

中国对外援助构成了对传统国际援助的替代吗？ ——基于经济增长效应的视角

卢晨¹ 张树涛²

(1. 厦门大学嘉庚学院国际商务学院, 福建 漳州 363105; 2. 厦门大学经济学院, 福建 厦门 361005)

摘要: 选取 2003~2014 年中国和主要发达国家对 61 个国家开展国际援助的面板数据, 采用动态面板系统广义矩估计方法, 分析上述两类不同援助资金对受援国经济增长的影响, 在此基础上探讨中国的国际援助与发达国家的传统援助之间的互动关系。实证研究表明, 中国开展的国际援助通过提升中国与受援国在贸易与投资领域的经济合作, 进而作用于受援国的经济增长; 中国与发达国家的援助资金在提升受援国经济增长方面具有互补而非替代作用, 这一互补关系在非洲地区更为显著。

关键词: 国际援助; DAC; 非洲国家; 经济增长

中图分类号: F015

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2021) 03-0051-14

一、引言

2000 年 9 月, 在联合国总部举行的千年首脑会议上, 189 个国家和地区的元首和政府首脑就消除贫困、饥饿、疾病、文盲、环境恶化和对妇女的歧视等制定了一套兼具可操作性和可测度性的核心指标, 统称为“千年发展目标”。从此, 扩大发展援助以更好地实现上述发展目标的呼声日益高涨。针对如何更科学地使用国际援助以达到上述发展目标, 西方主要援助国家制定了《巴黎宣言》以进一步强化援助的正面作用。与此同时, 以中国为代表的发展中国家在对外援助领域所投入的资金以及所取得的成绩令以 OECD 成员国为主体构成的传统援助国刮目相看。新兴援助国的崛起使得以发达国家为主导的国际援助格局发生了结构性变化。

另一方面, 由于这些新兴援助国自身大都还处于发展中阶段, 因此, 这些国家开展的发展援助更多以平等、互利、共赢为特点。作为新兴援助国代表, 中国在开展援助过程中“不干预内政”的做法明显有别于传统发达国家。2011 年 11 月在韩国釜山召开的第四次“援助有效性高级别论坛”上, 发展援助委员会 (DAC) 成员国与非 DAC 成员国之间呈现明显的观点差异。DAC 成员国认为, 中国、巴西以及印度等新兴援助国应该采取更加透明和有效的方法。而非 DAC 成员国则认为南南合作

作者简介: 卢晨, 厦门大学嘉庚学院国际商务学院副教授, 经济学博士, 研究方向: 国际援助、国际移民; 张树涛, 厦门大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 国际经济与贸易。

在本质上不同于传统西方援助,因此不应该将南北合作标准强加于南南合作。

可以预期,新兴援助国作为一支新兴的援助力量将会成为国际援助的重要组成部分。那么,如何从实证层面探究中国的国际援助与传统援助两种不同的援助资金对受援国经济增长的相互作用呢?换句话说,上述不同援助资本的输入,在促进受援国经济增长方面是相互竞争还是相互替代呢?针对中国与发达国家援助资金对于受援国经济增长的互动关系研究,将有助于在正确评估中国国际援助作用的基础上,为中国在对外援助过程中开展多边合作提供理论依据。

二、文献综述和研究假设

(一) 中国对外援助对受援国经济增长的作用机制

如前文所述,以中国为代表的发展中国家在对外援助领域所投入的资金以及所取得的成绩使得学界越来越多地关注对中国国际援助及其效果的研究。部分西方学者针对中国对外援助的增长效果提出质疑,认为中国的“体育馆外交”并不能作用于受援国经济的长期发展(Lum et al, 2009; Will, 2012)。另一方面,中国以基础设施建设为主的援助方式却得到了 McCormick (2008) 和 Bräutigam (2009) 的正面评价。汪文卿等(2014)从贸易、投资和援助3个方面考察上述因素对于非洲国家经济增长的影响。朱丹丹等(2017)采用两步回归法研究中国对外援助对受援国经济增长的影响。

尽管中国对外援助对受援国经济增长的影响研究越来越多,但是二者之间的渠道与机制的研究分析还不足。笔者认为,中国对外援助主要通过中国对受援国的直接投资以及贸易两个层面的经贸合作,实现了援助资金对经济增长的带动作用。首先,中国对外援助的重要特征之一便是以对外援助为“催化剂”,将援助与对外贸易和对外投资相结合,以充分发挥合作双方的比较优势,实现互利共赢。也就是说,中国把非洲看成充满机会的大陆和平等的合作伙伴,开展的援助主要是经贸结合,实行以投资促进合作的政策,通过开办工厂、开发油田、建立优惠关税区和经济合作区,将受援国引领上发展的轨道(李丹, 2014)。与此相反,传统援助国更多地是基于政治考量。在2005年欧盟发布的《欧洲发展共识》中,欧盟对成员在对外援助方面的目标达成了共识,那就是“欧盟发展合作首要的、压倒性的目标是在可持续发展的环境下实现减贫”,而所谓的“可持续发展”则包括“良治、人权和政治、经济、社会、环境等领域”,很显然,政治层面的考虑要多于经济层面的考量。

其次,相比于西方传统援助国,中国对外援助的另一个主要特征就是在基础设施等多领域开展的对外投资。根据OECD对发展援助的定义,对受援国开展的股权投资以及面向基础设施建设的巨额非优惠贷款等都不能被看作是对外援助。但是,恰恰是这一种非传统的援助活动能使得受援国更加有效地进行结构转型(林毅夫和

王燕, 2014)。通过有别于传统援助国的援助模式, 中国以及中国企业将援助与贸易、企业投资结合起来, 通过软硬基础设施的投资, 有效地帮助受援国降低交易成本, 特别是贸易成本(朱丹丹和黄梅波, 2015), 并使得受援国的商业环境得到提升, 进一步带来海外投资并因此实现经济增长。基于此, 本文提出如下假设:

假设 1: 中国对外援助通过对中国与受援国的直接投资与双边贸易的带动作用, 从而提高受援国的经济增长。

(二) 中国对外援助与传统西方援助的互动关系

诚如谢琪等(2012)所言, 中国的援助与传统援助国的援外方式具有明显的差异。Dreher 等(2011)的研究表明, 对那些获得了来自中国援助的非洲受援国而言, 世界银行在开展国际援助过程中对上述受援国所附加的限制条件明显减少了。除了世界银行为代表的多边国际援助机构, Kilama(2016a)认为, 中国和 G7 援助国之间存在明显的援助竞争(aid competition), DAC 援助国使用双边援助向那些具有自然资源以及战略利益的国家输出更多的援助以应对中国在非洲越来越强的影响力。也正是因为这种替代性选择的存在, 使得这些受援国可以在新兴援助国和传统援助国之间“四处比价”, 甚至可以对传统援助国所施加的政治条件提出异议(Kilama, 2016b)。Strange 等(2017)的研究认为, 即使传统援助资金不再流入非洲, 但是中国所提供的大量发展援助资金使得该地区也不会出现冲突, 中国援助资本的存在为非洲地区的稳定和持续发展做出了重要贡献。

上述文献似乎更多地将中国的国际援助看作是对传统援助的替代, 至少是竞争性关系。这种视角可能忽略了上述两种不同的外部援助力量在致力于提升受援国经济增长方面可能存在的互补关系。多年以来, 中国国际援助都奉行“不干预内政”的基本策略, 将援助决策更多地赋予受援国的政府与国民。同时, 中国的援助资金更多地流向基础设施领域。根据 Braughtina(2009)的观点, 西方国家对受援国接受国际援助所设置的标准与条件很多时候过于苛刻。如果按照这些标准, 很多欠发达国家可能完全无法从国际资本市场获得借贷。但是, 有别于西方国家的评价体系, 中国所提供的国际援助资金更多地流向不被西方援助主体看好但是却对受援国经济增长具有重要作用的交通、能源以及基础设施等领域, 为受援国在其经济“起飞”阶段提供所必需的资本和建设。基于此, 本文提出如下假设:

假设 2: 中国援助资金与传统援助资金在提升受援国经济增长方面具有互补作用。

(三) 对外援助效果的地区异质性

现有文献在研究中国援助活动对受援国经济影响时往往都选择非洲国家作为研究对象。尽管非洲地区占中国对外援助的半数份额, 但是亚洲以及拉美等地区也是中国对外援助的重要组成部分。根据《中国的对外援助(2014)》白皮书, 2010 年至 2012 年期间中国共向 121 个国家提供了援助, 其中亚洲地区 30 国、非洲地区 51 国、

大洋洲地区 9 国、拉美和加勒比地区 19 国、欧洲地区 12 国。就 2010 年至 2012 年期间援助金额的地区分布来看,中国对非洲地区援助占比 51.8%,对亚洲、大洋洲、欧洲以及拉美和加勒比地区的援助占比 45.2%。但是,鲜有文献对中国对外援助的地区异质性进行考察。

尽管非洲地区和非洲以外地区(亚洲为主)中的大部分国家都属于不发达经济体,但是二者在经济发展阶段、开放程度以及基础设施建设水平等方面存在着较大的差异(表 1),这种国家异质性将会对援助的经济增长效果带来影响。首先,如果我们遵循假设 1 的内容,那么国家之间能够对双边贸易和国际投资带来影响的异质性特征就必然会对援助的经济效果造成差异性影响。其次,如果我们遵循假设 2 的内容,那么我们将预期不同类型援助资金在经济增长层面上的互动关系也将呈现地区异质性。另一方面,亚洲地区国家大多与中国有悠久的贸易往来,因此,平均而言,中国与亚洲地区国家之间的经济合作不论是在深度上还是在广度上都高于中国与非洲地区国家的经济合作。同时,非洲作为接受国际援助的主要地区之一,其在地理位置上与欧洲为主体的传统援助国更为接近,而亚洲地区在地理位置上则与中国更为接近。基于地区异质性,本文提出如下假设:

假设 3:援助对受援国的经济增长效果具有地区异质性。

三、计量模型与变量说明

(一) 基本回归模型

根据已有的研究文献,我们构建如下实证模型:

$$gdpg_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 gdpg_{it-1} + \beta_1 aidchina_{it} + \beta_2 aidoda_{it} + BX_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别表示受援国和时间,被解释变量 $gdpg_{it}$ 表示 GDP 增长率, $aidchina_{it}$ 和 $aidoda_{it}$ 分别表示受援国 i 在第 t 年接收的来自中国与发达国家的援助金额。^① X_{it} 表示控制变量, μ_i 表示个体固定效应, η_t 表示时间固定效应, ε_{it} 表示扰动项。考虑到样本国家之间在经济发展程度、国家特质方面存在较大差异,本文选择个体固定效应模型开展回归分析。引入因变量的滞后项 $gdpg_{it-1}$,一方面是为了更好地考察经济体原有经济绩效的影响;另一方面还有利于一定程度上涵盖未考虑到的可能影响 GDP 的其他因素,降低计量模型设定的偏误。

(二) 变量与数据说明

1. 被解释变量与核心解释变量

面板数据以 61 个国家在 2003~2014 年期间接收的来自中国和 OECD-DAC 成

① 发达国家对外援助主要是以经济合作与发展组织下属的国家发展委员会成员国的官方发展援助(Official Development Aid-ODA)为主要内容。以 DAC 成员国开展的 ODA 金额作为发达国家对外援助总额的做法得到了刘爱兰等(2018)以及杨亚平和李琳琳(2018)的认可。

