

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2025.01.001

# 新发展理念视角下中国对外援助与 受援国高质量发展

陈 高,王嘉庆

(中南财经政法大学 财政税务学院,武汉 430060)

**摘要:**近年来,中国对外援助事业蓬勃发展,为研究中国对外援助对受援国高质量发展的影响,本文从“新发展理念”的五大维度构建受援国高质量发展指数,利用“世界发展指标(WDI)”相关数据进行实证分析。研究发现,中国对外援助能有效促进受援国高质量发展,中国对外援助对受援国高质量发展水平的影响存在异质性。在援助资金类型上,相较于官方发展援助资金,非官方发展援助资金对受援国高质量发展的影响效应更大;在援助目的上,基于商业目的和发展目的的援助对受援国高质量发展的促进作用更大;中国对外援助对“一带一路”国家的促进作用更大。机制分析发现,中国对外援助提升了受援国政府效率、社会稳定和福利水平,从而促进了受援国高质量发展。本文研究结论契合“人类命运共同体”的核心要义,能够为中国对外援助事业发展提供有益参考。

**关键词:**对外援助;高质量发展;新发展理念;人类命运共同体

**中图分类号:**F125.4

**文献标志码:**A

**文章编号:**1672-626X(2025)01-0005-17

## 一、引言

党的二十大报告明确提出要“促进世界和平与发展,推动构建人类命运共同体”。构建人类命运共同体,核心是建设持久和平、普遍安全、共同繁荣、开放包容、清洁美丽的世界,这在一定程度上与我国的“新发展理念”,即创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展、共享发展相一致。在该理念的指引下,中国对外援助事业蓬勃发展。2021年国务院新闻办公室发布的《新时代的中国国际发展合作》白皮书披露,2013—2018年,中国共向亚洲、非洲、拉丁美洲和加勒比、大洋洲和欧洲等地区122个国家和20个国际和区域性多边组织提供援助,对外援助金额为2702亿元人民币,其中,提供无偿援助1278亿元人民币,无息贷款113亿元人民币,援外优惠贷款1311亿元人民币;中国对外援助实施方式呈现多元化,2013—2018年,共建设成套项目423个,在95个国家和地区完成技术合作项目414个,截至2019年底,中国累计向72个国家和地区派遣长期医疗队,共1069批次27484名医疗队员,为增进人类共同福祉、构建人类命运共同体作出巨大贡献。

中国始终坚持“授人以渔”的对外援助理念,通过技术合作、志愿服务、学习交流等方式,为发展中国家储备人才,培养其自主发展的“造血”功能,增强其经济发展韧性。国际社会普遍对中国对外援助持正面评

收稿日期:2024-08-06

基金项目:国家社会科学基金一般项目“中国对外援助风险的统计测度、监测预警及纾困路径研究(21BTJ052)”

作者简介:陈高(1980—),男,湖北武汉人,中南财经政法大学财政税务学院教授,经济学博士,研究方向为对外援助和经济增长;通讯作者王嘉庆(1997—),男,河南南阳人,中南财经政法大学财政税务学院博士研究生,研究方向为对外援助。

价,认为中国对外援助形成了官方援助与商业参与的独特援助模式,能够增加援助国之间的相互竞争,进而提高援助效率,促进受援国经济增长<sup>[1]</sup>。但也仍存在不同意见,如 Pilling 和 Feng(2018)认为中国政府机构和国有银行在评估援助项目可行性方面内部体系薄弱,比西方传统捐助国更有可能为经济效率低下的项目提供资金<sup>[2]</sup>;对于中国提供的优惠贷款,有学者认为中国的银行和政府机构未充分考虑借款人的还款能力,可能最终会抑制借款国的经济增长前景<sup>[3-4]</sup>。本文通过考察中国对外援助对受援国高质量发展的作用机制,以期消除对中国对外援助存在的误解。本文认为具有中国特色的对外援助方式能够提升受援国自主发展能力,促进受援国高质量发展,有利于受援国经济社会有序发展和国民福利稳步提升。

关于对外援助的经济效应,现有文献主要分为两大阵营:一是援助有效论。支持此观点的经典文献为 Chenery 和 Strout(1966)提出的“双缺口”模型,认为援助通过填补国内储蓄和外汇储备缺口促进经济增长<sup>[5]</sup>。而后学者进行了大量的实证研究,Asteriou(2009)运用 MG 和 PMG 估算技术同样发现援助与 GDP 增长正相关<sup>[6]</sup>;Galani 等(2015)借助国际开发协会(IDA)的援助资格门槛作为工具变量,进一步确认了援助对经济增长的显著正向效应<sup>[7]</sup>。除了经济增长方面的影响,国外学者还探讨了援助对受援国公共投资、社会福利和贸易自由化的促进作用<sup>[8-10]</sup>。对于中国对外援助的研究发现,中国对外援助由“开发式援助”转向“赋能式援助”,重视治理体系,帮助受援国形成自我发展能力<sup>[11]</sup>。中国的援助项目可在两年内提升受援国经济增长率由 0.41% 至 1.49%<sup>[12-14]</sup>。其中,基础设施援助项目提升了受援国民众的国家认同,起到了推动受援国民族建构的历史作用<sup>[15]</sup>。中国对外援助能够有效降低受援国贫困率,改善其家庭福利,有利于受援国长期经济均衡及国民福利提升<sup>[16-18]</sup>。中国援非农业示范项目能够显著提升受援国示范粮食作物示范面积和产量,提升了受援国粮食安全水平<sup>[19]</sup>。二是援助无效论。援助冲击改变了受援国内部力量平衡,国家安全中不稳定因素增加<sup>[20]</sup>。援助主体和渠道的激增导致受援国政府产生较高的交易成本,忽略对有效公共机构的培养,从而对受援国政府机构产生扭曲作用<sup>[21]</sup>。此外,在援助行为冲击下,利己的个人将从生产性工作转向寻租,引致受援国的腐败行为<sup>[22]</sup>。

在高质量发展研究方面,其提法最早源于党的十九大报告,体现了我国社会主要矛盾的变化和经济可持续发展的要求。在高质量发展指标度量方面,国外研究的焦点在经济增长方面,对高质量发展的研究较少;而国内相关研究成果较多,高质量发展指标度量更加全面,且与创新、协调、绿色、开放、共享的“新发展理念”相契合,满足人民日益增长的美好生活需要<sup>[23]</sup>。任保平和李禹墨(2018)以经济发展新常态为视角,重点考虑产业、行业以及区域性机构协调等方面<sup>[24]</sup>。魏敏和李书昊(2018)使用熵权法从创新驱动发展、市场信息完善、经济增长稳定、经济成果惠民等 10 个方面测度高质量发展水平<sup>[25]</sup>。刘亚雪等(2020)则从创新、协调、绿色、开放、共享以及稳定六个维度测度世界经济高质量发展水平<sup>[26]</sup>。对于高质量发展的影响因素,现有文献主要集中在技术创新、环境规制、外国直接投资、劳动者素质、技术进步、财政制度改革等方面<sup>[27-30]</sup>。

