

援助竞争抑制了中非贸易吗？

孙泽生¹ 田 倩²

(1. 上海师范大学, 上海 200234; 2. 丽缙高新技术产业园区管委会, 浙江 丽水 323000)

摘 要: 不同于仅关注小国模型下援助—贸易关系的已有研究, 本文首次将援助竞争纳入分析框架, 利用集中度概念构建了援助竞争度量指标并建立面板模型估计援助竞争对中非贸易的影响及其机制。研究发现: 考虑援助竞争后中国援助具有稳健的促进贸易效应, 且美国、欧盟和日本的援助竞争均未抑制中非贸易; 援助竞争对中非贸易的影响存在显著的门槛效应, 援助贸易效应因援助规模、受援国经济发展水平和经济规模产生异质性; 中国援助通过经济基础设施而非社会基础设施影响中非贸易, 且存在援助竞争通过社会基础设施发挥调节作用的证据。本文研究启示, 我们应理性看待援助竞争对中国与受援国经贸关系发展的影响, 并为中国与其他援助国的援助合力提供了证据。

关键词: 援助竞争; 中非贸易; 援助; 门槛回归模型; 基础设施

中图分类号: F742

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2025) 03-0044-17

一、引言

长期以来对外援助都被视为促进援助国与受援国间经贸关系发展的重要政策工具, 但援助国对受援国的援助之影响是竞争性的还是相互促进的却少被关注。美国纠集少数盟国视中国为大国竞争对手, 使大国竞争政策从双边向多边、不特定区域扩展, 援助成为美国等国眼中最主要的竞争政策工具, 并试图以此削弱中国与他国的经贸合作关系。很多援助国政府和政治学家也对使用援助工具提升本国影响力和抑制竞争对手等战略目标毫不讳言 (Stiller, 2018)。久被发达国家忽视的非洲大陆也成为美西方援助竞争的焦点地区, 但其效果如何少有文献关注。本文尝试在多援助国竞争视角下实证评估援助竞争对中非贸易的影响, 力图为大国竞争背景下中国理性认识并应对援助竞争、提升援助有效性提供实证依据。

现有文献总体上支持援助促进双边贸易 (Martinez-Zarzoso et al., 2009) 的观点。早期援助实践往往要求受援国将援助合同 (捆绑) 授予援助国供应商, 但即便援助非捆绑, 也存在间接的习惯效应和亲善效应, 能促进援助国向受援国出口 (Silva and Nelson, 2012)。不少研究指出, 捆绑与否下的贸易效应没有显著差异 (Tajoli,

作者简介: 孙泽生, 上海师范大学商学院教授, 研究方向: 区域经济与贸易、公共政策分析; 田倩, 丽缙高新技术产业园区管委会干部, 研究方向: 区域经济与贸易。

基金项目: 上海市哲学社会科学规划课题“大国竞争背景下对外援助对贸易影响机理、效应测度与中国策略研究”(项目编号: 2022BJL003)。

1999)。投向基础设施、贸易便利化等领域的援助有助于降低贸易成本,促进援助国和受援国的双向出口(Adam and Bevan, 2006);尽管收入转移可能导致真实汇率上升而产生负的贸易条件效应,但使用小国模型的研究发现受援国的净出口效应仍为正(Helble, 2012)。以上研究均为给定其他援助国行为条件下得到的援助之于贸易的“平均”效应。尽管已有文献强调了中国和美国对非援助作用机制的差异(徐丽鹤等, 2020),也关注到不同援助国援助贸易效应的异质性(Cali and Te Velde, 2011),但尚未发现援助竞争之贸易效应的理论和实证文献。

但是,文献已明确提出援助竞争概念(Kim and Potter, 2012),且主要呈现于以大国竞争为视角的政治学研究中。此类文献或强调援助在大国软实力竞争中的重要作用(Blair et al., 2022),或强调不同援助国之间的竞争性或互补性(Gülseven, 2012),还有文献注重援助碎片化和援助有效性下降等问题(霍淑红, 2021)。具体到对非援助,因美国显现与中国开展大国博弈的意愿,奥巴马、特朗普直至拜登政府均以“价值观外交”和附加政治条件的对非援助来实现与中国竞争的目标。欧盟和日本等对非援助也意在维持其在非洲的“势力范围”和影响力,日本还突出了制衡中国的意图。但主要援助国的援助竞争是否产生了其所意图的效果,已有政治学文献多限于定性描述,还缺乏有力的实证证据。

相较于已有文献,本文的边际贡献在于以下3个方面:(1)将援助竞争纳入援助贸易效应的研究框架,评估不同援助竞争者的竞争对中非贸易的影响及其作用机制;(2)分别构建总体援助竞争和分国别援助竞争指标,可更好地评估援助竞争的规模及其分布,提供更稳健的实证结果;(3)使用门槛回归模型估计援助竞争在异质性条件下的促贸效应差异,并分别从经济基础设施和社会基础设施层面分析援助竞争对中非贸易的影响机制,有助于更好地反映援助和援助竞争作用下贸易效应的复杂性。

二、政策背景与理论分析

(一) 政策背景

过去20年,世界援助格局发生了显著的结构化变化。按照经济合作与发展组织(OECD)统计,发展援助委员会(DAC)所占援助份额从2000年的77.73%下降到2020年的63.42%,而OECD统计未纳入的中国等新兴援助国的援助事业快速发展,成为对外援助市场的主要参与者和博弈者。中国对外援助金额的增长尤为明显。根据AidData数据库统计,中国对外援助从2000年的16.25亿美元上升到2017年的769.17亿美元,非洲是中国对外援助的重点区域,近年来对非援助占比高达44.65%。^①与此同时,中国占非洲总贸易额的比重从2000年的3.83%增长到2020年的20.85%,已连续12年居非洲最大贸易伙伴国地位。

^① 数据来源:国务院办公厅, http://www.gov.cn/zhengce/2021-11/26/content_5653540.htm。

中国对非援助和中非贸易发展激起了西方舆论场上关于中国“新殖民主义”的污蔑以及美国等国家对中国在非影响力提升的深刻担忧。受中非关系发展激励,美国于2014年召开首届美非领导人峰会,通过增加对非援助和投资发出了调整对非战略的信号,在非洲加强与中国的影响力竞争成为重要战略目标。在2022年

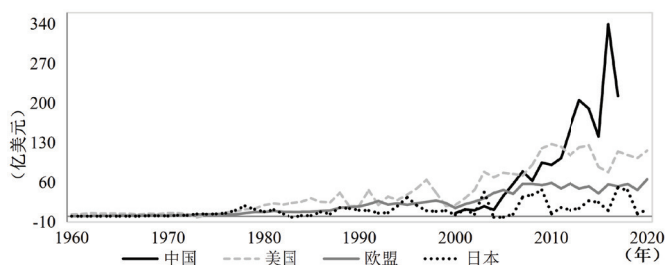


图1 主要援助国的对非援助：1960~2020年

资料来源：作者根据 OECD 和 AidData 数据库数据整理。

12月召开的第二届美非峰会上,美国承诺未来3年援助非洲550亿美元;美国国防部长奥斯汀却称“中国在非洲的行动不透明”并指责中国“在非洲扩大影响力是在给该地区的稳定性带来问题”,显示以援助遏制中国在非影响力的意图。