员国的国际援助数据为主。被解释变量为受援国以 2014 年为基期度量的实际人均 GDP 增长率,数据来源于世界银行 WDI 数据库。核心解释变量为中国和 DAC 成员国对上述样本国家的援助金额。中国对外援助的数据源自 AidData 数据库。考虑到 2001 年和 2002 年的数据缺失比较严重,选择以 2003 年作为分析的起始年份。此外,针对 AidData 数据库中某些国家援助金额缺失的情形,删除了受援国观测值连续缺失 2 年及以上的国家样本,得到 2003~2014 年中国对 61 个国家的援助数据,包含 31 个非洲国家和 30 个非洲以外国家。对于个别国家个别年份的援助金额约为零的情况,参考 Wagner (2003) 及朱丹丹和黄梅波 (2018) 的做法,采用 $\ln(\max\{1, aid_{it}\})$ 的形式解决。发达国家的国际援助选取 DAC 成员国对样本国的官方发展援助金额,数据来源于 OECD CRS 数据库。为消除价格因素的影响,利用 GDP 平减指数对被解释变量和解释变量以 2014 年为基期进行了不变价变换。

2. 控制变量

对一个国家的制度环境进行衡量的指标有腐败指数、政治风险指数等。鉴于数据的可得性,选取全球治理指数 (Worldwide Governance Indicators-WGI) 所提供的政府效能数据作为受援国制度质量 (*eff*) 的度量指标。其统计数值遵循标准正态分布,取值范围为 -2.5 至 2.5,数值越低,表明政府的效能越低。

受援国经济增长的影响因素还包括该国的资源禀赋与基础设施。选取劳动力人口数量 (*pop*) 作为劳动投入的度量指标,资本要素使用资本形成总额 (*capital*) 的数值。自然资源禀赋方面,选取可耕地面积占国土面积的比例 (*land*) 作为土地要素的禀赋差异。对于基础设施水平的度量,鉴于道路里程数值在很多国家都存在严重缺失,选取每百人所拥有的手机数量 (*mobile*) 作为度量指标。由于人口的平均受教育年限这一人力资本水平的常用度量指标在非洲国家样本中不可得,故选择 WDI 数据库中适龄人口初等教育完成率 (*edu*) 作为近似的度量指标。遵循已有文献的通常做法,使用一国货物进出口总额占 GDP 的比重 (*open*) 作为开放程度的度量指标。

除上述经济与政治制度方面的国家控制变量之外,还将国家样本所属的地理区位纳入模型中。参考已有的研究文献,引入 *landlock* 和 *reigon* 两个地区虚拟变量来度量一个国家是否为内陆国家 (*landlock*=1) 以及是否为非洲国家 (*region*=1)。

为了规避不同国家在经济体量以及人口规模等方面的绝对值差异,控制变量都选择了比例值以尽可能减少个体异质性差异。同时,除特殊说明外,上述指标数据都源自世界发展指数数据库。考虑到不同变量存在统计口径的量纲差异会导致回归系数的较大差异,同时为了减弱数据中的异方差性和序列相关,对模型中的绝对值变量进行取对数处理。本文的实证分析通过 Stata 15.0 实现。

表 1 揭示了非洲国家与非洲以外国家样本之间存在的显著差异。第一,从人均 GDP 指标来看,非洲以外国家整体的经济发展要优于非洲国家样本。具体而言,非洲以外国家样本在人均 GDP 的最小值及均值上都要高出非洲国家样本。而且,从二

者的标准差中可以看出，非洲国家样本之间的经济发展差异性要高于非洲国家以外的样本。第二，中国对非洲国家与对非洲以外国家的援助金额构成上大体相当。这种地域样本之间的相似性也体现在发达国家对外援助上。第三，除援助资金的差异外，非洲以外的国家样本在几乎所有其他变量的均值水平上都要高出非洲国家样本。

表 1 主要变量描述性统计

变量	非洲国家				非洲以外国家			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>gdp</i>	0.0539	0.0519	-0.3014	0.3799	0.0572	0.0360	-0.1271	0.2102
<i>aidchina</i>	3.7686	2.6874	-4.8230	10.071	3.9638	3.0986	-4.5478	11.131
<i>aidoda</i>	5.9788	1.2354	1.5789	9.3339	5.6170	1.4662	0.0000	9.4262
<i>capital</i>	0.2342	0.1191	0.0153	1.1620	0.2616	0.0718	0.0804	0.5815
<i>pop</i>	0.5606	0.0550	0.4724	0.7078	0.6336	0.0530	0.4970	0.7434
<i>land</i>	0.2193	0.1604	0.0288	1.1101	0.2306	0.3229	0.0227	1.9011
<i>edu</i>	0.6870	0.1971	0.2046	1.0351	0.8933	0.1696	0.2493	1.2411
<i>eff</i>	-0.7304	0.5590	-1.7457	1.0436	-0.5542	0.5511	-1.6179	1.2671
<i>open</i>	0.8167	0.4039	0.1946	3.1136	0.8144	0.3891	0.2709	2.0854
<i>mobile</i>	3.2295	1.2471	-2.6486	5.0580	3.5330	1.3891	-1.9685	5.1856
<i>energy</i>	5.8338	1.1715	3.3492	7.6904	6.6785	1.0724	3.9417	8.6306

