信息包括冲突的起始时间、地点以及冲突死亡人数。本文研究以国家为单位将 UCDP 冲突数据整理成面板格式, 并统计出每个国家每年的冲突

发生频率、冲突死亡人数以及冲突持续时间总和。

我们在实证中控制了引起冲突的其他变量。考虑到农业生产的丰歉容易影响发展中国家的社会稳定，本文使用全球灾害数据库（Emergency Events Database, EM-DAT）来构造自然灾害哑变量 $Disaster_{jt}$ ，取值为1表示 j 国在 t 年发生过旱灾或极端天气。同时，本文使用世界银行统计的国家实际农业产值增量对数值、国家总人口数对数值和人均 GDP 水平对数值来控制该国的经济发展水平。⁴ 虽然中国提供的是无附加条件的援助，考虑到中国与受援国建交后会有更多的互访和贸易合作，我们构造 j 国与中国建交的时间变量 $Diplomatic_{jt}$ ，来表示 j 国截至 t 年为止与中国建交的时间，以控制外交合作所产生的影响。为进一步控制国家社会稳定的程度，本文控制了状态脆弱指数 SFI_{jt} ，该指数取自系统和中心（Center for Systemic Peace）数据库，衡量各国在经济、社会、政治和安全四个方面的合法性和有效性，指数取值在0—24范围内，指数越高表示稳定程度越低。

考虑到美国援助在国际援助中的重要地位，我们在实证中控制美国援助的影响。本文选用 AidData 统计的美国援助数据来构建美国援助控制变量 US_AID_{jt} ，衡量 j 国在 t 年接受美国援助的情况。由于受援国一般为发展中国家，且地区冲突绝大部分发生在发展中国家，本文的研究样本限定为所有的发展中国家。发展中国家的界定以2010年联合国开发计划署发布的《2010年人类发展报告》（*Human Development Report 2010*）中的划分标准为主。⁵

表1给出本文样本的描述性统计指标。根据 UCDP 对全球冲突数据的统计，2000—2014年间，各发展中国家每年平均发生30起冲突事件，平均每年有96天处于冲突状况，造成206人死亡。在表1中， AID_China_{jt} 、 ODA_China_{jt} 和 $OOFC_China_{jt}$ 分别表示 j 国 t 年是否接受中国援助、中国官方发展援助、中国其他官方援助；而 $ODA_Chinafund_{jt}$ 和 $OOFC_Chinafund_{jt}$ 分别表示 j 国 t 年接受中国官方发展援助和其他官方援助的规模。从数据上看，中美援助在模式和规模上均存在显著差别。在援助模式上，中国以其他官方援助为主，虽然官方发展援助频率相对较高，但其规模远远小于其他官方援助。与此相对应，美国援助主要集中于政策制定、农业和粮食作物以及发展援助等领域，赠予比例较高。

表1 变量的描述性统计

变量（2000—2014）	含义	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
冲突变量						
<i>Conflict</i>	是否有冲突发生	2 833	0.25	0.43	0	1

⁴ 世界银行公开数据网站，<https://data.worldbank.org/indicator>，访问时间：2018年2月4日。

⁵ 《2010年人类发展报告》来源于 <http://hdr.undp.org/en/content/human-development-report-2010>，访问时间：2018年2月5日。

(续表)

变量 (2000—2014)	含义	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
冲突变量						
<i>Death</i>	冲突死亡人数	2 833	206	1 215	0	48 666
<i>Frequency</i>	冲突发生次数	2 833	30	139	0	2 305
<i>Day</i>	冲突时间 (天)	2 833	96	391	0	8 422
中国援助变量						
<i>AID_China</i>	是否有中国援助	2 833	0.45	0.5	0	1
<i>ODA_China</i>	是否有中国官方发展援助	2 833	0.38	0.49	0	1
<i>OOF_China</i>	是否有中国其他官方援助	2 833	0.17	0.37	0	1
<i>ODA_Chinafund</i>	中国官方发展援助金额 (亿美元)	2 833	0.28	1.73	0	67
<i>OOF_Chinafund</i>	中国其他援助金额 (亿美元)	2 833	0.763	7.82	0	355
<i>ODA_USA</i>	是否有美国官方发展援助	2 833	0.69	0.46	0	1
<i>OOF_USA</i>	是否有美国其他官方援助	2 833	0.059	0.24	0	1
<i>ODA_USAfund</i>	美国官方发展援助金额 (亿美元)	2 833	1.64	7.37	0	218.26
<i>OOF_USAfund</i>	美国其他官方援助金额 (亿美元)	2 833	0.026	0.24	0	5.3
控制变量						
<i>Disaster</i>	是否有旱灾和极端天气发生	2 833	0.069	0.25	1	0
<i>SFI</i>	国家脆弱性指数	2 146	10.33	6	0	25
$\ln(GDP)$	人均 GDP 对数值	2 281	21.68	1.08	14.45	23.02
$\ln(Population)$	国家总人口对数值	2 802	15.01	2.42	9.15	21.03
$\ln(Agricultural)$	农业增加值对数值	2 263	22.46	2.31	15.84	38.76
$\ln(Diplomatic)$	与中国建交时间对数值	2 833	25.55	19.34	0	65