长期以来,欧盟和日本也是对非援助的主要提供者和竞争者。鉴于殖民因素,欧盟通过援助和政治经济捆绑形成很强的对非影响力,对非援助占其援助比重长期维持在40%左右。2007年的里斯本峰会曾明确要破除援助国—受援国间的不平等关系,而现实却是欧盟以建立“双方平等伙伴关系”的名义改变了《科托努协定》所规定的欧盟商品入非受关税控制的现状。虽然欧盟对非战略很少直接提及竞争者,但其于2021年提出的“全球门户”计划背后的政治考量却是直截了当的,^①德国驻欧盟大使迈克尔·克劳斯表示,该计划“有可能把欧盟变成一个更有效的地缘政治参与者,将是中国“一带一路”的一个有吸引力的替代方案”。

日本因资源匮乏、依赖进口而主要关注在非的经贸利益。在2022年召开的第八届东京非洲发展国际会议上,日本承诺以300亿美元帮助非洲发展。日本首相岸田文雄表示,“日本的目的是和非洲国家互利共赢,与中国不同”,表明日本对非援助有配合美国的非洲战略、炒作所谓的“中国债务陷阱”以遏制中非贸易和中国在非影响力的考虑。

可见,美国、欧盟和日本已或明显或隐晦地宣布了以援助竞争抑制中国等国在非影响力以及中非经贸发展的援助政策。援助竞争既可能提升受援国的生产出口和吸收能力而有利于中非贸易,也可能因受制于援助国产生不利影响。援助竞争对中非贸易的最终影响取决于以上两方面因素的加总结果,并不必然趋同于援助竞争者意愿。已有研究尚未将援助竞争因素纳入分析,难以评估大国博弈背景下援助及援助竞争的真实贸易效应。本文以中非贸易为研究对象,将援助竞争者纳入分析以探讨多援助国情境下援助对贸易的复杂影响。

^① 资料来源：欧盟委员会，https://international-partnerships.ec.europa.eu/policies/global-gateway/global-gateway-overview_en。

（二）理论分析与假说

在大国竞争背景下，博弈者向特定受援国提供的对外援助明显具有排斥受援国与竞争对手经贸活动开展的政策考量。即便不考虑大国竞争，不同竞争者向受援国提供的对外援助也含有提升本国经贸利益的政策目标，在客观上推动该受援国在不同竞争者之间进行经贸

选择，具有显然的以援助竞争增加或至少维持其经贸利益和影响力的作用。无论是单一援助国视角还是多援助国视角，受援国的贸易扩张一方面会增加同不特定国家的贸易规模，产生贸易扩张效应，有利于特定援助国的同时也因贸易漏出而有利于援助竞争者；另一方面，特定援助竞争者可能会胁迫或激励该受援国转移外贸合同，产生贸易替代效应。因此，多援助国竞争情境下援助国和受援国的贸易既可能因援助引致的贸易扩张大于贸易替代而产生贸易促进效应，也可能因贸易扩张小于贸易替代而产生贸易抑制效应，其净贸易效应依赖二者的加总结果。以上分析归纳在图2所示的分析框架中。

已有文献报告了小国模型下对外援助促进援助国—受援国间贸易发展的主要作用机制。其一，援助有助于降低受援国的贸易壁垒、提升其贸易效率，产生偏向援助国的“开门”效应（door-opener effect）并促进双边贸易发展（Martinez-Zarzoso et al., 2014）。其二，援助有助于改善援助国与受援国双边关系并影响受援国国民的消费偏好，形成“亲善”效应（good-will effect），并鼓励受援国增加与特定援助国的贸易规模（Nowak-Lehmann et al., 2009）。其三，援助有助于促进受援国的生产和出口能力提升，以供需结构效应带来的贸易竞争力改善带动不限于援助国的贸易提升（Ndikumana, 2022）。其四，援助本身意味着购买力的跨国转移，受援国增加的购买力往往受援助合同影响倾向于进口援助国的商品和服务（Hoeffler and Outram, 2011），而援助中的实物援助本身就构成了双边贸易的一部分。以上分析为中国援助促进中非贸易发展提供了理论依据。

但是，援助竞争对中非贸易的影响取决于其促进受援国的贸易扩张并漏出至中国和替代中国与受援国贸易的加总结果。以美国为例，虽然其声称要增加对非援助，^①但效果受限于冷战后大大下降的援助占GDP比重和“价值观外交”的模式，对中非

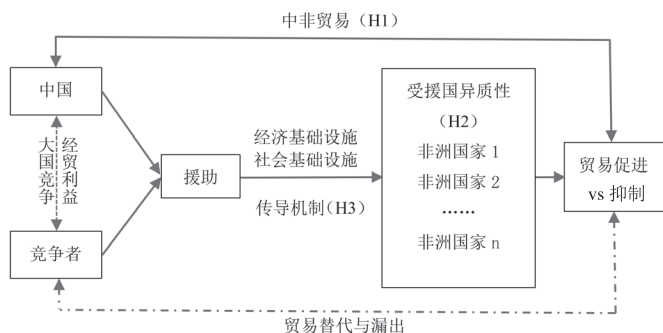


图2 对非援助与援助竞争对中非贸易影响

注：实线表示真实的援助和贸易流动，竞争者与非洲贸易关系及其与中国的博弈用虚线表示。

① 资料来源：联合早报，<https://www.zaobao.com/news/world/story20221215-1343624>。

贸易的替代作用可能有限。对于欧盟而言，为适应国际体系的结构性变化，欧盟将援助政策逐渐调整为将发展与安全相关联（赵雅婷和刘青建，2015），即在提供援助的同时附加政治条件以加强欧非政治对话和制度领域的合作（张凯，2018），因此对中非贸易的替代作用可能也较弱，但殖民地等历史和文化因素下欧盟和非洲国家强韧的经济贸易联系也不可忽视。日本虽倾向于追随美国、英国等国家，但更多强调自身利益，包括但不限于获得非洲资源和加强自身外交影响力（Kim and Potter，2012），但由于同非洲没有历史或殖民关系，所以在根据受援国的具体发展需要分配援助上具有一定优势（Ishikawa，1999），因此促进受援国的贸易扩张并漏出至中国以及替代中国与受援国贸易的作用可能兼而有之，日本的援助竞争对中非贸易的影响并不确定。

