

中国对非援助与非洲国家经济增长 的动态关系研究

冯 凯 李荣林 陈 默*

摘 要 本文将中国对非援助与非洲国家经济增长之间的同期影响纳入动态联立方程组中,实证检验了二者之间存在的双向因果关系。研究发现,中国援助一方面可以促进非洲国家的经济增长,另一方面非洲各国的经济增长也会进一步吸引中国援助资金的流入。在区分中国对非官方发展援助与其他官方融资后,结论依然成立。PSVAR 结果表明,援助与增长之间的动态关系形成正反馈循环,其影响是累进性的,并且以积累的方式扩展。

关键词 对非援助,经济增长,双向因果关系

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.01.09

一、引 言

中国对非洲国家的援助最早可以追溯到 1956 年,始终是中非关系的重要组成部分。起初中国对非援助带有比较浓厚的政治色彩,但在改革开放后逐步突破了意识形态的支配,援助的目的也从巩固政治联盟转向促进非洲国家经济增长,最终实现中非共同的发展目标。自 2000 年中非合作论坛成立以来,中国对非援助的内容和方式不断丰富和完善,中非之间的国际发展合作开始全面加强。在 2018 年 9 月召开的中非合作论坛北京峰会上,与会各国协商一致通过的《关于构建更加紧密的中非命运共同体的北京宣言》和《中非合作论坛—北京行动计划(2019—2021 年)》为中非合作全面深入发展奠定了坚实的基础。中国将继续秉持真实亲诚的理念和正确的义利观,以支持非洲培育内生增长能力为重点,通过对非援助推动落实联合国 2030 年可持续发展议程,为破解非洲发展难题贡献中国力量。

由于历史上的原因,非洲各国整体上的经济状况不容乐观,为了实现经

* 冯凯、李荣林、陈默,南开大学跨国公司研究中心、经济学院国际经济研究所。通信作者及地址:冯凯,天津市南开区卫津路 94 号南开大学经济学院国际经济研究所,300071;电话:15510897557;E-mail: fengkai@nankai.edu.cn。本文得到国家自然科学基金重大项目(19ZDA063)、南开大学跨国公司研究中心项目(ctsnk202104)的资助。特别感谢匿名审稿人和主编提出的富有建设性的修改意见,文责自负。

经济增长,对非洲国家的援助已成为国际社会的共识。现有关于中国对非援助的研究主要从两方面展开:一方面是评估中国对非援助的效果。传统援助国在援助过程中会附加各种政治条件,更加关注援助流程的规范性;与此相反,中国对外援助不附加任何政治条件,更加关注发展有效性,即援助是否能有效地促进受援国经济增长与社会民生问题的改善(王小林和刘倩倩,2012)。另一方面是研究中国对非援助的分配问题。对于援助国来说,援助资金并非外生决定的,受援国的经济状况也会决定援助的分配,造成“选择性援助”问题,即援助机构在决定援助项目时会考虑到项目执行的可行性及改善受援国发展潜力的可能性,更倾向于把援助资金投入经济稳定且增长快速的非洲国家,帮助其进一步提升国内发展能力,为两国后续经贸合作奠定基础。

目前已有部分学者论证了援助对经济增长的影响,也有部分学者提出受援国经济发展水平会决定援助资金的分配,但很少有研究明确将二者结合起来纳入统一的分析框架,系统地探讨中国对非援助与非洲国家经济增长之间的动态关系。这种动态关系表明援助与增长既会受到其自身滞后期的影响,也存在相互之间的同期影响,后者会造成实证研究中的双向因果问题。为此,本文构建了线性同期动态联立方程组刻画了援助与增长之间的动态关系,扩展了经典的动态面板模型估计方法,解决了双向因果关系带来的识别难题,并利用面板结构向量自回归(PSVAR)模型,揭示了援助与增长之间的动态影响。具体地,本文试图回答三个主要问题:第一,中国对非援助与非洲国家经济增长之间具有怎样的动态关系?第二,如果将中国对非援助严格限制为官方发展援助的话,这种动态关系是否会发生改变?第三,在允许经济增长和援助之间存在上述动态关系的基础上,单位冲击会对二者有怎样的影响?对这些问题的研究有助于国际社会对中国援助有更加清晰正确的认识,同时也为中国进一步开展对非洲国家的援助提供有益的参考。

本文余下部分的结构安排为:第二部分是相关文献回顾;第三部分是设定模型并提出估计方法;第四部分是介绍相关数据;第五部分是实证结果的报告与分析;第六部分是拓展性研究,进一步直观地展示援助与增长的循环反馈过程;最后是结论与政策启示。

二、文献回顾

对外援助是发展经济学中最为重要的议题之一,其与受援国经济增长之间的关系一直颇受关注。由于经济合作与发展组织发展援助委员会(OECD-DAC)国家的援助开展得较早,很多学者进行了非常有意义的探索。大多数研究支持援助对受援国的经济增长具有显著的促进作用(李荣林和冯凯,2020),这主要通过增加其原始资本积累,缓解其受到的财政约束,弥补其外汇缺口等方式来实现(Bacha,1990;Clemens *et al.*,2012;Galiani *et al.*,2017)。