四、回归结果及稳健性检验

（一）内生性问题讨论

在本研究中，产生内生性有两种可能性。首先，经济增长与国际援助之间可能存在互为因果的关系，DAC 成员国倾向于向那些具有更好经济绩效的国家施行援助（朱丹丹和黄梅波，2017），或是受援国的收入水平越低则其获得的国际援助越多（Burnshide and Dollar，2000）。鉴于援助的工具变量通常难以获得，选择利用内生变量的滞后项作为工具变量进行回归分析。使用工具变量的必要前提是工具变量的有效性检验，使用 Durbin-Wu-Hausman 卡方检验进行工具变量有效性判别。其次，尽管滞后项的引入可以在一定程度上降低计量模型设定的偏误，但与此同时也带来内生性问题。对于包含因变量滞后项的动态面板数据模型，采用 GMM 估计方法，该方法包括差分 GMM 和系统 GMM。另外，鉴于差分 GMM 估计方法会导致不随时间变化的变量无法得到估计，故而选择系统 GMM 估计方法。同时，鉴于两步 GMM 要优于一步 GMM，因此使用两步系统 GMM 估计方法将被解释变量的滞后项以及解释变量的滞后项加入到模型中，再使用上述变量的某些滞后项作为工具变量。

（二）全样本回归结果

首先基于所有样本对模型（1）开展回归分析。从表 2 可以看出，Arellano-Bond 检验结果表明扰动项存在一阶自相关但是不存在显著的二阶自相关，表明计量模型的系统 GMM 估计结果是无偏和一致的，也意味着使用系统 GMM 估计方法是合

适的。根据 Roodman (2009) 的说明, GMM 估计方法需要注意工具变量个数的选择。为此, 在开展系统 GMM 分析过程中使用不多于三阶滞后项的基本原则以减少工具变量的个数。根据表 2 的 Hansen 检验结果可知, 针对 GMM 变量和 IV 变量有效性的 p 值都大于 0.15, 可以判定计量模型通过了工具变量有效性的检验, 工具变量的选择是合理的。上述这些检验都提供了可靠的参数估计结果。

上述全样本的回归结果表明: 第一, 因变量的滞后项都在 1% 的显著性水平下为正值, 意味着一国经济发展存在显著的持续性影响。第二, 中国与发达国家的援助对受援国经济增长具有不同影响。中国国际援助金额每增加 1%, 能够带动受援国当地实际人均 GDP 增长 0.01%。与之形成鲜明对比的是, 来自发达国家发展援助委员会所提供的国际援助却对受援国经济增长具有显著的负面影响。第三, 与已有的研究文献相一致, 一国的物质资本水平以及劳动力数量作为基础要素投入对经济发展具有显著的正面作用。一国的开放程度、人力资本水平也都对经济增长具有促进作用。此外, 一国政府治理能力也同样对经济发展具有影响: 越高效的政府治理能力越有可能带来经济增长。区域虚拟变量的回归结果大都显著为负值, 意味着非洲区位本身对于该地区的国家经济发展而言是一个不利的影响。

(三) 稳健性检验

为了验证上述实证结果并不依存于本文所使用的特定数据集, 从以下几个方面对表 2 列 (2) 的结果稳健性进行检验。

1. 被解释变量指标的变更

尽管研究文献 (汪文卿和赵忠秀, 2014; Hansen and Tarp, 2001) 大部分使用 GDP 的增长率作为被解释变量, 但是也有研究使用不变价人均实际 GDP 绝对值作为被解释变量的代理变量。为了检验回归结果的稳健性, 使用人均实际 GDP 的对数值 ($gdpper$) 作为被解释变量, 回归结果见表 2 列 (5)。通过对比表 2 列 (2) 和列 (4) 可以看出, 不论是以人均实际 GDP 还是以 GDP 增长率为被解释变量, 援助这一核心解释变量的符号并没有发生变化, 仅仅是在系数值上存在差异。

2. 解释变量指标的变换

鉴于本文对援助的经济增长效应分析是从中国与西方国家两个层面展开, 因此有必要分别对上述两个援助主体的数据开展不同的稳健性检验。首先, 发达国家对外援助的金额除 ODA 之外, 还有其他官方援助 (OOF) 以及私人援助资金, 构建 $aiddac$ 来表示上述 3 种不同类别的援助资金总和, 并将其作为 ODA 的替代数值开展稳健性检验。被解释变量分别为实际 GDP 增长率和人均实际 GDP 数值时的两个回归结果如表 2 列 (3) 和列 (6) 所示。很显然, 在两种不同的被解释变量情况下, 西方国家对外援助这一解释变量对经济增长的边际影响尽管在数值方面存在差异, 但是在符号以及显著性方面不存在差异。其次, 针对中国对外援助的金额, 除了 AidData