通过梳理国内外文献发现,以中国对外援助为研究对象的文献大多能够从客观角度出发,肯定中国对外援助体系的优势,认可中国对外援助的贡献和价值。但仍有一部分文献对中国对外援助存在质疑,其原因一方面受到中国对外援助信息披露机制的影响,另一方面受国际政治因素对学术研究的干预。本文利用美国威廉玛丽学院“援助数据”项目(Aid Data)、联合国开发计划署的人类发展指数等相关数据,结合“新发展理念”构建受援国的高质量发展指数,在此基础上考察中国对外援助能否促进受援国高质量发展。区别于已有的研究,本文可能的边际贡献如下:第一,研究对象的创新。目前国内关于中国对外援助的研究起步较晚,且大多聚焦在援助和减贫、援助和福利、援助和冲突、援助和投资等方面,尚未有文献对中国对外援助的综合效应展开探讨<sup>[31-32]</sup>。本文以“新发展理念”为背景创造性地将受援国的高质量发展纳入分析,进一步拓展了对外援助研究领域的边界。第二,指标的创新。借鉴国内学者在高质量发展指数上的构建思路,本文以 5 个一级指标和 19 个基础指标构建高质量发展指数,实现对受援国高质量发展水平的测度<sup>[25-26]</sup>。第三,

拓展了中国对外援助的作用机制。本文考察了中国对外援助对受援国政府效率、社会稳定、福利水平等方面的影响,研究结果有助于丰富国内外学者对中国特色对外援助模式的认识和理解,同时补充了对外援助领域的相关文献。

## 二、中国对外援助与高质量发展:典型事实与理论分析

### (一)中国对外援助典型事实

党的十八大以来,中国发展进入新时代,中国对外援助内容和形式更加丰富多样,为全球发展作出了重大贡献。中国对外援助广泛分布于五大洲,援助项目覆盖122个国家。中国对外援助区域分布情况如图1所示,2000—2017年间接受中国对外援助较多的是亚洲和非洲,累计援助金额分别为4912.57亿美元、4681.46亿美元,占比分别为27.78%、26.47%。中国对欧洲、中东和大洋洲的援助规模相对较小,比重依次为16.67%、6.37%、1.24%。从援助目标看,中国对外援助以发展目的援助为主,援助金额达到6124.79亿美元,累计占比为34.63%。在中东、大洋洲、亚洲、非洲的发展目的援助占比分别高达66.94%、59.66%、46.06%、38.59%。在欧洲以商业目的援助为主,占比达到54.31%。而在美洲混合目的援助占比较高,达到73.07%。

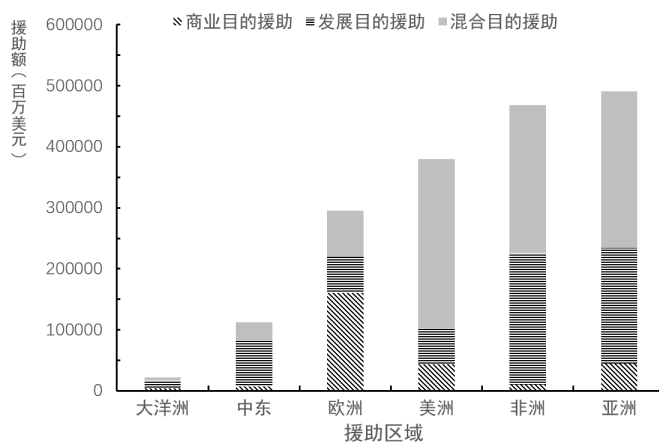


图1 中国对外援助的区域分布统计(2000—2017年)

资料来源:美国威廉玛丽学院“援助数据”项目(Aid Data),<https://www.aiddata.org/data/chinese-global-official-finance-dataset>。

中国对外援助涉及领域广泛,涵盖能源供应、运输、通信、采矿等各领域。如图2所示,2000—2017年中国对外援助首先集中在能源供应、采矿和运输领域,援助金额分别为3763.3亿元、3583.06亿元、2528.58亿

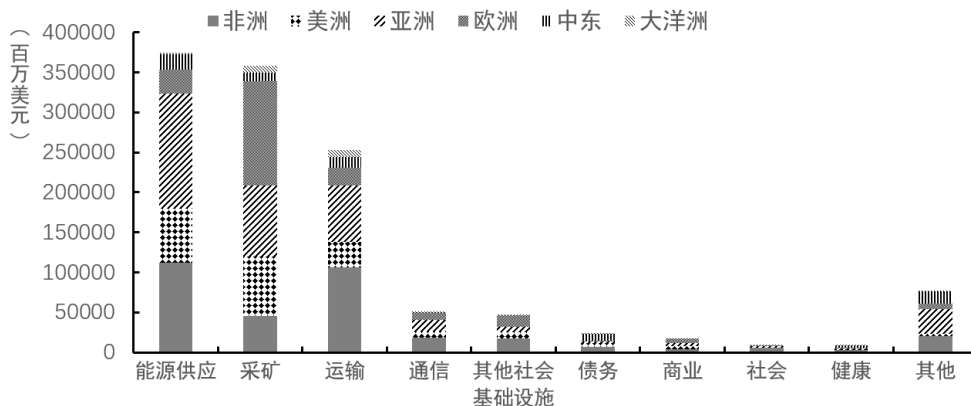


图2 中国对外援助行业分布特征(2000—2017年)<sup>①</sup>

资料来源:美国威廉玛丽学院“援助数据”项目(Aid Data),<https://www.aiddata.org/data/chinese-global-official-finance-dataset>。

元,占比分别达到30.73%、29.39%、20.74%。其次是通信和其他社会基础设施,占比分别为4.15%、3.84%。数据分析显示,在运输、通信、其他社会基础设施领域的援助主要流向了非洲地区,占比分别为42.17%、37.23%、37.8%。欧洲在采矿领域和能源供应接受中国对外援助较多,占比达到36.29%。债务方面的对外援助多分布在中东、非洲等贫困国家较多的地区。

## (二)中国对外援助影响受援国高质量发展的机制分析

中国作为新兴援助国,在以下几个方面区别于传统援助者。首先,在对外援助理念上,中国奉行不干涉他国内政的原则,援助内容不捆绑政治条款,而传统援助者通常会在援助项目中加入附加条款,比如美国在奥巴马时期将对外援助当作美国的软权力来使用<sup>[33]</sup>。其次,在角色定位上,根据庞珣(2013)的观点,相对于传统援助者的“垂直范式”,中国采取的是“水平范式”,即在援助活动中,中国始终以“合作者”的身份参与其中,旨在达成互惠互利的双赢局面。而传统援助者的“垂直范式”则以“援助者”的身份参与援助活动,“受援者”处于相对弱势的地位<sup>[34]</sup>。这种角色定位的差异同样表现在援助领域上,美国致力于通过提供军事援助干预受援国局势,欧盟则寄希望通过社会基础设施援助提升受援国治理水平。与之相反,中国将援助重心放在社会发展和民生福利领域,基础设施援助也主要集中在与经济发展相关的基础设施方面。