假说 1（H1）：援助竞争并不一定对中非贸易产生抑制作用。

现实中，援助的贸易效应可能受到援助规模和受援国条件影响。首先，援助规模的变化可能导致差异化的贸易效应。较小规模的援助资金不能为中国获得与其他大国竞争贸易合同的优势，也无法有效促进受援国的生产贸易进而提升援助国经贸利益。但大量的国际援助又容易引发政府的寻租行为，从而使资源分配效率下降并造成“债务陷阱”，最终破坏受援国的经济增长并对贸易产生负面影响（Easterly，2003）。其次，援助的贸易效应受到受援国本身的生产供给水平和吸收能力的制约。受援国自身的经济发展水平往往决定了一定时期内援助贸易效应可能的最大值。如果受援国的生产供给能力和市场规模较小，则同样规模援助对其贸易的影响程度较低；但受援国经济发展水平较高时，与中国的贸易互补性削弱而竞争性趋强，不利于中国促贸效应的发挥。即中国对非援助可能存在门限效应，依援助规模和受援国条件不同呈现异质性。

援助竞争对中非贸易的影响也受到援助规模和受援国条件的影响。首先，援助竞争同样会带来有助于受援国贸易能力改善的贸易扩张效应以及激励受援国在援助国之间选择的贸易替代效应。显然，援助竞争者较低援助规模的贸易扩张效应有限，对受援国贸易选择的激励可能更弱；随着其援助规模的增加，以上二者皆可能增加，但援助的贸易替代效应可能存在规模经济，会在竞争者的援助规模超过某一临界点之后快速上升，导致援助竞争者援助规模对中非贸易的影响是异质的。其次，特定援助规模对中非贸易的影响还受制于受援国的经济规模等条件。其逻辑是，对于经济规模较小的受援国，同样规模的援助占其 GDP 比重较大，其因援助竞争进行贸易转向的激励更强，经济规模较大的受援国则受到较小的激励，这导致援助竞争对中非贸易的影响因受援国经济规模而呈现异质性。同样，经济发展程度较低的受援国对援助的需求更大，受援助竞争的激励更强，而发展程度较高的受援国相对而言受同等规模援助竞争的影响较弱，这也使得援助竞争之影响因受援国发展程度而异。

假说 2a（H2a）：中国援非的促贸效应可能存在门限效应。假说 2b（H2b）：

援助竞争对中非贸易的影响可能存在门限效应。

已有文献强调了援助资金投向领域差异对援助贸易效应的异质化影响，特别强调了基础设施的重要性（Vijil and Wagner, 2012）。从现实看，不同援助国的对外援助往往投向多个领域并各有侧重，其效果也必然存在差异。其中，中国援非资金主要投向道路、通信和能源等经济基础设施领域，能充分发挥中国低成本、高质量、全配套基础设施建设的比较优势，与非洲国家形成互补。根据 AidData 的数据，2000~2017 年中国对非援助资金中有 63.67% 投向了非洲的经济基础设施领域。一般认为，对经济基础设施的援助比对社会基础设施的援助更有助于促进贸易增长（Cali and Te Velde, 2011）。因此，中国对非援助可能更多通过经济基础设施而非社会基础设施影响中非贸易。

基建工程有风险巨大、投资回报周期长等特征，更倾向于追逐短期利益的欧美私人资本对此兴趣较低，也缺乏相应比较优势，欧美国家更侧重发挥其在社会基础设施建设上的能力和优势。相比于中国，美国、欧盟和日本等 DAC 国家的援助更偏向政府治理等社会基础设施领域，如本文研究时期内美国对社会基础设施领域的援助比例达到 46.08%。^①总体上看，美国和欧盟等对经济基础设施的关注度较低且受到譬如缺乏建设资金等因素制约（Grossman, 2020），其援助竞争对受援国经济基础设施改善的作用较弱。且投向社会基础设施的援助竞争，往往附加与受援国经济和贸易增长不完全匹配的政治条件。从理论上讲，无论经济基础设施还是社会基础设施，都可能产生降低受援国营商和贸易成本的作用，但基础设施对美国和欧盟通过援助竞争影响中非贸易的调节作用可能相当有限。

假说 3a（H3a）：经济基础设施而非社会基础设施能够发挥对中非援助贸易关系的调节作用。假说 3b（H3b）：基础设施对援助竞争—中非贸易关系的调节作用有限。

三、模型设定与变量描述

（一）模型设定

1. 基准模型

援助竞争贸易效应的研究对象是第三方竞争视角下援助对当事国双边贸易的影响。援助竞争因政治关系、选择性合同等因素起到提高受援国与其他竞争者运输成本的作用，故本文使用贸易引力模型为基准模型。其中，贸易额主要由双方经济规模和地理距离决定。但地理距离不随时间改变，无法用面板数据固定效应模型估计，不体现在本文实证模型中。本文将中国援助（ Aid ）和援助竞争变量（ $Comp$ ）纳入模型估计。令 GDP_{it} 和 GDP_{ct} 分别为受援国和中国的经济规模变量， Z_{it} 为控制变量组，

^① 数据来源：OECD数据库，<https://data.oecd.org/>。

u_i 和 v_t 分别为国家和时间固定效应, ε_{it} 表示残差。基准模型如式 (1) 所示。

$$\begin{aligned} \ln Trade_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 \ln GDP_{ct} + \beta_3 \ln Aid_{it} + \beta_4 Z_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \\ \ln Trade_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 \ln GDP_{ct} + \beta_3 \ln Aid_{it} + \beta_4 Comp_{it} + \beta_5 Z_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

2. 异质性检验

考虑到援助规模、受援国经济规模和经济发展水平的明显异质性, 以上模型仅提供了援助贸易效应的“平均”估计。为研究援助在异质性情形的贸易效应差异及其作用机理, 本文使用门限回归模型检验不同援助规模、受援国经济规模和经济发展水平下援助—贸易关系的变化。分别以特定国家援助额及其占受援国 GDP 比重 (*Ratio*)、受援国 GDP 和人均 GDP (*PGDP*) 为门限变量, 建立单门限、双门限和三门限模型进行检验。^①

3. 机制检验

依据前文的分析, 中国对非援助的投向领域主要为经济基础设施, 而美欧日等援助竞争者更多关注社会基础设施领域。为探究中国援助促进中非贸易的机制, 本文使用主成分分析法分别构建经济基础设施和社会基础设施指标, 并引入交互项进行调节效应的机制检验。令 *Infra* 为所构建的经济基础设施或社会基础设施指标, 分别估计以下纳入和不纳入援助竞争的实证模型。

$$\begin{aligned} \ln Trade_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 \ln GDP_{ct} + \beta_3 Infra_{it} + \beta_4 \ln Aid_{it} + \\ &\quad \beta_5 \ln Aid_{it} \times Infra_{it} + \beta_6 Z_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \\ \ln Trade_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 \ln GDP_{ct} + \beta_3 Infra_{it} + \beta_4 \ln Aid_{it} + \\ &\quad \beta_5 \ln Aid_{it} \times Infra_{it} + \beta_6 Comp_{it} + \beta_7 Comp_{it} \times Infra_{it} + \beta_8 Z_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

(二) 援助竞争度量

使用援助金额度量援助竞争能够反映特定援助国的援助规模, 但同中国援助变量存在较强的相关性, 且无法反映不同援助国在受援国的结构分布和集中度变化。为此, 本文参考李荣林等 (2022) 的研究和赫芬达尔—赫希曼指数构造了援助竞争变量 (*Comp* 和 *Comp1*)。