表2 援助对经济增长的影响分析

	<i>gdpg</i>				<i>gdpper</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>L.gdpg</i>	0.137*** (17.609)	0.175*** (14.505)	0.301*** (9.085)	0.187** (14.579)			
<i>L.gdpper</i>					0.672*** (25.325)	0.659*** (27.845)	0.169*** (21.694)
<i>aidchina</i>	0.206*** (9.045)	0.416** (2.559)	0.456*** (6.605)		0.105*** (5.021)	0.235*** (6.074)	
<i>aidoda</i>		-0.165** (-5.921)		-0.225* (-2.005)	-0.164** (-2.417)		-0.126 (-1.034)
<i>aiddac</i>			-0.124 (-1.615)			-0.101** (-2.631)	
<i>coop</i>				2.051** (2.011)			0.015** (2.452)
<i>capital</i>	2.216** (2.039)	0.029** (2.068)	1.144** (2.508)	0.570 (0.208)	0.531*** (6.515)	0.600*** (6.540)	0.545* (1.846)
<i>pop</i>	3.121* (1.987)	-3.992 (-0.678)	-7.771 (-1.546)	2.816 (1.043)	-0.277*** (-6.360)	0.008** (2.533)	0.278 (1.116)
<i>land</i>	1.749 (1.020)	0.180** (2.586)	2.602** (2.181)	2.039 (1.005)	-0.116*** (-5.428)	0.166* (2.075)	0.176*** (3.839)
<i>open</i>	2.006** (2.630)	3.435 (1.468)	-0.043 (-0.927)	2.118*** (6.607)	-0.403*** (-3.895)	-0.128* (1.909)	2.002*** (5.015)
<i>edu</i>	0.752 (0.986)	0.149*** (6.704)	2.602*** (3.415)	0.348 (1.157)	0.154*** (3.170)	-0.045 (-1.025)	7.801*** (4.530)
<i>mobile</i>	-0.093* (1.928)	-0.009*** (-7.233)	-0.090 (-1.105)	-0.633** (-2.018)	2.520 (0.999)	1.204 (1.183)	-1.325*** (-7.745)
<i>energy</i>	-0.297*** (-4.215)	-0.291*** (-7.351)	-2.831*** (-3.230)	-2.714*** (-5.128)	-2.072*** (-4.395)	0.255** (2.724)	-0.201 (-0.334)
<i>eff</i>	0.026** (2.468)	0.936*** (3.800)	0.026** (2.468)	1.114*** (3.484)	-0.012 (-0.882)	0.976** (2.226)	-1.822*** (-3.792)
<i>landlock</i>	-0.228*** (-3.567)	-0.248 (-1.294)	-0.031 (-0.552)	-0.109*** (-8.194)	-0.587 (-0.575)	-0.200*** (-5.605)	-0.005 (-0.483)
<i>region</i>	0.097*** (3.515)	1.104*** (-3.098)	-1.106** (-2.612)	-0.047** (-2.211)	-1.303*** (-3.258)	-0.820 (-1.423)	-0.229*** (-5.988)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
AR(1) 检验值(p)	-3.89 [0.000]	-3.67 [0.000]	-2.90 [0.005]	-3.72 [0.000]	-3.91 [0.000]	-3.89 [0.000]	-3.98 [0.000]
AR(2) 检验值(p)	-1.34 [0.179]	-1.34 [0.179]	-1.23 [0.218]	-0.24 [0.813]	-1.52 [0.127]	-0.66 [0.530]	-0.59 [0.553]
Hansen 检验值(p)	51.24 [0.464]	47.56 [0.611]	52.42 [0.689]	52.90 [0.400]	48.17 [0.832]	48.56 [0.831]	50.10 [0.509]

注: (1) 圆括号内为 t 值, 方括号内为相应检验的 P 值。(2) *、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。(3) AR(1) 和 AR(2) 检验分别为模型残差的 Arellano-Bond 一阶和二阶序列相关检验, Hansen 检验是工具变量过度识别检验。(4) 所有回归模型中, 不论何种援助资金都被视为内生变量, 并采用滞后二阶以及更高阶的滞后项作为相应比变量的工具变量。

数据库所整理的数据之外, 汪文卿和赵忠秀(2014)等都选择使用中国对外经济合作数据作为中国对外援助的代理变量。此外, 已有实证文献(Sanfilippo, 2010)也认为中国对外援助方面的支出总额可以利用经济合作数据近似得出。借鉴这一思路,

将中国对外经济合作数据 (*coop*) 作为核心解释变量, 回归结果见表 2 列 (4) 和列 (7)。从回归结果可以看出, 即使使用这一新的数据集作为中国对外援助的代理变量, 中国的国际援助依旧对受援国经济增长具有促进作用。基于上述敏感性分析结果, 我们认为表 2 的结果是稳健可靠的。

(四) 国际援助对受援国经济增长的影响渠道

为了更好地揭示国际援助对受援国经济增长的渠道与机制, 结合已有的文献, 从国际援助与贸易和投资的互动关系这一视角探讨援助对增长的作用, 构建如下联立方程模型:

$$GDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{it} + \alpha_2 AID_{it} + \alpha_3 TRADE_{it} + \alpha_4 X_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

$$AID_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 GDP_{it} + \gamma_2 FDI_{it} + \gamma_3 TRADE_{it} + \gamma_4 X_{it} + \psi_{it} \quad (3)$$

$$FDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 GDP_{it} + \beta_2 AID_{it} + \beta_3 TRADE_{it} + \beta_4 X_{it} + \zeta_{it} \quad (4)$$

$$TRADE_{it} = \phi_0 + \phi_1 GDP_{it} + \phi_2 FDI_{it} + \phi_3 AID_{it} + \phi_4 X_{it} + \omega_{it} \quad (5)$$

其中, GDP_{it} 表示 i 国第 t 年的 GDP 增长率, FDI_{it} 表示 i 国第 t 年吸引的来自中国的直接投资占该国 GDP 的比重, AID_{it} 表示 i 国第 t 年接收的来自中国的国际援助金额占该国 GDP 的比重, $TRADE_{it}$ 表示 i 国第 t 年与中国或发达援助国整体的双边贸易额占该国 GDP 的比重。上述联立方程的优点之一在于它可以分析每一个解释变量之间的相互影响, 而且可以将彼此的直接影响与间接影响进行有效区分。例如, α_1 表示外商直接投资对受援国经济增长的直接影响, α_2 表示援助资金对受援国经济增长的直接影响, $\alpha_1 \beta_2$ 表示援助资金通过作用于直接投资从而对受援国经济增长具有的间接影响。采用系统估计方法对该联立方程进行回归估计, 相较于单方程回归分析, 这一方法能够更好地利用模型结构的全部信息, 并充分考虑各个方程随机误差项的相关性, 故而在计量方法上有着更为科学的分析结果 (武力超, 2013)。