五、方法与结果

为了检验中国对外援助对于受援国冲突的减缓作用, 本文的实证部分将对以下两个问题进行研究: 首先, 我们探究中国外援与受援国当地冲突之间的关系; 其次, 我们分析基础设施援建如何影响受援国当地冲突的发生。

(一) 中国援助与冲突: 基准回归

为探究中国外援如何影响受援国当地冲突的发生, 本文基本回归设定如下:

$$Conflict_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \times AID_{jt} + \beta_2 \times US_AID_{jt} + X_{jt}'\beta + \gamma_j + \sigma_t + \varepsilon_{jt}, \quad (1)$$

其中, j 和 t 分别表示国家和年度; $Conflict_{jt}$ 表示 j 国 t 年是否发生冲突;

AID_{jt} 指代一系列衡量 t 年 j 国是否接受中国援助的虚拟变量 (即 AID_China_{jt} 、 ODA_China_{jt} 和 OOF_China_{jt})， β_1 体现了中国援助对受援国冲突的影响； β_2 体现了美国援助对受援国冲突的影响；控制变量 X_{jt} 包括受援国自然灾害 $Disaster_{jt}$ 、脆弱指数 SFI_{jt} 、与中国的建交时间 $\ln(Diplomatic_{jt})$ ，以及受援国人均 GDP、国家总人口的对数和年末农业产值增量的对数；为了控制不同国家宗教、文化、种族冲突历史、制度等不随时间变化因素对冲突的影响， γ_j 控制国家固定效应， σ_t 控制年度固定效应； ε_{jt} 为随机误差项。

表 2 展示了根据不同援助指标进行回归分析的结果。在第 (1)、(4) 列结果中，在控制美国官方发展援助或美国其他官方援助后， AID_China_{jt} 符号为负，但系数不显著。在第 (2)、(5) 和 (3)、(6) 列中，我们将中国援助区分为是否提供官方发展援助 (ODA_China_{jt}) 和是否提供其他官方援助 (OOF_China_{jt})，结果显示， ODA_China_{jt} 的系数为负但依然不显著，而 OOF_China_{jt} 系数显著为负。区别于过去文献中发现援助会增加受援国冲突，第 (3)、(6) 列的结果显示中国对受援国的其他官方援助使受援国当年的冲突概率显著下降约 7.5%。

表 2 中国援助与冲突：基准回归

被解释变量： $Conflict_{jt}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
AID_China_{jt}	-0.0059 (0.0198)			-0.0052 (0.0199)		
ODA_China_{jt}		-0.0017 (0.0216)			-0.0014 (0.0216)	
OOF_China_{jt}			-0.0763*** (0.0221)			-0.0745*** (0.0220)
ODA_USA_{jt}	0.0383 (0.0415)	0.0380 (0.0416)	0.0463 (0.0420)			
OOF_USA_{jt}				0.0236 (0.0366)	0.0236 (0.0365)	0.0220 (0.0368)
SFI_{jt}	0.0159* (0.0088)	0.0159* (0.0088)	0.0158* (0.0086)	0.0151* (0.0089)	0.0151* (0.0089)	0.0148* (0.0088)
$Disaster_{jt}$	0.0062 (0.0257)	0.0061 (0.0258)	0.0088 (0.0259)	0.0053 (0.0257)	0.0052 (0.0259)	0.0078 (0.0260)

(续表)

被解释变量: <i>Conflict_{jt}</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ln (GDP_{jt})</i>	-0.0054 (0.0085)	-0.0054 (0.0085)	-0.0057 (0.0084)	-0.0051 (0.0085)	-0.0050 (0.0085)	-0.0053 (0.0085)
<i>ln (population_{jt})</i>	-0.0745 (0.1180)	-0.0744 (0.117)	-0.0809 (0.1190)	-0.0617 (0.1130)	-0.0617 (0.113)	-0.0657 (0.114)
<i>ln (Agriculture_{jt})</i>	-0.0215 (0.0212)	-0.0215 (0.0212)	-0.0221 (0.0204)	-0.0208 (0.0209)	-0.0208 (0.0209)	-0.0214 (0.0202)
<i>ln (Diplomatic_{jt})</i>	-0.0233 (0.0438)	-0.0245 (0.0433)	-0.0172 (0.0422)	-0.0223 (0.0450)	-0.0234 (0.0446)	-0.0158 (0.0439)
Constant	2.597 (2.025)	2.597 (2.017)	2.692 (2.035)	2.402 (1.960)	2.403 (1.952)	2.467 (1.967)
Country & Year FE	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.68	0.68	0.68	0.68	0.68	0.68
Obs	1 909	1 909	1 909	1 909	1 909	1 909