首先, 为反映特定援助国在受援国援助结构中的相对重要性, 分别使用美国、欧盟或日本的援助份额 (非洲国家接受特定国援助额占该国接受援助总额比重) 平方构建反映特定国家援助竞争的指标 *Comp*。*Comp* 越接近于 1, 说明特定援助国的援助竞争程度越强。其次, 将 OECD 数据库中报告的所有援助国和国际多边组织的援助份额 (非洲国家接受国家或多边组织的援助额占该国接受援助总额的比重) 求平方和, 得到援助竞争的总体度量 *Comp1*。*Comp1* 越大, 该受援国接受来自 OECD 统计范围内的援助竞争越集中, 竞争强度就越大。

^① 限于篇幅, 门限模型未予报告, 如有需要可向作者索取。下文相关部分与此同。

(三) 变量与数据

基准模型涉及的贸易额变量使用进口加出口得到的双边贸易额以及中国出口和进口 3 个指标度量,数据来自中国统计年鉴;经济规模使用 GDP 度量,数据来自世界银行。核心变量中,中国对非援助数据来自威廉玛丽学院 AidData 数据库,系官方发展援助(ODA)、其他官方资金(OOF)与无法归类的官方资金(VOF)之和。援助竞争变量数据来自 OECD 数据库,系官方发展援助(ODA)、其他官方资金(OOF)与私人资金(Private)之和。

为控制要素禀赋、政治关系和制度因素影响,分别使用受援国与中国耕地面积之比、人均 GDP 之比和劳动力数量之比度量土地、资本和劳动力禀赋,数据来自世界银行。以中国和非洲国家是否达成全面战略合作伙伴关系(*Partner*)度量政治关系;以受援国是否为世界贸易组织(WTO)成员控制制度因素影响,如是则赋值 1,否则为 0。对援助数据小于 1 的情形,采用 $\ln(\max\{1, aid_{it}\})$ 的形式处理(Cali and Te Velde, 2011),少量数据缺失采用插值法处理,得到 2000~2017 年 51 个非洲国家的面板数据。

表 1 变量名称、定义、计算方法与数据来源

变量	定义	计算方法	数据来源
<i>Trade</i>	中非贸易额	双边贸易为进口额加出口额	中国统计年鉴
<i>Comp</i>	特定援助国的援助竞争	援助份额平方	作者根据 OECD 数据库数据计算
<i>Comp1</i>	援助集中度	OECD 统计范围内所有援助国和国际多边组织的援助份额平方和	
<i>GDP</i>	受援国经济规模	受援国国内生产总值	世界银行数据库
<i>GDP_c</i>	中国经济规模	中国国内生产总值	世界银行数据库
<i>Aid</i>	中国援助	中国对非 ODA、OOF 和 VOF 之和	AidData 数据库
<i>Land_r</i>	土地禀赋	受援国与中国耕地面积之比	世界银行数据库
<i>PGDP_r</i>	资本禀赋	受援国与中国人均 GDP 之比	世界银行数据库
<i>Labor_r</i>	劳动力禀赋	受援国与中国劳动力数量之比	世界银行数据库
<i>Partner</i>	伙伴关系	达成全面战略合作伙伴关系为 1, 否则为 0	作者整理
<i>WTO</i>	WTO 成员	WTO 成员为 1, 否则为 0	作者整理

资料来源:作者整理。

四、回归结果及分析

(一) 基准回归结果及分析

表 2 报告了基准模型(1)的估计结果。可见,中国援助对双边贸易有显著的正向影响,中国援助增加 1%,拉动双边贸易约 0.92% 的增长,支持已有援助—贸易关系文献的结论。这一结果在引入美国、欧盟和日本援助竞争的不同模型估计中均非常稳健。同时,受援国和中国经济规模的估计系数均显著为正,符合贸易引力模型的预测。且受援国为 WTO 成员亦能促进中非贸易发展,符合一般观察。

表 2 还报告了引入分国别援助竞争变量的估计结果。美国和欧盟援助竞争变量

的估计系数均为正，日本援助竞争变量的估计结果不显著。这说明，引入援助竞争后，美国、欧盟和日本对非援助并未抑制中非贸易，甚至美欧模型还给出了其援助促进中非贸易的结果。由于日本对非战略中贸易利益占据较重要位置，可能对中国与非洲贸易有较强的替代作用，但在援助之贸易扩张效应下也没有抑制中非贸易的作用。以上结论说明援助竞争并未抑制中非贸易，为假说 H1 提供了实证证据。

（二）进口和出口回归结果及分析

为识别进口和出口贸易可能的差异化影响，以下区分两个子样本进行实证。由表 3 可见，中国援助主要对中国向非洲出口产生促进效应，但对中国自非洲进口缺乏显著影响。这一结果的可能解释在于，成套项目为中国对非援助的主要模式，中国向非洲国家提供无偿援助和无息贷款的同时，部分设备和建筑材料等也由中国提供，因而中国援助本身意味着中国对非洲国家出口的增加。引入援助竞争变量后，美国和欧盟的援助竞争从之前的显著为正变为符号为正但不显著，日本模型估计结果仍不显著，综合来看，均未产生抑制中非贸易的显著结果，为假说 H1 提供了进一步证据。

表 2 引入援助竞争的基准模型（1）估计结果

变量	中国	美国	欧盟	日本
$\ln GDP$	0.7228** (0.3050)	0.7308** (0.3019)	0.7408** (0.3045)	0.7282** (0.3044)
$\ln GDP_c$	0.9293*** (0.2117)	0.9096*** (0.2086)	0.9236*** (0.2089)	0.9321*** (0.2098)
$\ln Aid$	0.0092** (0.0044)	0.0093** (0.0044)	0.0094** (0.0044)	0.0093** (0.0044)
$Comp$		0.7794** (0.3462)	0.5963* (0.3323)	0.6036 (0.3756)
$Land_r$	0.0749 (0.1805)	0.0820 (0.1799)	0.0784 (0.1775)	0.0824 (0.1804)
$PGDP_r$	-0.0251 (0.0973)	-0.0116 (0.0926)	-0.0182 (0.0898)	-0.0182 (0.0923)
$Labor_r$	-5.6590 (27.6569)	-4.2670 (27.2370)	-7.2219 (27.7847)	-6.6309 (27.5974)
$Partner$	0.2094 (0.1679)	0.2315 (0.1658)	0.2183 (0.1811)	0.2189 (0.1764)
WTO	0.5259*** (0.1344)	0.6164*** (0.1183)	0.5759*** (0.1197)	0.5697*** (0.1163)
截距项	✓	✓	✓	✓
国家固定效应	✓	✓	✓	✓
时间固定效应	✓	✓	✓	✓
样本量	918	918	918	918
R^2	0.829	0.832	0.831	0.831

注：被解释变量为中非双边贸易额；***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，括号内为标准误；下表同。