表 3 列 (1) ~ (4) 是以中国为对象开展的回归分析, 而列 (5) ~ (8) 则是以 DAC 成员国为对象开展的回归分析。针对不同核心解释变量的回归结果表明, 第一, 中国援助资本对受援国经济增长的直接效应为正值 (0.017), 直接投资与双边贸易对受援国经济增长的影响也分别在 10% 和 1% 的显著性水平上为正值 (0.036 和 0.081)。换句话说, 中国以贸易与投资为主的经济合作方式对发展中国家经济增长的带动作用似乎要高于直接援助资本的输出。与此相反, 发达国家对外援助以及经贸合作对受援国经济增长的促进作用似乎都不具有统计学上的显著性。第二, 表 3 列 (3) 和列 (4) 的结果表明, 中国对外援助对直接投资与国际贸易均具有正面的积极影响 (0.122 和 0.043), 且具有较高的显著性水平。上述回归结果与朱丹丹和黄海波 (2015) 以及刘爱兰等 (2018) 的研究结果是一致的: 中国对外援助加强了中国与受援国之间的贸易往来, 并带动受援国的经济增长。但是, 表 3 列 (7) 和列 (8) 的结果表明, 发达国家对外援助对投资和双边贸易的影响都不显著, 甚至对投资的影响呈现负值。第三, 中国与样本国之间的双边贸易除了直接作用于经济增长之外, 还通过推动中国

对外直接投资以及中国对外援助方式间接作用于经济增长。已有的不少研究都证实了国际援助对贸易的带动作用，但是本文联立方程的系统估计结果表明，国际贸易和国际投资也会对援助资本的增加具有正面作用，尽管后者的显著性要远低于前者。国际贸易对援助资本的带动作用很可能源自国际贸易作为一种信号机制，使得援助国得以了解受援国经济发展水平以及消费能力，减少了援助过程中的信息不对称问题，进而促进援助国的资本输出。有关其他控制变量的回归结果也表明，政府的政治和经济治理能力对于经济合作的影响似乎并不那么明显。

表 3 全样本系统联立方程回归结果

变量	中国				传统援助国			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>GDP</i>	<i>AID</i>	<i>FDI</i>	<i>TRADE</i>	<i>GDP</i>	<i>AID</i>	<i>FDI</i>	<i>TRADE</i>
<i>GDP</i>		0.316 (1.111)	0.150* (1.745)	0.200*** (3.035)		-0.060 (-1.429)	0.017 (1.359)	0.008 (0.809)
<i>AID</i>	0.017** (2.911)		0.122*** (4.898)	0.043*** (4.102)	-0.061 (-1.429)		-0.013 (1.031)	0.003 (1.318)
<i>FDI</i>	0.036* (1.745)	0.125 (0.898)		0.653*** (28.266)	0.191 (1.359)	0.143 (1.031)		0.666*** (29.059)
<i>TRADE</i>	0.081*** (3.035)	0.733*** (4.102)	1.094*** (28.266)		0.147 (0.809)	0.767*** (4.318)	1.110*** (29.059)	
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Cons	-1.069*** (-2.989)	4.160* (1.742)	-5.288*** (-7.551)	5.410*** (11.001)	8.053*** (3.346)	4.313* (1.797)	-5.628*** (-7.977)	5.228*** (10.430)
F-value	69.78 [0.000]	50.89 [0.000]	118.83 [0.000]	161.38 [0.000]	4.62 [0.000]	51.03 [0.000]	120.52 [0.000]	153.50 [0.000]
<i>R</i> ²	0.598	0.516	0.573	0.955	0.408	0.516	0.570	0.955
Obs ^①	552	552	552	552	552	552	552	552

注：（1）圆括号内为 *t* 值，方括号内为相应检验的 *P* 值。（2）*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

上述分析很好地表明，为了促进发展中国家特别是最不发达国家发展贸易和经济，中国积极响应世界贸易组织“促贸援助”倡议，通过加强基础设施建设、提高生产能力、给予零关税待遇、支持参与多边贸易体制、培训经贸人才等，促进其他发展中国家的贸易发展。中国在对外援助过程中的这种具有中国特色的经贸合作模式，有效地推动了受援国的经济增长。上述研究验证了假设 1。

五、模型的扩展

（一）中国援助与西方援助的替代性或互补性探讨

① 由于《中国对外投资统计公报》所发布的中国对外直接投资数据存在较大波动，且该目标国与AidData数据库中受援国之间的国家样本并不完全一致，因此本表格中仅保留了46个国家样本（时间跨度依旧为2003~2014年）。

上文分析表明,中国与西方援助对受援国经济具有类似的增长效应,下文探讨中国援助与西方援助对于受援国经济增长而言是相互竞争还是相互补充。尽管文献分别对中国国际援助以及西方国际援助的经济效应开展探讨,但是对于二者之间关系的分析还有待补充。为更好地评估中国的国际援助与西方传统援助资金在经济增长效应上的相互关系,引入中国国际援助与西方国际援助的交互项,扩展模型如下:

$$gdpg_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 gdpg_{it-1} + \beta_1 aidchina_{it} + \beta_2 aiddac_{it} + \beta_3 aidchina_{it} \times aiddac_{it} + BX_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

很显然,上述交互项的系数值 β_3 就是中国国际援助与传统西方国家援助对受援国经济增长效应的综合度量。

为了验证实证结果并不依存于本文所使用的特定数据集合,同时考察了 *aidchina* 和 *coop* 作为中国对外援助度量的两个指标。作为稳健性检验,也同时考察上述两个指标与发达国家援助资金的交互项。为了更好地开展比较分析,不包含交互项的回归结果见表4列(1)和列(3),包含交互项的结果见表4列(2)和列(4)。从上述结果的比较中可以看出,即使更换中国援助资金的不同数据来源,都不明显地改变回归结果的系数值以及符号,说明表4的全样本回归结果是稳定的。