此外，援助还能够为受援国传授先进的发展经验，帮助其通过后发优势引进先进技术，从而实现经济的快速增长（林毅夫和张鹏飞，2005）。也有一些学者认为，援助对受援国经济增长的促进作用需要一定的政策条件，包括但不限于受援国较好的财政状况、稳定的货币政策以及对外贸易政策等（Burnside and Dollar, 2000; Ouattara and Strobl, 2008; Minoiu and Reddy, 2010）。也有部分西方学者对援助的有效性表示担忧，认为受援国可能存在道德风险等问题（Svensson, 1999），援助资金不仅得不到有效利用，还会激励腐败，降低受援国政府采取改善经济措施的努力（Rajan and Subramanian, 2007）。但是从另一个角度讲，援助国在分配援助资金时也会要求受援国采取必要措施改善本国的制度环境（Hudson and Mosley, 2001），从而可以完善政府管理并启发政策制定，这会部分地抵消援助资金带来的负面影响。整体上看，援助对受援国的经济增长是利大于弊的。

然而，对外援助与受援国经济增长之间的因果关系并非是严格单向的，存在很强的内生性问题，即受援国的经济发展水平也将直接影响援助国对援助资金的分配（Cooray and Shahiduzzaman, 2004）。这种基于发展需求而产生的内生性表现为援助国会向经济增长快的国家。比如 Leshoro (2013) 研究发现，南非既是非洲最富裕的国家之一，又是吸收其他国家援助资金最多的地区之一，受援国经济增长水平与援助资金的分配存在密切关联。造成这种现象的原因主要有三个方面：首先，从受援国的角度看，经济增长是其经济发展水平最直观的体现，最能反映一个国家的基本状态。经济增长较快的国家往往政治相对稳定，具有较好的制度环境及民主化的监督机制（Lajili and Gilles, 2018），能够保障援助资金被充分利用（Dutta, 2015），继而释放出更强的发展意愿。那些成功地实施了促进经济增长政策的国家，更会受到援助资金的青睐，这会降低援助资金的波动性（Chauvet and Guillaumont, 2009），进而为其经济长期增长提供更有利的支持。其次，从援助国的角度看，除赠款外，还有很多援助资金采用了优惠贷款的形式（Bandyopadhyay *et al.*, 2015），这些资产面临着不可避免的系统性风险和复杂的市场风险（Li, 2017），尤其是受援国的偿债能力风险。在充分考虑这些风险因素后，援助国更倾向于将优惠贷款提供给经济增长较快的国家，以保证贷款可以收回，并获得稳定的回报（Yu, 2014）。最后，与经济增长状况较差的国家相比，经济增长较好的国家在收到援助资金后更容易与其他投资相结合（Gyimah-Brempong and Racine, 2010），为国际贸易和国际投资铺平道路（Cali and Velde, 2011），这也为进一步增长创造了条件。

伴随着世界经济的发展，以中国为代表的发展中国家开始走上国际发展援助的舞台，从受援国逐渐转变为援助国（Walz and Ramachandran, 2011）。同时，伴随着中国“走出去”的步伐加快，中国对外援助也迎来快速增长期，其规模与范围已经赶超部分传统援助国，尤其是对非援助，其一举一动备受

国际社会的关注。已有研究表明,中国援助可以弥补非洲国家公共支出的不足(冯凯等,2021),既带动了非洲国家基础设施的改善,缓解了制约其经济增长的主要因素(Bräutigam,2009),又为非洲各国传授适用的发展经验(Dreher and Fuchs,2015),因此显著地促进了其经济增长。此外,中国对外援助资金是以优惠贷款形式为主的,为了保证贷款回收的可靠性,更倾向于将资金分配给经济增长较快、发展水平较高的国家(Dreher *et al.*,2018)。当然也有一些研究对中国援助的有效性提出质疑,认为其缺乏透明度(Strange *et al.*,2017),增加了受援国的债务负担与腐败程度(Onjala,2018),从而不利于其经济长期增长。因此,面对国际社会时常出现的批评中国对非援助的声音,需要进一步的研究来澄清这些非议。

综上所述,现有研究证实对外援助可以促进受援国的经济增长,同时受援国的经济增长水平也是援助国在分配援助资金时需要重点考虑的因素。这表明对外援助与受援国经济增长之间有潜在的双向因果关系。因此单方面研究援助对经济增长的作用或经济增长对援助的影响是不全面的,二者之间的关系可能比通常认识到的更为重要。变量间的双向因果关系在经济学研究中普遍存在,然而绝大部分研究都只关注了问题的一个侧面,即通过合理选取外生工具变量等方法,克服变量间可能存在的反向影响,进而识别一个变量对另一个变量的单向影响。这种做法虽然可以进行较为严格的因果推断,但是却难以完整地刻画变量间的动态关系,进而探索其反馈机制。尽管这种双向因果关系带来的内生性问题使得实证研究中存在识别困难,但也使得研究这种动态关系变得更有意义。