表 3 基于基准模型（1）的进口和出口子样本估计结果

变量	中国出口				中国进口			
	中国	美国	欧盟	日本	中国	美国	欧盟	日本
$\ln Aid$	0.0079* (0.0043)	0.0080* (0.0043)	0.0080* (0.0043)	0.0080* (0.0043)	-0.0195 (0.0152)	-0.0194 (0.0152)	-0.0195 (0.0152)	-0.0195 (0.0152)
$Comp$		0.2331 (0.2893)	0.1154 (0.3267)	0.3089 (0.2991)		0.9837 (1.1671)	0.1653 (1.1933)	0.1359 (1.5390)
截距项	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
控制变量	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
国家固定效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
时间固定效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
样本量	918	918	918	918	918	918	918	918
R^2	0.852	0.852	0.852	0.853	0.396	0.397	0.396	0.396

注：被解释变量分别为中国向非洲出口和自非洲进口的贸易额。

五、稳健性和内生性讨论

（一）稳健性检验

在基准回归中，中国援助变量采用总援助流量金额指标，系官方发展援助（ODA）、其他官方资金（OOF）和无法分类官方资金（VOF）之和。为验证以上结论的稳健性，首先用官方发展援助（ODA）代理中国对非援助，估计结果如表4所示。可见，官方发展援助对双边贸易影响仍显著为正，其弹性约为0.87%~0.9%，基本类同于表2的估计，即以部分流量形式表示的中国对非援助仍可拉动中非贸易，再次为假说H1提供了证据。如考虑援助竞争影响，美国和欧盟援助变量对中非贸易影响仍显著为正，日本援助变量则无显著影响，与基准模型估计结果相同，再次表明美国、欧盟和日本的援助竞争并未产生抑制中非贸易的效果。

表4 基于基准模型（1）的稳健性检验结果

变量	更换援助变量：ODA				更换援助竞争变量：援助集中度	
	中国	美国	欧盟	日本	中国	援助集中度
lnAid	0.0090** (0.0037)	0.0087** (0.0037)	0.0087** (0.0037)	0.0087** (0.0036)	0.0092** (0.0044)	0.0092** (0.0044)
Comp1		0.7562** (0.3534)	0.5697* (0.3389)	0.5755 (0.3817)		-0.0805 (0.4874)
截距项	√	√	√	√	√	√
控制变量	√	√	√	√	√	√
国家固定效应	√	√	√	√	√	√
时间固定效应	√	√	√	√	√	√
样本量	918	918	918	918	918	918
R ²	0.829	0.832	0.831	0.831	0.829	0.829

注：被解释变量为中非双边贸易额。

考虑到基准回归中仅采用分国别援助竞争指标，可能难以反映多援助国竞争的总体态势，以下转而采用援助集中度指标Comp1进行稳健性检验。同样发现，中国援助变量对双边贸易影响的弹性稳定在0.92%左右，与之前估计相仿；援助竞争变量不显著，说明援助竞争不产生对中非贸易的抑制效应，进一步为假说H1提供了依据。如果区分进出口子样本，可得到类似的稳健结果。

（二）内生性处理

援助—贸易关系实证研究的主要担忧是潜在的内生性问题。援助国更倾向于向贸易伙伴国提供援助，所以援助和贸易之间可能存在双向因果关系，导致最小二乘估计不一致（Cali and Te Velde，2011）。本文使用以联合国投票行为度量的政治距离作为外生工具变量解决内生性问题。政治距离可以反映政治关系之亲疏，它与援助高度相关且又外生于贸易（孙楚仁等，2019）。Bailey等（2016）处理联合国大会投票数据后测算了各国政治立场理想点（Ideal Point），笔者以各国理想点距离绝对值代表国家间的政治距离（Polidist），数值越接近零，表示两国政治立场越近。

稳健的内生性检验结果表明，可以在5%的显著性水平下拒绝原假设，即中国援助变量存在内生性问题。不可识别检验（Kleibergen-Paap rk LM 统计量）和弱工具变量检验（Kleibergen-Paap rk Wald F）等都说明 *Polidist* 可作为合适的工具变量进行工具变量回归。由表6可见，政治距离的回归系数显著为负，表明该工具变量与中国对非援助具有较强的相关性，中国与非洲国家的政治距离越远，中国投向的援助就越少。由

表5 工具变量回归结果

被解释变量	第一阶段	第二阶段			
	中国援助	双边贸易			
模型		中国	美国	欧盟	日本
<i>Polidist</i>	-2.7500*** (0.9848)				
<i>lnAid</i>		0.0969** (0.0458)	0.0838** (0.0423)	0.0864** (0.0428)	0.0877** (0.0433)
<i>Comp</i>			0.8054*** (0.2667)	0.6259*** (0.2397)	0.6835 (0.2637)
控制变量	√	√	√	√	√
国家固定效应	√	√	√	√	√
时间固定效应	√	√	√	√	√
rk LM		7.684***	7.922***	7.884***	7.844***
Wald F		7.797	8.016	7.984	7.950
20% 临界值		6.66	6.66	6.66	6.66
样本量	903	903	903	903	903
R ²		0.6612	0.7104	0.7010	0.6966

第二阶段回归结果可知，中国援助对中非贸易的影响系数显著为正，控制中国援助，美国、欧盟和日本援助竞争的系数均为正，其中美国和欧盟的估计结果在1%的显著性水平下显著，同基准回归相符，即基准模型估计结果给出的援助竞争—中非贸易关系在经过内生性处理后依然稳健。区分进出口子样本进行工具变量回归，所得结果同基准回归结果基本一致，进一步支持了援助竞争不损害中非贸易的结论。

对援助竞争和中非贸易间可能存在的双向因果问题，本文借鉴 Temple 和 Van de Sijpe（2017）提出的 supply-push 工具变量，令 $Percent_{ij}$ 表示 1991~1999 年受援国 j 获得的来自特定援助竞争国 i 的援助额占该援助竞争国对外援助总额的比重均值，系前定份额，得到援助竞争工具变量 $Compiv_{ijt}$ ； aid_donor_{it} 和 aid_recip_{jt} 分别表示 t 时期援助竞争国对外援助总额及受援国所获援助总额。该工具变量如式（3）所示。

$$Compiv_{ijt} = Percent_{ij} \times \frac{aid_donor_{it}}{aid_recip_{jt}} \quad (3)$$

经检验发现，日本援助变量非内生，原因可能在于日本虽倾向于配合美国以遏制中国对非影响力的政策实施，但在实际的对外援助中却更多强调自身利益（Kim and Potter, 2012），包括获得非洲资源和加强自身外交影响力等，因此中非贸易发展对于日本增加对非援助以削弱中非经济贸易联系的激励可能较弱，即日本援助与中非贸易间的双向因果较弱，而美国和欧盟援助竞争的对应工具变量满足外生性和相关性。由工具变量回归结果可见，美国援助竞争对中非贸易的影响与基准回归类似。需要注意的是欧盟援助竞争对中非贸易的作用转为消极，原因可能在于，2000 年后欧盟援助行为特征较 1991~1999 年出现了较大改变，使用前定份额无法体现新世纪欧盟援助突出的“发展与安全”理念对中非贸易的正向作用，提示需慎重对待欧盟援助竞争的影响。