表4 中国援助与西方援助的替代性与互补性结果

	全样本				非洲国家		非洲以外国家	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>L.gdpg</i>	0.215*** (12.750)	0.094*** (6.235)	0.277*** (14.579)	0.249*** (9.326)	0.366*** (9.566)	0.253*** (3.392)	0.119** (2.129)	0.121 (1.258)
<i>aidoda</i>	-0.668*** (-7.530)	-0.949*** (-4.298)	-0.452*** (-2.703)	-3.995*** (-5.390)	-0.630* (-1.993)	-3.375*** (-4.757)	-1.047*** (-5.048)	0.652 (1.106)
<i>aidchina</i>	0.556*** (9.559)	0.396*** (2.759)			0.310*** (3.590)	3.118*** (3.917)	0.182* (1.990)	1.089* (1.926)
<i>aidchina#aidoda</i>		0.109*** (4.230)				0.572*** (4.156)		-0.156* (-1.764)
<i>coop</i>			1.267*** (11.091)	1.353*** (3.456)				
<i>coop#aidoda</i>				0.326*** (4.090)				
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
AR(1) 检验值	-3.72 [0.000]	-3.15 [0.002]	-3.51 [0.000]	-3.50 [0.000]	-2.70 [0.007]	-3.07 [0.002]	-1.97 [0.049]	-1.85 [0.046]
AR(2) 检验值	-0.59 [0.553]	-0.74 [0.457]	-0.24 [0.813]	-0.13 [0.897]	-0.37 [0.713]	-0.69 [0.358]	0.46 [0.643]	0.70 [0.487]
Hansen 检验值	47.56 [0.611]	51.41 [0.872]	52.90 [0.400]	44.92 [0.622]	23.37 [0.612]	19.53 [0.959]	21.40 [0.844]	22.22 [1.000]
国家数	61	61	61	61	31	31	30	30

注:(1)由于篇幅缘故,控制变量及其系数值不在表中列明。(2)圆括号内为 t 值,方括号内为相应检验的 P 值。(3)*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。(4)AR(1)和AR(2)检验分别为模型残差的Arellano-Bond一阶和二阶序列相关检验,Hansen检验是工具变量过度识别检验。

第一,从表4列(1)~(4)的结果对比可以看出,因变量的滞后项都在1%的显著性水平上为正值。这意味着,不论是否引入不同援助资金的交互项,一国原有经济绩效对于当期经济增长具有明显的持续性作用。第二,交互项的引入并没有改变中国与西方的国际援助对于受援国经济增长的差异性影响,即发达国家的官方发展援助资金对受援国经济增长具有显著的负面影响。第三,不论是基于AidData数据库所提供的中国对外援助数据还是中国国际经济合作数据,中国援助都显著地作用于受援国的经济增长,且中国援助与发达国家援助的交互项都显著为正值(0.109与0.326)。这一结果说明,在促进受援国经济增长方面,中国的国际援助与西方传统援助之间具有明显的互补性。这一回归结果验证了假设2。

(二) 互补性与替代性的地区差异

从表2的回归结果中发现 $region$ 变量均显著为负,这一定程度上反映了样本国所属的地区类别对回归结果有影响。鉴于61个受援国样本包含31个非洲国家和30个非洲以外的国家,对上述两类样本分别探讨不同援助资金对不同地域国家是否存在系统性差异。

从表4列(5)~(8)的回归结果中可以看出,非洲国家与非洲以外国家既有相似性也有差异性。就相似性而言,上一期经济发展绩效对于当期经济发展的正面作用在两类国家中都存在,这与全样本回归结果是完全一致的。就差异性而言,尽管中国的国际援助显著地提升了受援国的经济增长,但是这种增长促进效应不论是在数值大小还是在显著性水平上,非洲以外国家都要低于非洲国家;中国的国际援助资本与发达国家的援助资本在非洲国家样本中的系数显著为正(0.572),而在非洲以外国家样本中的系数为负(-0.156)。这一结果恰是对假设3的验证:中国对外援助的经济效果存在地区异质性,中国援助资本和西方传统援助资本对非洲国家而言似乎更多地体现为互补性,而在非洲以外国家更多地呈现为竞争关系。

六、结论与政策建议

通过利用61个国家在2003~2014年期间所接收的来自中国与发达国家的国际援助的面板数据,本文探讨了上述两种不同援助主体的援助资金对受援国经济增长的不同影响。实证研究表明,如果把中国的国际援助与传统发达国家的国际援助分别作为两种类型的援助资金来看待,中国的国际援助对受援国经济增长具有正面的积极作用,而来自发达国家所提供的国际援助却对受援国经济增长具有显著的负面影响。基于联立方程的回归结果表明,这种增长效应的异质性很大程度上源自援助资金对援助国和受援国之间的贸易与投资活动的带动作用存在差异。但是,当把上述两种类型的援助资金纳入同一个分析框架并考察二者之间的交互关系时,二者之间总体上具有明显的互补关系,这种互补作用在非洲地区更为明显。

本文的研究表明,中国持续性的援助投入构成了国际援助的重要力量,也对受援国经济增长具有正面作用。改革开放40年带动了中国经济的发展,同时一直以来中国在国际援助方面的实践活动对受援国也是一种积极的力量。这种积极作用有力地驳斥了部分西方媒体对中国国际援助是“新殖民主义”以及“流氓援助”的错误认识。另一方面,尽管外部援助资金构成经济发展的重要部分,但是受援国自身经济发展水平对于更好地发挥国际援助资本对其经济的增长效应具有显著影响。