注:***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平,括号中为国家层面的聚类稳健标准误。

表2的结果初步支持了中国援助模式能够减少地区冲突。中国援助的主体为 OOF 援助,而列(3)、(6)与其他列的结果对比显示,中国援助中能够真正起到减缓受援国冲突作用的正是这部分跟西方 ODA 有显著区别的 OOF 援助。与此形成对比的是,美国 ODA 援助与 OOF 援助的系数均不显著。其他控制变量的结果基本符合预期:脆弱性指数的系数显著为正,表示脆弱性指数越高的国家越不稳定,发生冲突可能性越大;灾害变量结果系数为正,方向符合预期但不显著;农业增加值和与中国建交时间变量系数为负,显示其可能对冲突发生有抑制作用,但结果均不显著。由于 OOF 援助是中国对外援助的主要内容,我们在后面的分析中将重点研究中国 OOF 援助的效果和影响机制。

需要注意的是,表2的结果可能存在内生性问题。中国援助可能并不能使冲突减少,而是冲突少的国家对中国基础设施建设援助的需求更大。本文采用工具变量法来解决内生性问题。在2007—2008年国际金融危机的冲击下,面对国内工业原材料优势产能积压较多以及国际需求疲软的局面,通过提升对外援建中的基础设施建设,可以更好地利用国内国外两个市场解决产品库存问题。Dreher *et al.* (2017) 认为中国优势产能库存积压的程度主要取

决于国内的产业布局和经济周期，会影响对外援助的规模，但不会受受援国经济和社会形势的影响，并基于此使用中国钢铁产量作为中国对外援助的工具变量。本文借鉴 Dreher *et al.* (2017) 和 Nunn and Qian (2014) 构建工具变量的思路，使用 $t-1$ 期的中国钢材产量 $\ln(\text{steel})_{t-1}$ 与受援国 j 在样本观测期间 (2000—2014) 接受中国援助的频率 prob_j 的交互项作为 t 期中国对 j 国其他官方援助 $\text{OOF_China}_{j,t}$ 的工具变量，两阶段回归法的第一阶段表达式如下：

$$\text{OOF_China}_{jt} = \alpha \times \ln(\text{steel})_{t-1} \times \text{prob}_j + \beta_2 \times \text{US_AID}_{jt} + X_{jt}'\beta + \gamma_j + \sigma_t + \epsilon_{jt} \quad (2)$$

其中 $\text{prob}_j = \frac{\sum_{t=1}^{15} p_{jt}}{15}$ 表示 j 国在 2000—2014 年间接受中国援助的频率， p_{jt} 表示 j 国在 t 年是否接受中国援助。通过 prob_j 与 $\ln(\text{steel})_{t-1}$ 做交乘项，我们可以衡量中国在 $t-1$ 年的优势产能有多大的可能性影响到 j 国，从而作为工具变量更好地预测 t 年 j 国接受中国援助的可能性。

表 3 展示使用工具变量进行两阶段回归的结果。从第一阶段第 (1) 列看，滞后一期的钢材产量和受援国接受援助频率的交互项与中国 OOF 援助有显著的正相关性。同时，我们使用中国具有产能优势的工业产品平板玻璃的产量作为优势产能产量的代理变量，进行稳健性检验。在第 (2)、(3) 和 (4) 列中，我们用滞后两期的钢材产量、滞后一期的平板玻璃产量和滞后两期的平板玻璃产量分别替换第 (1) 列中的滞后一期钢材产量，结果保持稳健。从表格中显示的最小特征值统计量 (Minimum eigenvalue statistic) 结果来看，第 (1)—(4) 列数据均大于 15% 沃尔德检验临界值 8.96，排除了存在弱工具变量问题的可能性。进一步参考 Kleibergen-Paap F-statistic 值，第 (1)—(4) 列 KP-F 值均大于 22，均大于 Stock Yogo 10% 显著水平下的临界值 16.38，进一步拒绝弱工具变量存在的可能性。为进一步确保弱工具变量问题不存在，本文使用 LIML 法 (有限信息最大似然法) 对样本进行检验，结果如表 (3) 所示，LIML 的回归系数与工具变量两阶段回归的系数保持一致，证明弱工具变量不存在，这也进一步说明中国提供对外援助的强度与国内工业产品优势产能紧密相关。表 3 的第二部分第 (5)—(8) 列汇报了第二阶段的回归结果，发现中国 OOF 援助对冲突有显著的负向影响。在结果中，美国援助与受援国的冲突正相关，这与 Crost *et al.* (2014) 和 Nunn and Qian (2014) 的发现保持一致。由于第 (5)—(8) 列中使用不同工具变量的结果并没有显著的区别，在后面的结果中我们保持使用 $t-1$ 期的钢材产量对数值与 j 国平均接受援助频率的交互项 $\ln(\text{steel})_{t-1} \times \text{prob}_j$ 作为中国 OOF 援助的工具变量。