六、异质性检验

（一）援助规模异质性检验结果

为检验援助规模可能带来的异质性影响，使用两种门限变量进行估计：其一为援助额衡量的绝对援助规模，其二为援助额占受援国 GDP 比重衡量的相对援助规模，检验结果见表 6。可见，以中国援助额为门限变量时应建立单门限模型，门限值为 0.25 亿美元。据此进行门限回归（表 7）可得，低于该门限值相比高于该门限值的中国援助具有更强的援助促贸效应。取中国援助 / 受援国 GDP 为门限变量应建立双门限模型，门限值分别为 1.09% 和 2.65%。结果显示，中国援助 / 受援国 GDP 居于（1.09%，2.65%）区间时，援助促贸效应不显著，其余两个区间则分别产生 0.01 和 0.02 的显著促贸效应。为假说 H2a 提供了证据，也提示中国对非援助决策应考虑优化促贸效应的动机和目标实现。

接下来对引入援助竞争变量的门限模型进行异质性检验和分析，将中国援助视为控制变量主要分析援助竞争贸易效应的异质性表现。首先考虑美国的援助竞争，由表 6 可见，以美国绝对援助规模作为门限变量时，应建立三门限模型。根据表 7，美国援助处于（1.99，+∞）亿美元区间时，贸易效应值最高为 0.9141，一定程度上随着美国援助金额的提升，其促进中非贸易的作用也在增强，原因可能在于，美国援助对受援国贸易扩张的作用存在规模经济，由于相比贸易利益美国更关注其国家安全战略的实现，故美国援助金额增长带来的贸易替代效应弱于贸易扩张效应。以美国的相对援助规模作为门限变量时，表 6 显示不存在门限效应，即所有区间的美国援助贸易效应值没有差别。因此，美国援助竞争的绝对规模变化在影响中非贸易上有异质性表现，而援助相对受援国 GDP 的规模变化则不重要。

表 6 援助为门限变量的门限效应检验结果

解释变量	模型	门限变量	援助额		援助额占受援国 GDP 比重	
		门限检验	F 值	门限值	F 值	门限值
lnAid	A	单门限	4.5696**	17.0464	10.8319***	2.6509
				15.6912		1.0864
		双门限	0.8442	17.0464	5.2660**	2.6509
				—		1.0864
		三门限	—	—	2.2327	2.6509
				—		2.9551
Comp	B	单门限	7.1397**	18.1026	2.0525	0.0195
				14.3460		—
		双门限	12.7941***	18.1026	—	—
				14.3460		—
		三门限	4.4123**	18.1026	—	—
				19.1089		—
	C	单门限	13.2916***	16.9471	9.6207***	0.0138
				15.5948		0.0042
		双门限	3.8866**	16.4341	2.9797*	0.0138
				15.5948		0.0012
		三门限	3.7480**	16.4341	1.4720	0.0045
				16.9471		0.0138
	D	单门限	10.7778***	13.3535	6.0927**	0.0017
				13.3535		0.0017
		双门限	7.3101***	16.4491	2.7433	0.0143
				13.6630		—
		三门限	3.3046*	14.7156	—	—
				16.4491		—

注：被解释变量为双边贸易额，模型 A 为仅纳入中国援助的门限模型，模型 B、C 和 D 分别对应纳入美国、欧盟和日本援助截距项的门限模型；下表同。

欧盟的绝对和相对援助规模模型依表 6 的检验结果应分别建立三门限和双门限模型，（0.06，0.14）亿美元区间和（0，0.42%）援助比重情形下欧盟的援助竞争显示更强的促进中非贸易效果。相比于美国，欧盟最优区间的援助竞争更能促进中非贸易。原因可能在于，欧盟将安全等政治条件依附于援助发放，有利于受援国对外贸易发展的同时替代性较弱，为中欧双方通过援助合作共同促进非洲发展提供了依据。

最后，以日本为援助竞争者，表 6 显示，绝对和相对援助规模模型应分别建立三门限模型和单门限模型。根据表 7，日本援助居于（0.008，0.025）亿美元区间和（0.17%，+∞）援助比重区间时促进中非贸易的作用更强，贸易效应值分别为 0.9717 和 0.6534，但低于欧盟在最优援助规模区间的贸易效应值。可见日本援助竞争的贸易扩张效应同样强于贸易替代效应，但相比于欧盟，日本对非战略存在更多对贸易的考虑，其促进中非贸易的效果不及欧盟。总而言之，美国、欧盟和日本的援助竞争不管其动机决定的援助作为如何，均不会损害中非贸易。

表 7 援助规模异质性的门限模型回归结果

模型	门限变量：援助额				门限变量：援助额占受援国 GDP 比重			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
A	0.0143*** (0.0037)	—	—	0.0080** (0.0032)	0.0100*** (0.0032)	0.0022 (0.0041)	0.0189*** (0.0039)	—
B	0.8814*** (0.2354)	0.5713** (0.2236)	0.7529*** (0.2210)	0.9141*** (0.2133)	0.7794*** (0.2150)	—	—	—
C	0.8449*** (0.2149)	1.0755*** (0.2132)	0.7592*** (0.2013)	0.5905*** (0.1890)	0.7570*** (0.1906)	0.6335** (0.1902)	—	0.4202** (0.1867)
D	0.4631** (0.2202)	0.9717*** (0.2641)	0.7248*** (0.2166)	0.5726*** (0.2210)	0.5162** (0.2103)	—	—	0.6534*** (0.2100)

注：对于单门限模型，区间 I 和 IV 分别表示援助“少”和“多”；对于双门限模型，区间 I、II 和 IV 分别表示援助“较少”“居中”和“较多”；对于三门限模型，区间 I、II、III 和 IV 分别表示援助“少”“较少”“较多”和“多”。

（二）受援国异质性检验结果

受援国异质性分析主要考虑以人均 GDP 衡量的经济发展水平和以 GDP 衡量的经济规模两方面，检验结果表明所有情形下均应建立三门限模型。由表 8 可知，以受援国人均 GDP 为门限变量时，对人均 GDP 居于（0，314.88）美元区间国家的中国援助不产生促贸效应，其原因可能是，一国经济发展水平较差，其生产和出口供给能力较弱，援助推动的进口需求不必然匹配于援助国的优势出口产业，导致援助促贸效应较弱。与此相对照，对人均 GDP 居于（1,429.86，+∞）美元区间国家的中国援助也不产生促贸效应，其原因可能是，受援国较高的经济发展水平意味着与中国的贸易互补性削弱而竞争性趋强，不利于促贸效应发挥。对人均 GDP 居于（314.88，1,429.86）美元区间国家的中国援助均能产生显著为正的贸易效应，体现了受援国不同经济发展水平带来的异质性影响，支持了假说 H2a。以受援国经济规模为门限变量时，对 GDP 居于（0，10.24）亿美元区间的低经济规模受援国的中国援助也不产