中国对外援助给受援国经济社会各方面带来了提升效应。一是政府效率提升效应。孙楚仁等(2021)通过构建包含政府治理能力的企业生产函数,发现了中国对外援助与对外直接投资之间的促进作用,验证了政府治理能力的机制效应<sup>[35]</sup>。冯凯等(2021)通过构建一个包含生产援助、转移支付类援助以及政府公共支出的内生增长模型,分析发现受援国的均衡增长率随着所接受援助规模的增加而增加<sup>[36]</sup>。此外,非转移支付领域的援助增加了受援国的公共支出资本比,进而对经济增长产生正向影响。严兵等(2021)以基础设施为机制,从基础设施的物质资本效应、人力资本效应以及技术溢出效应三个方面展开研究,发现中国对外援助显著提升了受援国的经济增长水平<sup>[37]</sup>。

二是社会稳定效应。“水平范式”的中国对外援助显著促进了受援国经济增长,国家财政能力也因此得到增强,政府更具能力应对国内不稳定因素的挑战。此外中国在交通基础设施方面的援助加快了商品在不同区域的流动性,显著改善了受援国区域经济失衡问题,提升了国家的整体稳定性<sup>[38]</sup>。李嘉楠等(2021)使用乌普萨拉冲突数据同样发现,中国援助有效增强了受援国的社会稳定性,机制分析表明,基础设施水平和工业就业率在其中发挥了重要作用<sup>[39]</sup>。

三是福利改善效应。杨东升和刘岱(2006)利用交叠世代模型研究国外经济援助对国民福利的影响,研究发现只有在受援国发生技术进步,并且援助规模随受援国人口保持同步增长的情况下,国外经济援助才能对国民福利产生长期效应<sup>[39]</sup>。此外,有学者研究发现无论是援助国还是受援国,国际援助都能起到改善其福利水平的作用。对于援助国而言,国际援助会带来诸如开拓市场、打击非法移民、消除毒品、扩大贸易等方面的作用;对于受援国来说,国际援助会影响其工资水平、劳动时间、消费决策等方面,进而对其福利水平起到改善作用<sup>[40]</sup>。

## 三、计量模型、变量与数据

### (一)计量模型

本文的基准线性模型为:

$$HQD_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Aid\_mon_{it} + \varphi X_{it} + v_i + u_t + \lambda_s + \varepsilon_{its} \quad (1)$$

其中, $HQD_{it}$ 为国家*i*在*t*年的高质量发展指数,由5个一级指标和19个基础指标通过熵值法生成,具体指标见表2。 $Aid\_mon_{it}$ 为核心解释变量,表示中国在第*t*年对国家*i*的援助金额的对数。 $X_{it}$ 为国家层面的控

制变量,参照现有关于对外援助经济效应的研究并结合数据的可得性,本文选用人均国内生产总值、总人口、劳动力、外商直接投资、人均国民收入、DAC国家援助、资本形成总额、政府消费支出等指标。此外,为了控制不可观测因素对结果的影响,本文在回归中加入了国家固定效应 $v_i$ 、年份固定效应 $u_t$ 和大洲固定效应 $\lambda_s$ , $\varepsilon_{its}$ 为随机扰动项。主要变量定义见表1所示。

表1 主要变量定义

	名称	符号	定义和计算方法
主要研究变量	高质量发展指数	<i>HQD</i>	由19个基础指标通过熵值法合成
	中国对外援助金额	<i>Aid_mon</i>	中国对外援助金额(美元)的对数
	中国对外援助项目数	<i>Aid_num</i>	中国对外援助项目数的对数
控制变量	人均国内生产总值	<i>PGDP</i>	人均国内生产总值(美元)的对数
	总人口	<i>TPOP</i>	总人口的对数
	劳动力	<i>TLAB</i>	总劳动力的对数
	外商直接投资	<i>FDI</i>	外商直接投资净流入(美元)的对数
	人均国民收入	<i>GNI</i>	人均国民收入(美元)的对数
	DAC国家援助	<i>Aid_DAC</i>	发展援助委员会(Development Assistance Committee)提供的国际援助(美元)对数
	资本形成总额	<i>GCF</i>	资本形成总额(美元)的对数
	政府消费支出	<i>GCE</i>	政府最终消费支出(美元)的对数
	固定资本总额	高质量发展指数	固定资本形成总额(美元)的对数
	官方发展援助	<i>Aid_ODA</i>	其他国家官方发展援助净值(美元)的对数
	耕地	<i>Land</i>	人均耕地面积(公顷)
	进出口依存度	<i>IED</i>	进出口总额/GDP
	制度质量	<i>Ins</i>	制度质量所含六个指标的均值
其他变量	钢铁产量	<i>Iron</i>	钢铁产量(万吨)的对数
	“一带一路”国家	<i>OBOR</i>	虚拟变量,是“一带一路”国家取1,否则取0
	基础设施水平	<i>Inf</i>	由7个指标通过熵值法合成
	二氧化碳排放量	<i>CO2_emission</i>	每一美元GDP中的二氧化碳排放量(千克)
	政府效率	<i>Gee</i>	全球治理指数中的政府效率指标
	社会稳定	<i>Rle</i>	全球治理指数中的法制水平指标
	福利水平	<i>HDI</i>	联合国开发计划署的人类发展指数指标

## (二)数据来源与处理

中国对外援助数据来源于美国威廉玛丽学院“援助数据”项目(Aid Data),该数据库因其公开透明、公信力强、更新及时以及信息丰富等特点被国内外学者广泛使用<sup>[41]</sup>。受援国的高质量发展水平数据来自世界银行的“世界发展指标(WDI)”。本文以“新发展理念”为参考,构建包含5个一级指标和19个基础指标的高质量发展指数,具体指标见表2。考虑到后文回归系数的可读性,对标准化后的高质量发展指数均乘以100处理。在综合评价方法的选择上,考虑到样本时间序列的长度和客观赋权的优势,本文选择熵值法作为受援国高质量发展水平的评价方法<sup>[42]</sup>。

国家层面的控制变量来自“世界发展指标(WDI)”数据库。在内生性的处理上,本文选择钢铁产量与援助频率的交乘项作为工具变量,其中钢铁产量数据来自国家统计局<sup>[43]</sup>。机制检验所使用的基础设施水平和

二氧化碳排放量数据来自“世界发展指标(WDI)”数据库;政府效率、社会稳定数据来自“全球治理指数(WGI)”;福利水平数据来自联合国开发计划署“人类发展指数”数据库。

在数据处理方面,借鉴已有研究本文采用以下处理:一是删除部分数据缺失严重的国家和取消、暂停、重复统计的援助项目;二是消除极端值影响,在1%和99%的水平对援助数据进行缩尾处理。Aiddata数据库在2021年公布全球中国官方金融数据集2.0,数据更新至2017年。因此,本文共得到7865条援助项目信息,并在国家、年度层面对援助金额和项目数进行汇总,最终得到2006—2017年中国对93个国家的援助数据,共计1116个观测值。