表 3 中国援助与冲突: 两阶段回归结果

第一阶段回归结果				
被解释变量: OOF_China_{jt}	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln(steel)_{t-1} \times prob_j$	0.166*** (0.0341)			
$\ln(steel)_{t-2} \times prob_j$		0.161*** (0.0341)		
$\ln(glass)_{t-1} \times prob_j$			0.234*** (0.0471)	
$\ln(glass)_{t-2} \times prob_j$				0.226*** (0.0476)
Country controls	是	是	是	是
Country & Year FE	是	是	是	是
R^2	0.324	0.324	0.325	0.324
Obs	1 909	1 909	1 909	1 909
第二阶段回归结果				
被解释变量: $Conflict_{jt}$	(5)	(6)	(7)	(8)
OOF_China_{jt}	-0.513** (0.226)	-0.481** (0.226)	-0.484** (0.222)	-0.461** (0.222)
ODA_USA_{jt}	0.0938* (0.0508)	0.0904* (0.0494)	0.0907* (0.0504)	0.0882* (0.0486)
Country controls	是	是	是	是
Country & Year FE	是	是	是	是
Minimum eigenvalue statistic	27.19	27.19	27.19	27.19
Kleibergen-Paap F-statistic	23.68	22.25	24.64	22.56
R^2	0.581	0.595	0.594	0.604
Obs	1 909	1 909	1 909	1 909
LIML 检验结果				
OOF_China_{jt}	-0.513** (0.226)	-0.481** (0.226)	-0.484** (0.222)	-0.461** (0.222)

注:***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平,括号中为国家层面的聚类稳健标准误; Country controls 表示控制了灾害虚拟变量、脆弱性指数、人均GDP对数、人口对数、农业增加值以及与中国建交时间等控制变量。

本文的两阶段工具变量回归依然可能受样本偏误的影响。如果中国倾向于向冲突少的国家提供更多援助，特别是工期漫长的基础设施援助，第二阶段回归(2)中的 $prob_j$ 在冲突少的国家中会更大，这样更容易在统计上得到援助与冲突的负向关系，会导致我们高估援助对冲突的作用。为了进一步确认我们的估计没有由于样本偏误造成的高估，在表4的第(1)—(4)列中，我们以每个发展中国家在2000—2014年间接受中国援助的频率作为被解释变量 [*i. e.*, $\ln(prob_{j,2000-2014} \times 100 + 1)$]，以受援国在1978—1999年间、1990—1999年间的冲突死亡人数以及冲突频率分别作为自变量 [*i. e.*, $\ln(Death_{j,1978-1999} + 1)$ 、 $\ln(Freq_{j,1978-1999} + 1)$ 、 $\ln(Death_{j,1990-1999} + 1)$ 、 $\ln(Freq_{j,1990-1999} + 1)$]，并进一步控制每个国家在1999年的经济发展水平、与中国的建交时间和洲的固定效应。在这里，由于许多发展中国家在2000年之前都经历了剧烈的经济动荡，我们用1999年的经济指标可以更准确地体现每个国家在2000年之后初期的经济水平。在表4的前四列结果中，我们发现受援国在2000年之前的冲突严重程度不仅没有跟2000年之后的中国援助有负向关系，反而有显著的正向关系。这些结果表明，中国援助并没有刻意选择冲突少的国家，相反，中国援助更多地投向了那些冲突频繁、更需要援助的国家。在表4的第(5)列，我们把2000—2014年的全样本分为2000—2007年和2008—2014年两个子样本，同样发现2008—2014年每个发展中国家接受中国援助的频率跟其2000—2007年间的冲突频率显著正相关。表4的结果表明中国援助并没有倾向于冲突少的国家，从而进一步说明本文关于援助效果的识别不存在由于样本的选择性偏误带来的高估。

表4 冲突对受援国接受中国援助概率的影响

被解释变量	$\ln(prob_{j,2000-2014} \times 100 + 1)$	$\ln(prob_{j,2000-2014} \times 100 + 1)$	$\ln(prob_{j,2000-2014} \times 100 + 1)$	$\ln(prob_{j,2000-2014} \times 100 + 1)$	$\ln(prob_{j,2008-2014} \times 100 + 1)$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln(Death_{j,1978-1999} + 1)$	0.0903*** (0.0266)				
$\ln(Freq_{j,1978-1999} + 1)$		0.153*** (0.0383)			
$\ln(Death_{j,1990-1999} + 1)$			0.0960*** (0.0273)		
$\ln(Freq_{j,1990-1999} + 1)$				0.148*** (0.0388)	

(续表)

被解释变量	$\ln(prob_{j,2000-2014})$ $\times 100+1$	$\ln(prob_{j,2000-2014})$ $\times 100+1$	$\ln(prob_{j,2000-2014})$ $\times 100+1$	$\ln(prob_{j,2000-2014})$ $\times 100+1$	$\ln(prob_{j,2008-2014})$ $\times 100+1$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln(Death_{j,2000-2007}+1)$					-0.125 (0.0776)
$\ln(Freq_{j,2000-2007}+1)$					0.212* (0.116)
$\ln(GDPper_{j,2000-2007})$					-0.427*** (0.107)
$\ln(GDP_{j,2000-2007})$					0.045 (0.0336)
$Diplomatic_{j,2000}$	0.780*** (0.0836)	0.765*** (0.0829)	0.763*** (0.0840)	0.764*** (0.0833)	0.707*** (0.1)
$\ln(GDP_{j,1999})$	-0.0668*** (0.0161)	-0.0711*** (0.0161)	-0.0657*** (0.0161)	-0.0705*** (0.0161)	
$\ln(GDPper_{j,1999})$	0.0717 (0.0922)	0.0777 (0.0912)	0.0676 (0.0920)	0.0725 (0.0915)	
Continent FE	是	是	是	是	是
R^2	0.63	0.64	0.63	0.64	0.60
Obs	184	184	184	184	193