另外,中国的国际援助不论是援助方式、援助目标以及援助对象都有别于西方国家,恰恰是这种异质性援助行为构成了当前国际援助体系的一种新兴力量,也是对现有援助力量的重要补充。近些年,和中国一样,全球新兴经济体逐渐加大了对外援助的力度。考虑到中国对外援助对受援国经济增长的促进作用以及中国作为世界第二大经济体所需要承担的责任来看,进一步加大在国际援助方面的投入是必要的。鉴于不同类型的国际援助主体之间的互补关系具有地区差异性,上述两种不同形式的国际援助主体之间需要更为频繁的沟通与交流,并在援助内容和手段方面注重地区差异化,因地制宜制定援助策略,实现援助资金更高效地配置与使用。

参考文献:

- [1] 国务院新闻办公室. 中国的对外援助 (2014)[M]. 北京: 人民出版社, 2014.
- [2] 李丹. 新理念、新模式: 中国参与国家发展的贡献 [J]. 厦门大学学报: 哲学社会科学版, 2014, (4).
- [3] 林毅夫, 王燕. 超越发展援助 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2016.
- [4] 刘爱兰等. 中国对非援助是“新殖民主义”吗——来自中国和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).
- [5] 汪文卿, 赵忠秀. 中非合作对撒哈拉以南非洲国家经济增长的影响——贸易、直接投资与援助作用的实证分析 [J]. 国际贸易问题, 2014, (12).
- [6] 武力超. 国外资本的流入是否总是促进经济增长 [J]. 统计研究, 2013, 30(1).
- [7] 谢琪, 田丰, 黄梅波. 澄清对中国对外援助的几种误解 [J]. 国际经济评论, 2012, (4).
- [8] 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 [J]. 财贸经济, 2018, (3).
- [9] 周弘. 中国援外60年 [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2013.
- [10] 朱丹丹, 黄梅波. 中国对外援助的贸易成本削减效应 [J]. 世界经济研究, 2015, (7).
- [11] 朱丹丹, 黄梅波. 中国对外援助能够促进受援国的贸易发展吗? ——基于非洲16个受援国面板数据的实证研究 [J]. 广东社会科学, 2017, (1).
- [12] 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 [J]. 中国经济问题, 2018, (2).
- [13] Akramov, K. T. Foreign Aid Allocation, Governance and Economic Growth[M]. Pennsylvania: University of Pennsylvania Press, 2012.
- [14] Arndt, C., Jones, S., Tarp, F. Aid and Growth: Have We Come Full Circle?[J]. Journal of Globalization and Development, 2010, 1(2).
- [15] Arndt, C., Jones, S., Tarp, F. Assessing Foreign Aid's Long-run Contribution to Growth and Development[J]. World Development. 2013, (69).
- [16] Boone, P. Politics and the Effectiveness of Foreign Aid[J]. European Economic Review, 1996, (40).
- [17] Bräutigam, D. The Dragon's Gift: The Real Story of China in Africa[M]. Oxford: Oxford University Press, 2009.

- [18] Brückner, M. On the Simultaneity Problem in the Aid and Growth Debate[J].Journal of Applied Econometrics, 2013, 28(1).
- [19] Burnside, C., Dollar, D. Aid, Policies and Growth[J].American Economic Review, 2000, 90(4).
- [20] Dreher, Axel, et al. Are “New” Donors Different? Comparing the Allocation of Bilateral Aid Between Non-DAC and DAC Donor Countries[J]. World Development, 2011, 39(11).
- [21] Easterly, W. Can Foreign Aid Buy Growth?[J].Journal of Economic Perspectives, 2003, 17(3).
- [22] 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).
- [23] Hansen, H., Tarp, F. Aid and Growth Regressions[J].Journal of Development Economics, 2001, 64(2).
- [24] Kilama, E. G. Evidences on Donors Competition in Africa: Traditional Donors versus China[J]. Journal of International Development, 2016a, (28).
- [25] Kilama, E. G. The Influence of China and Emerging Donors’ Aid Allocation: A Recipient Perspective[J]. China Economic Review, 2016b, (38).
- [26] Lum, T, et al. China’s Foreign Aid Activities in Africa, Latin America and Southern Asia[R]. Congressional Research Service, 2009.
- [27] McCormick, D. China and India as Africa’s New Donors: The Impact of Aid on Development[J].Review of African Political Economy, 2008, 35(115).
- [28] Roodman, D. How to Do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata[J].Stata Journal, 2009, (9).
- [29] Sanfilippo, M. Chinese FDI to Africa: What Is the Nexus with Foreign Economic Cooperation?[J].African Development Review, 2010, 22(1).
- [30] Strange, A. M., et al. Tracking Underreported Financial Flows: China’s Development Finance and the Aid–Conflict Nexus Revisited[J]. Journal of Conflict Resolution, 2017, 61(5).
- [31] Wagner, D. Aid and Trade—An Empirical Study[J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2003, 17(2).
- [32] Will, R. China’s Stadium Diplomacy[J].World Policy Journal, 2012, 29(2).

Is China’s Foreign Aid a Substitution to the Traditional Foreign Aid? ——From the Viewpoint of the Growth Effect of International Aid

LU Chen ZHANG Shutao

Abstract: By using panel data of 61 recipient countries from 2003 to 2014, this paper analyzes the different growth effect of China’s foreign aid and the aid from traditional donors by using system GMM regression for dynamic panel data. Furthermore, this paper also analyzes the interaction effect of foreign aid from China and the West. Our empirical results firstly show that, foreign aid from China significantly contribute to the growth of recipient countries including African and non-African countries by promoting bilateral trade and foreign direct investment from China to receipt countries while the aid from OECD–DAC does not significantly help to the growth of recipient countries. Secondly, this paper also shows that there is complementary relationship between aids from China and that from traditional West donor countries, and this complementary relationship is more significant and powerful in Africa than that in non-African countries.

Keywords: foreign aid; DAC; African countries; economic growth

(责任编辑: 张建华)