表2 高质量发展水平测度

一级指标	二级指标	基础指标	计量单位	指标属性
创新	经济效率	劳动生产率		正向指标
	创新水平	科技期刊文章	篇	正向指标
	产业结构	产业结构高级化指数		正向指标
协调	二元结构	二元反差系数		负向指标
	金融结构	私营部门的国内信贷/GDP	%	正向指标
	城镇化率	城镇人口/总人口	%	正向指标
	投资结构	资本形成总额/GDP	%	适度指标
	产出波动	GDP波动率	%	负向指标
	价格波动	通货膨胀率	%	负向指标
	就业波动	失业率	%	负向指标
	消费结构	最终消费支出/GDP	%	适度指标
绿色	环境质量	二氧化碳排放强度	千克/美元	负向指标
	绿化建设	森林覆盖率	%	正向指标
开放	外贸开放度	进出口依存度	%	正向指标
	投资开放度	外资依存度	%	正向指标
	旅游开放度	旅游总收入/GDP	%	正向指标
		入境人数/总人口	%	正向指标
共享	医疗福利	公共医疗卫生支出	%	正向指标
	信息水平	互联网用户比例	%	正向指标

## 四、实证分析

### (一) 基准回归结果

为探究中国对外援助是否对受援国高质量发展水平起到促进作用,本文根据基准线性模型进行回归分析。表3汇报了基准回归结果。其中,第(1)列仅控制年份固定效应,结果显示中国对外援助的系数在5%的水平显著为正,表明中国对外援助对受援国高质量发展水平有显著的正向影响。第(2)列仅控制国家固定效应,第(3)列同时控制年份和国家固定效应,第(4)列进一步控制了年份、国家和大洲固定效应,中国对外援助对受援国高质量水平的系数均显著为正。控制变量方面整体上符合预期。人力资本的影响为正且接近显著,表明人力资本水平对高质量发展水平的正向影响。在开放水平方面,进出口依存度和外商直接投资不显著,其对高质量发展水平的影响不确定。DAC国家援助的影响为负且显著,表明注重短期性和消费性的DAC国家援助虽然能够缓解一些迫切的经济或社会问题,但往往忽视了结构性改革和经济基础设施的

建设,导致资源配置效率低下,可能在一定程度上不利于受援国高质量发展。在经济发展水平方面,总人口影响显著为负,人均国内生产总值则接近正向显著,说明人口数量膨胀所带来的一系列问题可能会对高质量发展不利,而提升人均国内生产总值有助于高质量发展水平的提高。

表3 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>HQD</i>			
<i>Aid_mon</i>	0.0170** (2.5374)	0.0322*** (3.8082)	0.0157** (2.3654)	0.0157** (2.3611)
<i>PGDP</i>	3.8937*** (4.3576)	9.1189*** (3.9278)	2.0655 (1.0442)	2.0655 (1.0423)
<i>TPOP</i>	-5.3560** (-2.3760)	-5.1869* (-1.8955)	-12.9824*** (-4.7754)	-12.9824*** (-4.7666)
<i>TLAB</i>	4.8168** (2.4296)	8.3101*** (3.4554)	4.5245* (1.7505)	4.5245* (1.7473)
<i>FDI</i>	-0.1737* (-1.8992)	-0.3148*** (-2.6341)	-0.0480 (-0.5444)	-0.0480 (-0.5434)
<i>GNI</i>	-1.0912** (-2.3336)	0.2014 (0.2631)	-1.8486** (-2.1578)	-1.8486** (-2.1538)
<i>Aid_DAC</i>	-0.0771** (-2.5325)	-0.0717** (-2.0280)	-0.0954** (-2.5785)	-0.0954** (-2.5738)
<i>GCF</i>	-0.2966** (-2.0243)	-0.4535** (-2.2771)	-0.2067 (-1.4397)	-0.2067 (-1.4370)
<i>GCE</i>	0.1837 (0.5188)	0.5851 (1.2149)	0.0668 (0.1975)	0.0668 (0.1972)
<i>TFC</i>	-0.0282 (-0.0842)	-0.0384 (-0.0944)	0.0501 (0.1545)	0.0501 (0.1542)
<i>Aid_ODA</i>	0.1080 (0.9492)	0.0774 (0.4719)	0.1547 (1.2179)	0.1547 (1.2156)
<i>Land</i>	-1.6425 (-1.0418)	-2.5141 (-0.6949)	-4.9796* (-1.9683)	-4.9796* (-1.9647)
<i>IED</i>	-0.2012 (-0.3701)	-0.2648 (-0.4262)	-0.3240 (-0.7563)	-0.3240 (-0.7549)
<i>Ins</i>	0.5342 (1.0528)	0.0764 (0.0921)	0.0734 (0.1088)	0.0734 (0.1086)
<i>Cons tan t</i>	9.4728 (0.7803)	-93.7037*** (-4.7640)	154.8167*** (3.4222)	157.4627*** (3.4449)
<i>Year FE</i>	YES	NO	YES	YES
<i>Country FE</i>	NO	YES	YES	YES
<i>Continent FE</i>	NO	NO	NO	YES
<i>N</i>	1116	1116	1116	1116
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.5699	0.9686	0.6739	0.9780

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示回归结果在 10%、5%、1% 的置信水平下通过显著性检验,括号中的值为 t 值。

## (二)稳健性检验

### 1. 替换解释变量为援助项目数

在中国对外援助规模的度量方面,除了使用援助金额,援助项目数也是重要的衡量指标之一。本文通过筛选 Aiddata 数据库中与受援国相关的项目代码,将项目代码个数在年度层面进行加总可以得到援助项目数,将其加入稳健性分析。回归结果如表4所示,其中第(1)列仅控制年份固定效应,结果显示中国对外援助项目数的系数在5%的水平上显著为正。第(2)列仅控制国家固定效应,第(3)列同时控制年份和国家固定效应,第(4)列进一步控制了年份、国家和大洲固定效应,结果仍然在5%的水平上显著为正。

表4 稳健性检验:替换解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
	HQD			
<i>Aid_num</i>	0.1852** (2.2107)	0.3789*** (3.7118)	0.1776** (2.3005)	0.1776** (2.2962)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	NO	YES	YES
<i>Country FE</i>	NO	YES	YES	YES
<i>Continent FE</i>	NO	NO	NO	YES
<i>N</i>	1116	1116	1116	1116
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.5683	0.969	0.6750	0.9780

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示回归结果在10%、5%、1%的置信水平下通过显著性检验,括号中的值为t值。

### 2. 反事实分析

根据以上分析,本文在基准回归部分已充分将影响回归结果的因素纳入控制,但仍然存在回归结果具有偶然性的担忧。因此,本文通过反事实思路对回归结果的可靠性进行检验。反事实分析通过提前被解释变量年度来实现,因为理论上当期的援助不会对当期之前的高质量发展水平产生影响,表5展示了反事实分析的回归结果。其中第(1)列和第(2)列分别展示了使用援助金额对高质量发展指数提前两期和提前四期的回归结果,第(3)列和第(4)列则使用援助项目数对高质量发展指数提前两期和提前四期进行回归,回归系数均不显著,排除了回归结果偶然性的担忧。

表5 稳健性检验:反事实分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>F2.HQD</i>	<i>F4.HQD</i>	<i>F2.HQD</i>	<i>F4.HQD</i>
<i>Aid_mon</i>	0.0150 (1.3192)	0.0151 (1.3469)		
<i>Aid_num</i>			0.1429 (1.5227)	0.0380 (0.4353)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	930	744	930	744
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.6404	0.6325	0.6404	0.6293