注:***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

本文回归可能存在的另一个内生性问题是对外援助是否选择了大规模冲突基本结束的时间节点。如果中国援助是在受援国冲突结束后进入相对稳定的阶段进行,会导致我们高估中国援助对冲突的减缓作用。针对这个问题,我们做两方面的讨论。首先,针对中国外援的许多研究发现受援国在历史上接受中国援助的规模以及受援国与中国在政治和经济上的密切合作对中国援助的实施起到了决定性的作用(黄振乾,2019;Morgan and Zheng,2019),而并没有文献提及冲突时机的选择是中国对外援助的重要决定因素。其次,我们通过分组比较发现,接受中国 OOF 援助的国家在接受援助之前正

处在冲突频率波动上升的时期。⁶这些证据表明，对于冲突时机选择的可能性不会显著影响我们的实证结果。最后，值得注意的是，我们的实证结果并不说明中国倾向往处在内战状态下的国家进行援助。本文的冲突数据主要描述的是地区间的武装摩擦，而不是内战的激烈程度，这些散落在各地的地方冲突并不一定会对大规模的基础设施建设产生系统的破坏性影响。

（二）中国援助与冲突：稳健性检验

作为稳健性检验，本文将虚拟变量 $Conflict_{jt}$ 替换为冲突造成的死亡人数 $\ln(death+1)_{jt}$ 和冲突持续时间 $\ln(day+1)_{jt}$ ，结果如表5所示。表5 Panel A 和 Panel B 分别汇报以虚拟变量 OOF_China_{jt} 和援助金额 $\ln(OOF_Chinafund+1)_{jt}$ 作为核心变量的结果。在 Panel A，第（1）、（2）列 OLS 的回归结果与第（3）、（4）列的两阶段回归结果保持一致， OOF_China_{jt} 的系数均在 5% 置信水平上负向显著，表明中国 OOF 援助可以有效减少冲突导致的人员死亡数，并且能够缩短冲突持续的时间。在 Panel A 的第（1）—（4）列中，美国官方发展援助 ODA_USA_{jt} 的系数全部显著为正，没有发现美国援助与受援国冲突具有负相关性。在 Panel B 的第（5）—（8）列中，在我们把是否接受援助的虚拟变量替换为援助的金额 $\ln(OOF_Chinafund+1)_{jt}$ ，并加入美国援助金额 $\ln(ODA_USAfund+1)_{jt}$ 后，OLS 和 IV 方法显示中国 OOF 援助的结果均保持稳健。

由于冲突频发的落后国家往往同时接受不同国家的援助，为了进一步排除其他不同类型援助的影响，我们同时控制了不同类型的国际对外援助，结果保持稳健并汇报于表6。Alesina and Dollar（2000）将国际援助类型归为三类：第一类为以美国为例的带有利益选择倾向的援助者；第二类为北欧国家（以瑞典为主），根据收入水平、国家制度等因素给予受援国援助；第三类则为具有殖民统治历史的国家（以法国为主），主要从历史的政治关联角度进行援助。基于此，除了之前加入的美国援助，我们在回归中分别加入北欧援助（以瑞典援助为代表）、殖民地国家援助（以法国援助为代表）和世界银行的援助，并分别对所有发展中国家和冲突严重的发展中国家两个样本进行检验。⁷瑞典、法国及世界银行的援助数据均来自 AidData Core Research Release 数据集。根据划分，瑞典和法国援助的 ODA 捐赠项目数和金额（ODA-grants）皆超过总量的 90%，因而本文采用瑞典和法国的 ODA 援助数据进行比较分析。表6展示了对中国援助使用了工具变量的两阶段回归结果，第

⁶ 限于篇幅，具体图表未在文中展示。

⁷ 文中我们选择非洲、亚洲和拉丁美洲作为冲突严重的地区。

(1)、(4) 列为控制瑞典 ODA 援助的结果, 第 (2)、(5) 列和 (3)、(6) 列分别为控制法国和世界银行的 ODA 援助结果。从第 (1)—(6) 列, 在控制了美国援助和其他援助类型后, KP-F 值的系数依然可以排除弱工具变量的影响。通过表 6 的结果, 我们可以发现: (1) 中国的其他官方援助有显著地减少冲突的作用; (2) 美国、瑞典、法国和世界银行援助均和受援国的冲突水平没有显著的负向关系。