生显著的贸易效应，即中国援助的贸易效应并不主要体现在低经济规模受援国。需注意的是，对 GDP 居于 $(343.92, +\infty)$ 亿美元区间的高经济规模受援国的中国援助的贸易效应显著为负，提示对于经济规模较大国家的中国援助可能损害中非贸易。

表 8 受援国异质性的门限模型回归结果

模型	人均 GDP				GDP			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
A	0.0055 (0.0061)	0.0324*** (0.0040)	0.0135*** (0.0039)	-0.0079 (0.0050)	0.0025 (0.0071)	0.0228*** (0.0034)	0.0099** (0.0040)	-0.0181*** (0.0054)
B	-0.0352 (0.2964)	0.5070** (0.2561)	1.0036*** (0.2253)	0.6485*** (0.2238)	0.1741 (0.2523)	0.5519** (0.2285)	1.3251*** (0.2168)	0.8548*** (0.2158)
C	-0.1476 (0.2856)	0.3683 (0.2542)	0.8948*** (0.2165)	0.4915*** (0.1902)	0.3335 (0.2100)	0.9868*** (0.1950)	0.4221** (0.2057)	-0.0967 (0.2148)
D	-0.1355 (0.3089)	0.4263 (0.2684)	0.9304*** (0.2322)	0.4953** (0.2122)	0.3025 (0.2304)	0.9795*** (0.2112)	0.4200* (0.2298)	-0.1301 (0.2439)

注：区间 I、II、III 和 IV 分别表示受援国人均 GDP 或 GDP “低” “中低” “中高” 和 “高”。

考虑援助竞争因素。首先，美国对人均 GDP 高于 244.28 美元和 GDP 高于 16.78 亿美元国家的援助竞争均促进中非贸易。原因可能在于，经济发展水平较差及经济规模较低国家的生产消费及出口能力弱，贸易流在较低水平保持稳定，援助竞争的贸易替代效应及贸易扩张效应均较低，难以对中非贸易产生明显影响。

其次，考虑欧盟和日本的竞争，对经济发展水平较差及经济规模较低国家的援助竞争不影响中非贸易。但欧盟和日本援助竞争产生促进中非贸易作用的门槛均高于美国，欧盟为 314.88 美元的人均 GDP 和 34.26 亿美元的 GDP，日本为 326.49 美元的人均 GDP 和 34.26 亿美元的 GDP，即美国的援助竞争在更大的受援国范围内促进中非贸易。此外，与美国不同的是，对于人均 GDP 和 GDP 较高的受援国来说，欧盟和日本的援助竞争导致了对中国援助贸易扩张效应的抵消，原因可能在于，对经济条件较好国家的贸易竞争激烈，欧日附加条件的援助相对美国更容易替代中非贸易。以上结果凸显了受援国异质性条件下中国援助和援助竞争对中非贸易的异质性影响，为假说 H2 提供了充分的支持。

七、机制检验

已有研究发现援助对贸易的影响可能通过受援国的基础设施存量水平等发挥调节作用（孙楚仁等，2019），且中国对非援助强调对非洲国家生产型和大中型基础设施建设项目的支持，因此机制研究部分主要分析基础设施对援助和援助竞争影响中非贸易的调节作用。由于基础设施涵盖范围较广，缺乏单一度量，故采用主成分分析法分别构造指标，数据来自世界银行（表 9）。在指标构造过程中对相关分项指标做了标准化处理，可解决各指标间的标准差差异对合成指标的影响。

表 9 基础设施指标定义及描述性统计

变量	维度	指标	均值	标准差	最小值	最大值
经济基础设施	交通	铁路里程密度	0.0030	0.0055	0	0.0337
		公路里程密度	0.1850	0.2188	0.0048	1.1043
	通信	移动蜂窝订阅比例	44.6957	43.2385	0	198.1522
		固定电话订阅比例	3.6560	6.0438	0	32.6691
	能源	电力供应比例	41.9011	30.0284	0	100
	金融	商业银行支行数量（每 10 万人）	5.7913	8.4028	0	54.3600
社会基础设施	教育	小学入学率	101.0341	22.4722	23.3635	185.1287
	健康	活产婴儿存活率	0.9145	0.0450	0.7751	0.9877
	卫生	人均卫生支出	102.8907	131.9037	0	777.8545
		基本卫生服务比例	37.4763	26.2467	2.7551	100
	供水	基本饮用水供应比例	64.0454	18.4677	18.0855	99.8667
	政府	政府治理指数	70.4994	18.3495	22.6000	99.6900
	民间团体	民主自由指数	3.7086	1.5085	1	7

资料来源：作者基于 WDI 数据库数据整理。

为考察基础设施对援助—贸易关系的调节效应，基于模型（2）进行基础设施的机制检验。由表 10 可见，两个基础设施变量本身都不对中非贸易产生显著影响，但经济基础设施与中国援助的交互项对中非贸易的影响显著为负，这一结果在美国、欧盟和日本模型中均成立。这说明经济基础设施对中非援助—贸易关系存在负向调节作用，受援国经济基础设施条件改善会削弱援助促进贸易的效果。社会基础设施与中国援助的交互项不显著，说明社会基础设施对中非援助—贸易关系不存在调节作用。以上结果验证了假说 H3a。同时，美国、欧盟援助竞争与基础设施的交互项均不显著，基础设施对援助竞争—中非贸易关系不产生调节作用。此外，在日本模型中日本援助竞争变量不显著，因此调节效应也不存在。

表 10 基础设施的机制检验结果

变量	经济基础设施				社会基础设施			
	中国	美国	欧盟	日本	中国	美国	欧盟	日本
<i>Infra</i>	0.0449 (0.2668)	-0.1320 (0.3123)	-0.0231 (0.2948)	-0.0666 (0.2939)	-0.0369 (0.2801)	-0.5661 (0.3395)	-0.3085 (0.2940)	-0.5083* (0.3003)
<i>lnAid</i>	0.0094** (0.0043)	0.0094** (0.0044)	0.0095** (0.0043)	0.0095** (0.0044)	0.0084* (0.0045)	0.0083* (0.0046)	0.0083* (0.0045)	0.0082* (0.0046)
<i>lnAid × Infra</i>	-0.0050* (0.0026)	-0.0045* (0.0027)	-0.0051* (0.0025)	-0.0047* (0.0025)	-0.0020 (0.0035)	-0.0015 (0.0037)	-0.0015 (0.0037)	-0.0012 (0.0038)
<i>Comp</i>		0.5278 (0.5107)	0.4976 (0.4398)	0.4180 (0.5051)		0.2082 (0.5698)	0.2556 (0.4470)	-0.0261 (0.5353)
<i>Comp × Infra</i>		0.2304 (0.2518)	0.1227 (0.2162)	0.1686 (0.1946)		0.5542 (0.3464)	0.3140 (0.2786)	0.5592* (0.3113)
截距项	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
控制变量	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
时间固定	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
国家固定	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
样本量	918	918	918	918	882	882	882	882
R ²	0.830	0.833	0.832	0.832	0.830	0.834	0.832	0.833