注:括号中的值为t值。



## 3. 考虑援助的滞后期

在中国官方援助数据库中,包含项目的开始时间和结束时间的记录,据此可以计算项目的平均时间。可以发现,从项目承诺到项目完成的平均时间将近两年,即从项目落地到对受援国发展产生影响存在滞后效应,因此将援助金额和援助项目数做滞后一期和两期处理。表6展示了加入滞后期的结果,其中第(1)列和第(2)列分别对援助金额和援助项目数进行滞后一期的处理,援助金额在10%的水平上显著为正,援助项目数在5%的水平上显著为正。第(3)列和第(4)列分别对援助金额和援助项目数做滞后两期的处理,其中援助金额不显著,而援助项目数在10%的水平上显著为正,证明了项目存在一定滞后效应。

表6 稳健性检验:加入滞后期

	(1)	(2)	(3)	(4)
	HQD			
<i>L.Aid_mon</i>	0.0204* (1.8809)			
<i>L.Aid_num</i>		0.1741** (2.3579)		
<i>L2.Aid_mon</i>			0.0193 (1.5459)	
<i>L2.Aid_num</i>				0.1806* (1.6893)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1023	1023	930	930
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.5777	0.5768	0.5839	0.5819

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示回归结果在10%、5%、1%的置信水平下通过显著性检验,括号中的值为t值。

## 4. 删除部分国家

本文把外交关系纳入分析以检验回归结果的稳健性。一是考虑剔除塞内加尔。塞内加尔于1997年中止与中国的外交关系,又于2006年恢复与中国的大使级外交关系。因此,在2006—2017年样本期内塞内加尔与中国的外交关系存在空窗期,从而影响了对外援助活动的开展。二是考虑剔除圣多美和普林西比。圣多美和普林西比于2016年恢复与中国的外交关系,导致整个样本期内中国的援助决策受到干扰。三是考虑剔除索马里。索马里长期处于战乱状态,且中国与其投资往来较少。四是考虑剔除南苏丹。南苏丹建国时间在2011年,同年与中国建交,因此在样本期内的各项指标缺失严重。最终,从基准回归的93个国家中删除以上4个国家,保留89个国家进行回归。回归结果如表7所示,第(1)—(4)列分别为上述剔除样本的回归结果,研究发现中国对外援助对受援国高质量发展的提升作用依旧稳健。

表7 稳健性检验:删除部分国家

	(1)	(2)	(3)	(4)
	HQD			
<i>Aid_mon</i>	0.0164** (2.3400)	0.0318*** (3.5919)	0.0149** (2.1309)	0.0149** (2.1267)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	NO	YES	YES

表7(续)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>HQD</i>			
<i>Country FE</i>	NO	YES	YES	YES
<i>Continent FE</i>	NO	NO	NO	YES
<i>N</i>	1056	1056	1056	1056
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.5665	0.9549	0.6785	0.9682

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示回归结果在10%、5%、1%的置信水平下通过显著性检验, 括号中的值为t值。

### 5. 增加固定效应

考虑到潜在遗漏变量对估计结果的干扰, 通过进一步调整回归模型的固定效应进行稳健性检验。一是采用国家一年份联合固定效应代替基准回归中的国家固定效应和年份固定效应, 同时增加地区一年份固定效应以排除地区特征对估计结果的影响。二是在控制国家一年份联合固定效应的基础上, 进一步加入国家一大洲联合固定效应, 表8展示了联合固定效应的回归结果。采取以上三种联合固定效应后, 中国对外援助对受援国高质量发展水平的影响仍然显著。

表8 稳健性检验: 联合固定效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>HQD</i>			
<i>Aid_mon</i>	0.0157** (2.3611)	0.0324*** (3.5563)		
<i>Aid_num</i>			0.1776** (2.2962)	0.3689*** (3.5535)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	NO	YES	NO
<i>Continent FE</i>	YES	NO	YES	NO
<i>Country FE * Year FE</i>	NO	YES	NO	YES
<i>Country FE * Continent FE</i>	NO	YES	NO	YES
<i>Year FE * Continent FE</i>	NO	YES	NO	YES
<i>N</i>	1116	1116	1116	1116
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.9780	0.9946	0.9780	0.9947

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示回归结果在10%、5%、1%的置信水平下通过显著性检验, 括号中的值为t值。

### 6. 面板误差修正模型

为了分析变量之间的长期均衡关系和短期调整过程, 引入面板误差修正模型(VECM)。本文采用Kao检验来检验同质面板协整假设, 由表9可知, 对变量高质量发展指数和对外援助规模的协整检验结果表明上述两个变量存在长期的均衡关系(即协整关系)。进一步运用VECM来检验这两个变量间的长期与短期的因果关系, 结果如表10所示。中国对外援助和误差修正项的回归系数反映了两变量间的长期关系, 中国对外援助的差分项系数反映短期关系。从长期来看, 中国对外援助与受援国高质量发展之间的弹性为0.0035, 且在5%水平下显著, 即中国对外援助增加从长期来看能够有效提升受援国高质量发展水平。误差修正项为0.0012, 在5%水平下显著, 进一步说明了两变量之间存在长期协整关系, 这表明当两者偏离长期均衡时, 面板误差修正模型正向调整至均衡状态。从短期来看, 中国对外援助差分项的回归系数同样显著。

表9 面板协整检验

检验方法	Kao 检验		
	<i>MDF</i>	<i>DF</i>	<i>ADF</i>
统计量	6.420	7.226	5.380
P 值	0.000	0.000	0.000

表10 面板误差修正模型

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>HQD</i>			
<i>Aid_mon</i>	0.0042** (2.3500)	0.0018*** (3.5824)	0.0057** (2.1218)	0.0035** (2.1329)
<i>D.Aid_mon</i>	0.0137** (2.2400)	0.0145** (1.9824)	0.0122** (2.3116)	0.0121** (2.3351)
误差修正项	0.0011* (1.8300)	0.0011** (2.5314)	0.0012** (2.2248)	0.0012** (2.3649)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	NO	YES	YES
<i>Country FE</i>	NO	YES	YES	YES
<i>Continent FE</i>	NO	NO	NO	YES
<i>N</i>	1056	1056	1056	1056
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.5325	0.5539	0.6483	0.5692

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示回归结果在 10%、5%、1% 的置信水平下通过显著性检验,括号中的值为t值。

### (三)内生性问题

基准回归结果的有效性可能会受到以下因素的影响:一是遗漏变量。虽然本文从人力资本、开放水平、财政支出规模、其他国家援助规模等多个方面选择控制变量,同时也控制国家固定效应、年份固定效应以及地区固定效应,但仍然不可避免存在遗漏变量的问题。二是双向因果问题。一方面,中国对外援助可能会提升受援国的高质量发展水平;另一方面,中国在“南南合作”框架下向其他发展中国家提供力所能及的援助,支持和帮助发展中国家特别是最不发达国家减少贫困、改善民生,因此中国对外援助资源可能倾向于发展水平较低的国家。