表 5 中国援助与冲突: 不同冲突指标回归结果

Panel A	OLS		2SLS	
	$\ln(\text{death} + 1)_{jt}$	$\ln(\text{day} + 1)_{jt}$	$\ln(\text{death} + 1)_{jt}$	$\ln(\text{day} + 1)_{jt}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
OOF_China_{jt}	-0.345** (0.1100)	-0.2320** (0.1020)	-3.378** (1.512)	-3.407** (1.404)
ODA_USA_{jt}	0.364** (0.163)	0.286** (0.141)	0.694*** (0.256)	0.632** (0.253)
Kleibergen-Paap F-statistic			23.68	23.68
R^2	0.772	0.769	0.611	0.563
Country controls	是	是	是	是
Country & Year FE	是	是	是	是
Obs	1 909	1 909	1 909	1 909
Panel B	$\ln(\text{death} + 1)_{jt}$	$\ln(\text{day} + 1)_{jt}$	$\ln(\text{death} + 1)_{jt}$	$\ln(\text{day} + 1)_{jt}$
	(5)	(6)	(7)	(8)
	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln(OOF_Chinafund + 1)_{jt}$	-0.0214*** (0.0062)	-0.0175*** (0.0061)	-0.282** (0.135)	-0.285** (0.126)
$\ln(ODA_USAfund + 1)_{jt}$	0.0220** (0.0101)	0.0175* (0.0010)	0.0423** (0.0173)	-0.0383** (0.0176)
Kleibergen-Paap F-statistic			13.64	13.64
R^2	0.772	0.769	0.474	0.404
Country controls	是	是	是	是
Country & Year FE	是	是	是	是
Obs	1 909	1 909	1 909	1 909

注: ***, **和*分别代表 1%、5%和 10% 的显著性水平, 括号中为国家层面的聚类稳健标准误, Country controls 表示控制了灾害虚拟变量、脆弱性指数、人均 GDP 对数、人口对数、农业增加值以及与中国建交时间等控制变量。

表 6 中国其他官方援助对冲突影响：IV 结果（控制其他国家/组织援助）

被解释变量： $Conflict_{jt}$						
ODA 国家/组织	瑞典	法国	世界银行	瑞典	法国	世界银行
	所有发展中国家			冲突严重的发展中国家		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OOF_China_{jt}	-0.5029** (0.2186)	-0.5958** (0.2470)	-0.5128** (0.2266)	-0.6510** (0.3050)	-0.7805** (0.3358)	-0.6982** (0.3262)
ODA_USA_{jt}	0.0432 (0.0568)	-0.0164 (0.0742)	0.0896* (0.0522)	0.0505 (0.1025)	-0.0024 (0.0989)	0.0748 (0.1032)
ODA_X_{jt}	0.0758** (0.0353)	0.1474** (0.0719)	0.0140 (0.0250)	0.0883** (0.0371)	0.1330* (0.0788)	0.0085 (0.0303)
Kleibergen-Paap F-statistic	24.73	20.18	23.61	15.19	14.01	14.22
Country controls	是	是	是	是	是	是
Country & Year FE	是	是	是	是	是	是
R^2	0.59	0.54	0.58	0.5	0.41	0.47
Obs	1 909	1 909	1 909	1 561	1 561	1 561

注：***、** 和* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平，括号中为国家层面聚类稳健标准误，Country controls 表示控制了灾害虚拟变量、脆弱性指数、人均 GDP 对数、人口对数、农业增加值以及与中国建交时间等控制变量。

（三）中国对外援助、基础设施建设与冲突

相比于其他国际援助，中国 OOF 援助的主要特点是通过提供金融与配套支持帮助受援国进行大规模的基础设施建设。基础设施建设投入不足是发展中国家普遍存在的问题。我们使用世界银行基础设施建设水平衡量指标来检验中国 OOF 援助对受援国基础设施建设的促进作用。⁸在表 7 中，第（1）—（3）列、（4）—（6）列以及（7）—（8）列分别汇报了中国 OOF 援助对受援国电力设备基础设施水平、水资源基础设施水平和通信基础设施水平的影响，分析控制了美国援助，并使用交互项 $\ln(steel)_{t-1} \times prob_j$ 作为工具变量进行两阶段回归。第（1）—（3）列中结果显示，中国 OOF 援助显著提升了受援国的全国通电率、城镇通电率以及人均耗电量，表明中国援助显著提高了受援

⁸ 我们基于图 3 对中国 OOF 援助进行分类：（1）基础设施建设；（2）福利健康和人道主义援助；（3）教育援助；（4）其他财政和政府援助，并发现基建援助显著降低了冲突发生的概率。篇幅所限，结果未在文中汇报。

国的电力基础设施,改善了基本生存环境,提高了当地人民的生活水平,提供了更好的工业电力保障;第(4)—(6)列结果显示,中国 OOF 援助显著提升了受援国的改进水源率、全国基本供水服务率以及城镇基本供水服务率,在提高生活必需品质量的同时,也为减少疾病感染和传播提供了有效基础。第(7)、(8)列表明中国其他官方援助可以提高受援国的通信基础设施水平。⁹