注：被解释变量为中非双边贸易额。

八、结论与政策启示

现有文献多为小国模型下的援助—贸易关系研究,在过去较长时期的多援助国互动局面和较近时期针对中国的援助竞争背景下,援助竞争对援助—贸易关系的影响仍缺乏足够重视。本文首次将多援助国竞争纳入援助—贸易效应实证分析框架,构造援助竞争变量,评估其对中非贸易的影响及机制。研究发现,援助竞争不抑制中非贸易。异质性研究发现中国援助和援助竞争均依援助规模存在门限效应,但美国、欧盟和日本的援助竞争贸易效应在不同援助规模区间均显著为正。中国援助对中等经济发展水平和中等经济规模国家的促贸效应更强,援助竞争仍不产生对中非贸易的抑制效应。机制检验发现,中国援助通过经济基础设施而非社会基础设施影响中非贸易,且促贸效应在经济基础设施薄弱国家更强;文章发现了日本援助通过改善受援国的社会基础设施条件促进中非贸易的证据。

多方共同援助作用于同一受援国的现实意味着援助国间的竞争互动及其对双边贸易的复杂影响。尽管部分国家的战略和援助政策已显现与中国竞争的意图和行动,但本研究表明其对中国和受援国贸易的不利影响是有限的,研究还发现了竞争者之援助促进中非贸易的证据,启示应理性看待援助竞争对中国与受援国双边经贸关系发展的影响。但需注意的是,援助竞争还可能被用以影响中国和受援国间“深层”联系的投资流及关联的中国“影响力”,需在未来的研究中予以关注。同时,因应不同经济发展水平和经济规模国家中国援助与援助竞争影响的异质性,中国的援助决策应更关注不同援助规模 and 不同受援国的适配和促贸效应的最大化。此外,尽管美国、欧盟和日本的对非援助存在与中国竞争的考虑,但本研究为中国与其他援助国在非洲发展问题上展开合作、实现共赢提供了实证依据。

参考文献:

- [1] 霍淑红. 中美竞争—合作框架下美国对外援助研究 [J]. 社会科学, 2021, (7).
- [2] 李荣林等. 中国对非援助的出口贸易效应——基于出口增加值的视角 [J]. 南方经济, 2022, (2).
- [3] 孙楚仁等. 中国对非援助与受援国出口结构转换 [J]. 财贸经济, 2019, 40(7).
- [4] 徐丽鹤等. 谁的援助更有利于非洲工业发展: 中国还是美国 [J]. 世界经济, 2020, 43(11).
- [5] 张凯. 国际体系转型视野下的欧盟对非战略调整 [J]. 国际论坛, 2018, 20(5).
- [6] 赵雅婷, 刘青建. 欧盟对非援助政策新变化探析 [J]. 教学与研究, 2015, (6).
- [7] Adam, C. S., Bevan, D. L. Aid and the Supply Side: Public Investment, Export Performance, and Dutch Disease in Low-income Countries [J]. World Bank Economic Review, 2006, 20(2).
- [8] Bailey, M. A., et al. Estimating Dynamic State Preferences from United Nations Voting Data [J]. Journal of Conflict Resolution, 2016, 61(2).
- [9] Blair, R. A., et al. Foreign Aid and Soft Power: Great Power Competition in Africa in the Early Twenty-first Century [J]. British Journal of Political Science, 2022, 52(3).
- [10] Cali, M., Te Velde, D. W. Does Aid for Trade Really Improve Trade Performance [J]. World Development, 2011, 39(5).
- [11] Easterly, W. Can Foreign Aid Buy Growth? [J]. Journal of Economic Perspectives, 2003, 17(3).

- [12] Grossman, D.Regional Responses to U.S.–China Competition in the Indo–Pacific[R].Vietnam:Research and Development,2020.
- [13] Gülseven, Y.Aid with Chinese Characteristics’:Competitive and/or Complementary?[J].The Pacific Review, 2012,34(6).
- [14] Helble, M.Aid–for–trade Facilitation[J].Review of World Economy,2012,148(2).
- [15] Hoeffler, A.,Outram, V.Need, Merit, of Self–interest—What Determines the Allocation of Aid?[J].Review of Development Economics,2011,15(2).
- [16] Ishikawa, K.Nation Building and Development Assistance in Africa:Different but Equal[M].New York:St. Martin’s Press,1999.
- [17] Kim, H.,Potter, D. M.Foreign Aid Competition in Northeast Asia[M].Sterling: Kumarian Press,2012.
- [18] Martinez–Zarzoso, I.,et al.Does German Development Aid Promote German Exports?[J].German Economic Review,2009,10(3).
- [19] Martinez–Zarzoso, I.,et al.Does Aid Promote Donor Export?Commercial Interest Versus Instrumental Philanthropy[J].Kylos,2014,67(4).
- [20] Ndikumana, A.Does Aid to the Productive Sectors Cause Manufacturing Sector Growth in Africa?[R].Helsinki: World Institute for Development Economic Research(UNU–WIDER),2022.
- [21] Nowak–Lehmann, D. F.,et al.Aid and Trade:A Donor’s Perspective[J].Journal of Development Studies, 2009,45(7).
- [22] Silva, S. J.,Nelson, D.Does Aid Cause Trade?Evidence from an Asymmetric Gravity Model[J].The World Economy,2012,35(5).
- [23] Stiller, K. T.For the World, for Me or for Us?The European Development Aid Regime[J].Central European Development Journal of International and Security Studies,2018,12(3).
- [24] Tajoli, L.The Impact of Tied Aid on Trade Flows between Donor and Recipient Countries[J].Journal of International Trade and Economic Development,1999,8(4).
- [25] Temple, J.,Van de Sijpe, N.Foreign Aid and Domestic Absorption[J].Journal of International Economics, 2017,108.
- [26] Vijil, M.,Wagner, L.Does Aid for Trade Enhance Export Performance?Investigating the Infrastructure Channel[J].World Economy,2012,35(7).

Does Aid Competition Lead to a Decrease in Sino-African Trade ?

SUN Zesheng TIAN Qian

Abstract: In contrast to previous studies focusing on aid–trade relations merely under the small–country model, aid competition is included in the framework of empirical analysis for the first time in this paper, which uses the concept of concentration ratio to construct aid competition indicators and establishes a panel model to estimate the impact of aid competition on Sino–African trade and its mechanism. The findings are as follows: (1) After considering aid competition, China’s aid still shows a stable trade promotion effect and aid competition from the United States, the European Union, and Japan have not reduced Sino–African trade. (2) There is a significant threshold effect on the impact of aid competition on Sino african trade, the effect of aid–trade is heterogeneous due to the scale of aid, the level of economic development and size of economy in recipients. (3) China’s aid influences Sino–African trade through economic infrastructure rather than social infrastructure, and there is evidence that aid competition plays a moderate role through social infrastructure. This paper suggests that the impact of aid competition on the development of economic and trade relations between China and the recipients should be viewed rationally. In addition, it provides evidence for China’s aid cooperation with other donors.

Keywords: aid competition; Sino–African trade; aid; threshold regression model; infrastructure

(责任编辑: 张建华)