在工具变量的选择方面,本文借鉴许志成和张宇(2021)的思路,选择2006—2017年中国钢铁产量与受援国援助频率的交乘项作为本文的工具变量<sup>[43]</sup>。选取理由如下:首先,从事实基础层面看,中国钢铁产量在2006—2017年从4.69亿吨跃升至10.46亿吨,一方面是中国钢铁产业产能过剩,另一方面是受援国基础设施建设对钢铁等原材料的巨大需求。因此,钢铁资源可以在供给端和需求端实现高效匹配,中国可以通过对外援助的方式实现与受援国的优质产能合作,受援国也可以借此提升基础设施质量,实现互利共赢。其次,从实证分析层面看,近年来,在对外援助研究领域国内外学者普遍使用其作为工具变量,研究中国对外援助对受援国经济增长、社会稳定、减贫等方面的影响。最后,从工具变量的基本要求看,一是相关性,相对而言,该国受到中国援助的频率越多,意味着与中国之间的外交关系越紧密,在中国钢铁产量增加时受到中国援助的可能性也就越大;二是外生性,中国钢铁产量更大程度上取决于中国自身的经济状况,并不会与受援国的高质量发展水平产生直接的关联,能够满足工具变量的外生性要求。参照Nunn和Qian(2014)的研

究<sup>[20]</sup>,本文工具变量估计的两阶段模型设定如下:

$$HQD_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Aid_{it} + \phi X_{it} + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Aid_{it} = r_0 + r_2 Iron_t \times P_i + \phi X_{it} + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $HQD_{it}$ 为被解释变量,表示受援国的高质量发展水平。 $Aid_{it}$ 为核心解释变量,表示受援国*i*在第*t*年接受中国援助金额的对数或中国援助项目数的对数。 $X_{it}$ 表示一系列控制变量, $v_i$ 表示国家固定效应, $u_t$ 表示时间固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。在模型(3)中,交乘项 $Iron_t \times P_i$ 为工具变量。其中 $Iron_t$ 为中国在*t*年的钢铁产量, $P_i$ 表示受援国接受中国援助频率,用2006—2017年“受援国接收援助年数/总年数”来表示。

表11汇报了工具变量法的估计结果。第一阶段估计结果如第(1)列和第(3)列所示,F值大于10,拒绝弱工具变量的原假设,通过了工具变量有效性检验。此外,内生变量与工具变量显著正相关,符合预期。第(2)列和第(4)列为第二阶段估计结果,援助金额和援助项目数的估计系数都在1%的水平上显著为正。结果表明,随着援助规模的增加,受援国的高质量发展水平显著提升,证明了中国对外援助的有效性,能够满足受援国的发展需求,有利于受援国长远健康发展。

表11 工具变量回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Aid_mon</i>	<i>HDQ</i>	<i>Aid_num</i>	<i>HDQ</i>
<i>Iron</i>	6.566*** (2.75)		1.154*** (4.08)	
<i>Aid_mon</i>		0.633*** (3.75)		
<i>Aid_num</i>				5.791*** (3.71)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1116	1116	1116	1116
<i>F</i>	12.73		11.64	
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.070	0.717	0.146	0.724

注:\*,\*\*、\*\*\*分别表示回归结果在10%、5%、1%的置信水平下通过显著性检验,括号中的值为*t*值。

#### (四)异质性分析

##### 1. 援助目的的异质性

Aiddata数据库中将援助目的明确划分为以下四种:商业目的援助(Commercial)、发展目的援助(Development)、混合目的援助(Mixed)和特定目的援助(Representational)。商业目的援助偏重盈利目的,发展目的援助追求项目的长期效应,立足于受援国长期发展和福利水平提升,特定目的援助政治色彩浓重。而混合目的援助是包含以上两种或三种目的的援助。通过样本期间内不同援助目的金额统计发现,中国对外援助中商业目的援助、发展目的援助、混合目的援助、特定目的援助的金额分别为2386.71亿美元、4270亿美元、7617.96亿美元、0.74亿美元,分别占总援助金额的16.72%、29.91%、53.36%、0.01%。其中特定目的援助占比极少,因此不纳入异质性分析。表12为不同援助目的的回归结果。第(1)列和第(3)列结果显示商业目的援助和发展目的援助对受援国高质量发展具有显著促进作用,第(5)列结果显示混合目的援助对受援国高质量发展的积极影响不显著,第(2)、(4)、(6)列是使用援助项目数进行回归,结果具有稳健性。

表 12 异质性:不同援助目的

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	商业目的		发展目的		混合目的	
	HQD		HQD		HQD	
<i>Aid_mon</i>	0.0165* (1.9596)		0.0137** (2.3546)		0.0046 (1.1765)	
<i>Aid_num</i>		0.5716*** (3.2000)		0.0730 (0.9083)		0.0946 (1.0547)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	636	636	1116	1116	984	984
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.6692	0.6775	0.6734	0.6721	0.6774	0.6777

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示回归结果在 10%、5%、1% 的置信水平下通过显著性检验,括号中的值为 t 值。

### 2. 援助资金类型的异质性

根据援助资金类型可以分为官方发展援助(ODA)、非官方发展援助(OOF)和其他援助(Vague-like)。与经合组织(OECD)的划分标准一致,以上三种类型主要在资金来源、优惠政策以及援助方式等方面存在差异。其中 ODA 定义为,以促进受援国发展为目的的赠款以及赠予程度不低于 25% 的优惠贷款;OOF 则表示在援助目标、优惠力度等方面均未达到 ODA 标准的项目类型;其他援助定义为信息缺失导致无法判断的资金类型。表 13 报告了分类回归的结果。第(1)列和第(2)列为官方发展援助的结果,对外援助的系数不显著,这与张原(2019)的研究结论一致<sup>[6]</sup>。第(3)列和第(4)列为非官方发展援助的结果,对外援助的系数在 10% 的水平上显著。究其原因,可能与官方发展援助资金规模小、随机性强、使用范围有限等特点有关;相较而言,非官方发展援助资金规模大、市场化特征强、分布领域广泛,更能灵活地适应受援国的发展需求。

表 13 异质性:不同援助资金类型

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ODA		OOF	
	HQD		HQD	
<i>Aid_mon</i>	0.0014 (0.1351)		0.0075* (0.2071)	
<i>Aid_num</i>		0.0286 (0.4309)		0.1326* (1.7376)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1010	1010	1046	1056
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.6883	0.6882	0.6759	0.6693

注: \*表示回归结果在 10% 的置信水平下通过显著性检验,括号中的值为 t 值。

### 3. “一带一路”国家的异质性

中国于 2013 年提出“一带一路”倡议,共建国际大通道和经济走廊。“一带一路”倡议充分考虑了不同国家的差异性和发展需求,通过政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通和民心相通的“五通”工程,改善了合

作国家的基础设施水平,促进了区域内贸易和投资活动的开展,推进了区域协调发展。本文以第一届“一带一路”国际合作高峰论坛签署的合作名单确定“一带一路”国家样本,通过构建哑变量的方式纳入回归分析。表14第(4)列展示了回归结果,援助金额与“一带一路”国家的交乘项在10%的水平上显著,表明中国对外援助对“一带一路”国家的作用更大。