中国援助在援建庞大基建项目的同时也为受援国创造了大量的就业机会。表 7 第(9)列结果表明,接受中国其他官方援助显著提升了受援国的工业就业率(工业就业人数/全部劳动力),第(10)、(11)列结果表明中国 OOF 援助显著提升了受援国男性工业就业率(男性工业就业人数/男性全部劳动力)和工业增加值。民众(尤其是男性)在援助建设中或援建项目建成后所推动的经济增长中拥有了稳定工作和收入来源,家庭基本生活得以保障,因此主动参加冲突暴乱事件的机会成本就会大幅度提升,从而对冲突发生起到了抑制作用。考虑到基础设施项目的建设工期漫长,对受援国国内经济发展具有长期影响,本文分别考察中国基础设施建设援助和中国其他官方援助的滞后一期、二期和三期对于当地冲突的影响,结果与前文保持一致。¹⁰

六、结 论

本文通过 AidData 2000—2014 年的中国援助统计数据实证分析中国其他官方援助(OOF)对地区冲突的影响,发现中国 OOF 援助可以显著减少受援国冲突的发生。中国 OOF 援助产生积极影响的作用渠道主要是帮助受援国提高基础设施水平和增加当地就业。

本文的发现具有以下几方面的意义。第一,中国对外援助在近年来遭到外部质疑,被认为是“新殖民主义”和“债务陷阱”。本文的实证发现为反驳此类观点提供了有力证据。第二,总结中国援助的实践经验,为提高国际援助效果提供了新的思考视角。面对非洲、中东、拉丁美洲不同地区发展中国家不同的经济发展阶段和国内社会结构,为了提升国际援助的实际效益,国际援助的内容需要更多地从受援国的需求角度考虑,因国施策,而非由援助国的政治偏好决定,政治原则的遵循和经济发展的需求孰轻孰重值得继续探讨。第三,国际援助中应该改变当前传统援助国和受援国之间不对等的关系,在外援项目的提供过程中应充分考虑受援国的经济现实和比较优势,将投资

⁹ 华为、中兴等国内大型通信科技企业为受援国通信基建承担了大量工程。

¹⁰ 限于篇幅,具体结果未在文中展示。

表 7 中国其他官方援助对受援国基础设施影响：IV 结果

被解释变量	全国通电率	城镇通电率	人均耗电量 (对数)	改进水源率	基本供水 服务率 (全国)	基本供水 服务率 (城镇)	固定电话 订阅 (对数)	移动蜂窝 电话订阅 (对数)	工业就业率	工业就业率 (男性)	工业增加值 (占 GDP) 百分比
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
OOE_China_{it}	0.228*	0.209***	0.545*	0.118*	0.159**	0.105**	0.878*	6.882***	0.0702*	0.0802*	0.368*
	(0.120)	(0.0758)	(0.0288)	(0.0635)	(0.0637)	(0.0457)	(0.458)	(1.789)	(0.0404)	(4.775)	(0.203)
ODA_USA_{it}	0.0044	-0.114	-0.0658	-0.0039	-0.0084	-0.0138*	0.0604	-0.22	-0.0182*	-2.858**	-0.0249
	(0.0239)	(0.0150)	(0.0534)	(0.0107)	(0.0113)	(0.0080)	(0.0743)	(0.424)	(0.0103)	(1.116)	(0.0273)
Kleibergen-Paap F -statistic	22.64	24.84	25.46	23.39	22.34	17.27	25.11	23.96	17.84	11.86	29.43
R^2	0.931	0.858	0.972	0.919	0.91	0.819	0.964	0.264	0.809	0.848	0.217
Country controls	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Country & Year FE	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Obs	1 898	1 782	1 522	1 904	1 896	1 828	1 875	1 885	962	881	1 793

注：***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平，括号中为经过国家层面聚类稳健标准误差调整后的标准误，Country controls 表示控制了灾害虚拟变量、脆弱性指数、人均 GDP 对数、人口对数、农业增加值对数以及与中国建交时间对数等控制变量。

贸易与援助相结合,通过推动受援国的经济发展和提高人民的生活水平,从根本上消除冲突的根源。第四,我们的发现再次体现了基础设施建设对于发展中国家经济建设的重要性。

参 考 文 献

- [1] Agenor, P. R., and K. C. Neanidis, “The Allocation of Public Expenditure and Economic Growth”, *Manchester School*, 2011, 79 (4), 899-931.
- [2] Alesina, A., and D. Dollar., “Who Gives Foreign Aid to Whom and Why?”, *Journal of Economic Growth*, 2000, 5 (1), 33-63.
- [3] Chengete, C., and A. Paul, “The Nexus between Infrastructure (Quantity and Quality) and Economic Growth in Sub Saharan Africa”, *International Review of Applied Economics*, 2018, 32 (5), 641-672.
- [4] Cohen, J. P., and C. J. Paul, “Public Infrastructure Investment, Interstate Spatial Spillovers, and Manufacturing Costs”, *Review of Economic and Statistics*, 2004, 86 (2), 551-560.
- [5] Crost, B., J. Felter, and P. Johnston, “Aid under Fire: Development Projects and Civil Conflict”, *American Economic Review*, 2014, 104 (6), 1833-1856.
- [6] Dalgaard, C. J., H. Hansen, and F. Tarp, “On the Empirics of Foreign Aid and Growth”, *The Economic Journal*, 2004, 114 (496), 191-216.
- [7] Dreher, A., and A. Fuchs, “Rogue Aid? The Determinants of China’s Aid Allocation”, *Canadian Journal of Economics*, 2015, 48 (3), 988-1023.
- [8] Dreher, A., A. Fuchs, B. Parks, A. M. Strange, and M. J. Tierney, “Aid, China, and Growth: Evidence from a New Global Development Finance Dataset”, 2017, AidData Working Paper.
- [9] Foster, V., W. Butterfield, C. Chen, and N. Pushak, “Building Bridges—China’s Growing Role as Infrastructure Financier for Sub-Saharan Africa”, Washington DC: World Bank Publications, 2008.
- [10] Hattori, T., “Reconceptualizing Foreign Aid”, *Review of International Political Economy*, 2001, 8 (4), 633-660.
- [11] 黄振乾, “中国援助项目对当地经济发展的影响——以坦桑尼亚为个案的考察”, 《世界经济与政治》, 2019 年第 8 期, 第 127—153 页。
- [12] Isaksson, A. S., and A. Kotsadam, “Chinese Aid and Local Corruption”, *Journal of Public Economics*, 2018, 159 (3), 146-159.
- [13] Kraay, A., and D. McKenzie, “Do Poverty Traps Exist? Assessing the Evidence”, *Journal of Economic Perspectives*, 2014, 28 (3), 127-148.
- [14] 李嘉楠、龙小宁、张相伟, “中国经贸合作新方式——境外经贸合作区”, 《中国经济问题》, 2016 年第 6 期, 第 64—81 页。
- [15] 刘爱兰、王志烜、黄梅波, “中国对非援助是‘新殖民主义’吗?来自中欧对非援助贸易效应对比的经验证据”, 《国际贸易问题》, 2018 年第 3 期, 第 163—174 页。
- [16] Miller, S., and L. Wherry, “The Long-Term Effects of Early Life Medicaid Coverage”, *Journal of Human Resources*, 2019, 54 (3), 785-824.

- [17] Morgan, P., and Y. Zheng, "Tracing the Legacy: China's Historical Aid and Contemporary Investment in Africa", *International Studies Quarterly*, 2019, 63 (3), 558-573.
- [18] Nielsen, R. A., M. G. Findley, Z. S. Davis, T. Candland, and D. L. Nielson, "Foreign Aid Shocks as a Cause of Violent Armed Conflict", *American Journal of Political Science*, 2011, 55 (2), 219-232.
- [19] Nunn, N., and N. Qian, "US Food Aid and Civil Conflict", *American Economic Review*, 2014, 104 (6), 1630-1666.
- [20] 庞珣、王帅, "中美对外援助的国际政治意义——以联合国大会投票为例", 《中国社会科学》, 2017年第3期, 第181—203页。
- [21] Qian, N., "Making Progress on Foreign Aid", *Annual Review of Economics*, 2015, 7, 277-308.
- [22] Rajan, R., and A. Subramanian, "Aid, Dutch Disease, and Manufacturing Growth", *Journal of Development Economics*, 2011, 94 (1), 106-118.
- [23] Strange, A. M., B. Parks, M. J. Tierney, A. Fuchs, and A. Dreher, "Tracking under Reported Financial Flows: China's Development Finance and the Aid-Conflict Nexus Revisited", *Journal of Conflict Resolution*, 2017, 61 (5), 935-963.
- [24] Wang, X., A. Ozanne, and X. Hao, "The West's Aid Dilemma and the Chinese Solution?", *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 2014, 12 (1), 47-61.
- [25] 杨亚平、李琳琳, "对非援助会减轻腐败对投资的‘摩擦效应’吗?——兼论‘一带一路’倡议下中非经贸合作策略", 《财贸经济》, 2018年第3期, 第95—108页。
- [26] Yoon, A., "China's Development Finance to Asia: Characteristics and Implications", Working paper, 2016.
- [27] 张学良, "中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应", 《中国社会科学》, 2012年, 第3期, 第60—77页。
- [28] 朱丹丹、黄梅波, "中国对外援助能够促进受援国的经济增长吗?兼论‘促贸援助’方式的有效性", 《中国经济问题》, 2018年第2期, 第24—33页。

Aid and Conflict —Evidence from Chinese Aid

JIANAN LI XIAONING LONG* QI JIANG
(Xiamen University)

Abstract Using Chinese aid from AidData and conflict report from Uppsala Conflict Data Program (UCDP) in 2000—2014, we find that China's OOF aid can significantly reduce the frequency of conflict. To deal with the endogeneity, we use the overcapacity production as

* Corresponding Author: Xiaoning Long, Intellectual Property Research Institute, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China; Tel: 86-13906004551; E-mail: cxlong@xmu.edu.cn.

the IV. After considering of sample selection bias and different type of international aid, our results are robust. We identify the mechanism that Chinese aid increased the local infrastructure investment and employment, and further increased the opportunity cost of attending conflict. Our results show that China's aid mode is superior, and imply the importance of infrastructure investment for the developing countries.

Keywords China's foreign aid, conflict, infrastructure investment

JEL Classification F35, D74, H54