表14 异质性:“一带一路”国家

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>HQD</i>			
<i>Aid_mon*OBOR</i>	0.0252 (1.5771)	0.0241 (1.4079)	0.0297* (1.7415)	0.0297* (1.7383)
<i>Aid_mon</i>	0.0113 (1.3131)	0.0268** (2.5287)	0.0091 (1.0974)	0.0091 (1.0954)
<i>Constant</i>	8.9468 (0.8048)	-92.9416*** (-4.7016)	156.2653*** (3.4694)	158.9094*** (3.4919)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	NO	NO	YES	YES
<i>Continent FE</i>	NO	YES	NO	YES
<i>N</i>	1116	1116	1116	1116
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.6731	0.6742	0.6753	0.9781

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示回归结果在10%、5%、1%的置信水平下通过显著性检验,括号中的值为t值。

### (五)影响机制检验

为了探究中国对外援助对受援国高质量发展的作用机制,本文从以下方面进行分析。

#### 1. 政府效率

中国对外援助充分考虑受援国的发展诉求,主张“授人以渔”,通过多种援助方式提高其自主发展能力。因此,在援助过程中受援国的政府治理能力得到提高,这一机制在其他研究中也得到了验证<sup>[34]</sup>。本文选取全球治理指数中的政府效率(*gee*)来衡量,其主要反映了政府的公共服务质量、政策制定水平、市民服务质量、独立于政治压力的程度等内容。表15的第(1)列和第(4)列为援助金额和援助项目数对政府效率的回归结果,结果分别在1%和5%的水平上显著为正,表明对外援助可以通过提高政府效率促进受援国高质量发展。

#### 2. 社会稳定

稳定是发展的前提,在动乱的环境下生产力发展和人民生活水平都得不到保障。基于学者对援助与冲突的影响研究,本文选取“全球治理指数(WGI)”中的法制水平(*rle*)衡量社会稳定,其中法制水平是东道国公众对产权、法庭、警察、合同履行等有关社会规则的信心和遵守程度<sup>[31]</sup>。表15的第(2)列和第(5)列报告了援助金额和援助项目数对社会稳定的回归结果,结果均在5%的水平上显著为正,表明随着中国对外援助规模的扩大,受援国社会稳定性显著提升。在一个良好的发展环境中,有利于受援国的高质量发展。

#### 3. 福利水平

国民福利水平不仅是衡量高质量发展水平的重要指标之一,而且国际援助对福利水平也具有一定程度的改善作用。基于此,本文用人类发展指数来衡量受援国的福利水平。人类发展指数作为一个综合指数,主要包括健康长寿的生活、知识的获取以及体面的生活水平三个方面。表15的第(3)列和第(6)列报告了援助金额和援助项目数对受援国福利水平的回归结果,结果均在5%的水平上显著为正,表明对外援助可能通过改善受援国福利水平的机制对其高质量发展产生影响。

表 15 机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	政府效率	社会稳定	福利水平	政府效率	社会稳定	福利水平
<i>Aid_mon</i>	0.0024*** (2.7638)	0.0021** (2.2492)	0.0028** (2.4861)			
<i>Aid_num</i>				0.0220** (2.1835)	0.0193** (2.3001)	0.0130** (2.2429)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Country FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1116	1116	1116	1116	1116	1116
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.1825	0.1929	0.2816	0.1824	0.1931	0.2229

注: \*\*、\*\*\*分别表示回归结果在5%、1%的置信水平下通过显著性检验,括号中的值为t值。

## 五、结论与政策启示

### (一) 结论

中国对外援助事业的发展与人类命运共同体的构建紧密相关。本文将中国对外援助与高质量发展主题相结合,首先从五个层面构建高质量发展水平衡量指标,然后基于2006—2017年中国对外援助数据库,评估了中国对外援助对受援国高质量发展的影响,并进行了一系列稳健性和异质性检验。

通过上述研究,本文得出如下主要结论:(1)中国对外援助有益于受援国高质量发展水平的提升,此结论在替换解释变量、加入滞后期、反事实分析、使用工具变量等检验后结论依然成立。(2)中国对外援助对受援国高质量发展水平的影响存在异质性。在援助资金类型上,相较于官方发展援助资金,非官方发展援助资金对受援国高质量发展的影响效应更大;在援助目的上,基于商业目的和发展目的的援助对受援国高质量发展的促进作用更大;中国对外援助对“一带一路”国家的促进作用更大。(3)中国对外援助主要通过受援国政府效率、社会稳定以及福利水平,促进受援国高质量发展。

### (二) 政策启示

#### 1. 坚持开展对外援助活动,致力构建人类命运共同体

一方面,中国对外援助活动能够促进受援国高质量发展。中国对外援助不依赖短期效益,不捆绑政治条款,兼顾创新、协调、绿色、开放、共享等多个方面,对于受援国均衡发展和可持续发展大有裨益。因此,国际发展合作署应根据我国的财政能力和受援国的发展需求确定合理的援助水平,充分发挥中国对外援助对受援国高质量发展的综合效应,进一步推进人类命运共同体建设。另一方面,中国对外援助对受援国高质量发展的促进作用主要体现在非官方发展援助资金、商业目的和发展目的的援助。因此,在制定援助政策时,利用非官方发展援助在规模、市场化、使用范围方面的优势,更好地契合受援国的发展需求,实现对外援助项目的灵活性和精准性;中国政府应合理确定商业目的援助和发展目的的援助的比例,在提高受援国发展能力和国民福利的同时,进一步加快中国“走出去”的步伐。

#### 2. 充分依托“一带一路”平台,共同开创区域合作新局面

中国始终积极参与多边贸易体系建设,坚定支持区域经济合作。中国作为制造业大国,拥有全部工业门类国家。同时中国在高铁、桥梁等方面建设经验丰富,技术手段领先,并且价格相对低廉。受援国大多为

亚洲、非洲等的发展中国家,在基础设施和制造业发展方面缺乏资金、技术和经验。中国在“一带一路”政策所构建的区域合作平台上,通过资金援助、技术援助、人力资本援助等方式提供差异化援助服务,有效弥补了受援国发展初期面临的资金、技术等方面的缺口,促进“一带一路”国家经济发展,共同开创国际区域合作新局面。

### 3. 构建高质量的对外援助评估机制

中国对外援助评估制度已初具雏形,包含中期质量检查、质量验收等内容,同时引入了国际质量管理体系。在具体工作中,要注意以下方面:首先,建立完备的信息统计分析系统和历史数据库,为项目决策和绩效评估提供信息支持;其次,建立全过程评估管理体制,包含对外援助的政策评估、项目预评估、中期评估和终期评估,实现对项目信息的全面掌握;最后,建立多目标集体责任激励机制,使援助机构专注于最擅长的领域,同时对援助机构的工作进行独立评估,并对评估结果负责。

### 4. 建立常态化的对外援助信息发布机制

在对外援助信息发布方面,目前官方发布的信息有《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,为国际社会提供了中国对外援助的总体框架和策略。从披露的信息来看,中国公布的对外援助数据过于笼统,缺乏对外援助的国别和项目信息的统计,这在一定程度上使得国际社会对中国对外援助的效果和目的产生了不同解读。因此,建立常态化的信息发布机制显得尤为重要。中国可以通过定期发布涵盖各受援国、具体项目和援助成果的详细报告,向国际社会展示对外援助的成效,增强信息的全面性和可比性。同时,应加大对中国对外援助在促进全球发展、推动人类命运共同体建设方面作用的宣传力度。通过强化国内外媒体的沟通与合作,讲好中国援助故事,提升中国在全球发展中的话语权和影响力。

#### 注释:

① 其他援助包括其他商品援助、农林渔业和未划分行业类援助。

#### 参考文献:

- [1] MORGAN PIPPA, YU ZHENG. Old Bottle New Wine? The Evolution of China's Aid in Africa 1956–2014[J]. *Third World Quarterly*, 2019, 40(7): 1283–1303.
- [2] PILLING D, FENG F. Chinese Investments in Africa Go Off the Rails[J]. *Financial Time*, 2018, 14: 2–23.
- [3] ONJALA J. China's Development Loans and the Threat of Debt Crisis in Kenya[J]. *Development Policy Review*, 2018, 36(S2): 710–728.
- [4] HAUSMANN R. China's Malign Secrecy[J]. *Project Syndicate*, 2019, 7: 14–28.
- [5] CHENERY H B, Strout A M. Foreign Assistance and Economic Development[J]. *The American Economic Review*, 1966, 56(44): 679–733.
- [6] ASTERIOU D. Foreign aid and Economic Growth: New Evidence from a Panel Data Approach for Five South Asian Countries[J]. *Journal of Policy Modeling*, 2009, 31(1): 155–161.
- [7] GALIANI S, KNACK S, XU L C. The Effect of Aid on Growth: Evidence From a Quasi-Experiment[J]. *Journal Of Economic Growth*, 2017, 22(1): 1–33.
- [8] LEVY V. Does Concessionary Aid Lead to Higher Investment Rates in Low-Income Countries?[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1987, 69(1): 152–156.
- [9] HELLER P. A Model of Public Fiscal Behavior in Developing Countries: Aid, Investment, and Taxation[J]. *American Economic Review*, 1975, 65(3): 29–44.
- [10] BERRITTELLA M, Zhang J. A Global Perspective on Effectiveness of Aid for Trade[J]. *Open Economies Review*,



2013,25(2):289-309.

- [11] 赵可金,蔡锐.从开发式援助到赋能式援助——中国国际发展合作范式变革研究[J].同济大学学报(社会科学版),2024(2):23-34.
- [12] BARTKE W. The Economic Aid of the PR China to Developing and Socialist Countries[M]. K.G. Saur,1989.
- [13] SWEDLUND H.J. The Development Dance——How Donors and Recipients Negotiate the Delivery of Foreign Aid[M]. Cornell University Press,2017.
- [14] DREHER A,FUCHS A,PARKS B,et al. Aid,China,and Growth:Evidence From a New Global Development Finance Dataset[J]. American Economic Journal:Economic Policy,2021,13(2):135-174.
- [15] 黄振乾.中国对外援助与受援国民族建构——基于坦赞铁路的实证考察[J].世界经济与政治,2023(8):29-59+164.
- [16] 张原.“中国式扶贫”可输出吗——中国对发展中国家援助及投资的减贫效应研究[J].武汉大学学报(哲学社会科学),2019(3):185-200.
- [17] 杨攻研,刘小玄,刘洪钟.中国对外援助在中低收入国家的减贫效应研究[J].亚太经济,2021(4):120-129.
- [18] 熊青龙.从福利角度看国际援助的经济效应——基于动态一般均衡分析[J].经济经纬,2016(3):66-71.
- [19] 林岫,崔静波.南南合作与粮食安全——来自中国援非农业技术示范中心的实证[J].经济学(季刊),2023(5):1758-1775.
- [20] NUNN N,QIAN N.US Food Aid and Civil Conflict[J].American Economic Review,2014,104(6):1630-1666.
- [21] ANDERSON E.Aid Fragmentation and Donor Transaction Costs[J].Economics Letters,2012,117(3):799-802.
- [22] SVENSSON J.Foreign Aid and Rent-Seeking[J].Journal of International Economics,2000,51(2):437-461.
- [23] 王方,刘莉莉,刘启明,等.数字经济高质量发展预警模型构建与实证[J].统计与决策,2022(13):15-20.
- [24] 任保平,李禹墨.新时代我国高质量发展评判体系的构建及其转型路径[J].陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2018(3):105-113.
- [25] 魏敏,李书昊.新时代中国经济高质量发展水平的测度研究[J].数量经济技术经济研究,2018(11):3-20.
- [26] 刘亚雪,田成诗,程立燕.世界经济高质量发展水平的测度及比较[J].经济学家,2020(5):69-78.
- [27] 张小兰.技术创新与我国经济增长的质量[J].经济体制改革,2002(3):34-37.
- [28] 陶静,胡雪萍,王少红.环境规制影响经济增长质量的技术创新路径[J].华东经济管理,2020(12):48-56.
- [29] 李娜娜,杨仁发.FDI能否促进中国经济高质量发展?[J].统计与信息论坛,2019(9):35-43.
- [30] 李福平,李欣.区域创新、产业升级与经济高质量发展——基于空间溢出视角的经验分析[J].调研世界,2021(12):3-11.
- [31] 李嘉楠,龙小宁,姜琪.援助与冲突——基于中国对外援助的证据[J].经济学(季刊),2021(4):1123-1146.
- [32] 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.
- [33] 周琪.新世纪以来美国对外援助[J].世界经济与政治,2013(9):23-51+155-156.
- [34] 庞珣.新兴援助国的“兴”与“新”——垂直范式与水平范式的实证比较研究[J].世界经济与政治,2013(5):31-54+156-157.
- [35] 孙楚仁,何茹,刘雅莹.对非援助与中国企业对外直接投资[J].中国工业经济,2021(3):99-117.
- [36] 冯凯,李荣林,陈默.中国对非援助与非洲国家的经济增长:理论模型与实证分析[J].国际贸易问题,2021(11):21-36.
- [37] 严兵,谢心荻,文博.中国对外援助与受援国经济增长:兼论基础设施的中介效应[J].世界经济研究,2021(2):3-18+134.
- [38] 杨攻研,刘洪钟,范琳琳.援以止战:国际援助与国内武装冲突——来自中国对外援助的证据[J].世界经济与政治,2019(11):129-156+160.
- [39] 杨东升,刘岱.中国对外经济援助与资本积累及国民福利[J].经济评论,2006(4):118-124.
- [40] 熊青龙,郑欣,黄梅波.中国对外援助对双边贸易影响的实证研究[J].国际经济合作,2019(6):89-100.
- [41] ISAKSSON A S,KOTSADAM A.Chinese Aid and Local Corruption[J].Journal of Public Economics,2018,159:146-159.
- [42] 朱喜安,魏国栋.熵值法中无量纲化方法优良标准的探讨[J].统计与决策,2015(2):12-15.
- [43] 许志成,张宇.点亮非洲:中国援助对非洲经济发展的贡献[J].经济学(季刊),2021(5):1499-1520.

(责任编辑:陈 昀)