为了完整地揭示出中国对非援助与非洲国家经济增长之间的动态关系,本文将增长与援助纳入统一分析框架中进行研究,在考虑二者自身滞后期影响的基础上,采用扩展的经典动态面板估计策略解决二者之间存在的双向因果问题,重点关注援助与增长之间的同期影响。同时,现有研究多从援助资金的流向角度考查其可能存在的异质性。考虑到中国对外援助既包含传统意义上的官方发展援助(ODA),也包含优惠程度较低的其他官方融资(OOF),为了增强中国对外援助与OECD国家官方发展援助的可比性,本文也考查了优惠程度不同的援助资金与经济增长之间的动态关系。此外,本文还进一步利用PSVAR模型的脉冲响应函数展示援助与增长之间的动态影响。

三、实证策略

(一) 模型设定

本文研究经济增长与援助之间的动态关系,因此既要加入各变量的滞后期以体现其自身的动态影响,又要考虑变量间存在的同期双向因果关系。不

失一般性地，可以用如下联立方程组表示：

$$\begin{cases} gdp_{i,t} = f(gdp_{i,t-1}, aid_{i,t}) + e_{i,t} \\ aid_{i,t} = g(aid_{i,t-1}, gdp_{i,t}) + u_{i,t} \end{cases}, \quad (1)$$

其中， $gdp_{i,t}$ 和 $aid_{i,t}$ 分别代表非洲国家 i 在时间 t 的经济增长状态以及收到的中国援助， $e_{i,t}$ 和 $u_{i,t}$ 分别为两个单方程中存在的不可观测的扰动项。同时在每个方程中加入一组外生的时变变量 $x_{i,t}$ 以及 ν_i 和 ω_i 项以表示个体不随时间变化的固定效应。为了概述我们的识别策略，有如下线性同期动态联立方程组：

$$\begin{cases} gdp_{i,t} = \gamma_1 gdp_{i,t-1} + \beta_1 aid_{i,t} + \Gamma_1 x_{i,t} + \nu_i + e_{i,t} \\ aid_{i,t} = \gamma_2 aid_{i,t-1} + \beta_2 gdp_{i,t} + \Gamma_2 x_{i,t} + \omega_i + u_{i,t} \end{cases}. \quad (2)$$

对方程组进行差分变换以消除个体固定效应，得到一阶差分线性同期动态联立方程组：

$$\begin{cases} \Delta gdp_{i,t} = \gamma_1 \Delta gdp_{i,t-1} + \beta_1 \Delta aid_{i,t} + \Gamma_1 \Delta x_{i,t} + \Delta e_{i,t} \\ \Delta aid_{i,t} = \gamma_2 \Delta aid_{i,t-1} + \beta_2 \Delta gdp_{i,t} + \Gamma_2 \Delta x_{i,t} + \Delta u_{i,t} \end{cases}. \quad (3)$$

(二) 估计方法

援助与经济增长之间的动态关系意味着需要采用动态面板的方法进行估计，即对于方程组 (3)，我们重点关注的是参数 γ_1 、 γ_2 、 β_1 以及 β_2 。目前，动态面板的估计方法主要包括差分 GMM 和系统 GMM 两种。如果不考虑变量间的双向因果关系，那么按照传统差分 GMM 方法，在满足扰动项 $e_{i,t}$ 和 $u_{i,t}$ 序列不相关的假设下：

$$\begin{aligned} E[e_{i,t} | gdp_{i,t-1}, gdp_{i,t-2}, gdp_{i,t-3}, \dots; aid_{i,t}, aid_{i,t-1}, aid_{i,t-2}, \dots] &= 0 \\ E[u_{i,t} | aid_{i,t-1}, aid_{i,t-2}, aid_{i,t-3}, \dots; gdp_{i,t}, gdp_{i,t-1}, gdp_{i,t-2}, \dots] &= 0 \end{aligned} \quad (4)$$

可以分别使用 $gdp_{i,t}$ 和 $aid_{i,t}$ 的两阶及以上的滞后项作为 $\Delta gdp_{i,t-1}$ 和 $\Delta aid_{i,t-1}$ 的工具变量，对差分方程组 (3) 中的每个方程进行单独估计 (Arellano and Bond, 1991)。在面板数据满足 $T \geq 3$ 且 N 较大的情况下，可以得到感兴趣参数的一致估计。这种估计方法的思路是，控制了个体效应以及一系列相关变量后，扰动项中剩余的部分是随机的。被解释变量的滞后项与其一阶差分项相关但与扰动项不相关，因此可以作为有效的工具变量进行估计。但是差分 GMM 方法只估计了差分方程，可能造成信息损失，且在短面板情况下，差分 GMM 方法还会产生弱工具变量问题而造成估计偏差。因此，Arellano and Bover (1995) 以及 Blundell and Bond (1998) 进一步假定被解释变量的一阶差分项与固定效应不相关，从而可以使用被解释变量的差分项作为其滞后项的工具变量，并与单个差分方程结合，形成系统 GMM 估计法。由于系统 GMM 方法同时考虑了差分方程与水平方程，可以为模型识别提供

更多的信息 (王永进等, 2010), 成为解决潜在的遗漏变量偏差、内生性和同期性问题的有效方法 (Ullah *et al.*, 2018)。

但是在双向因果关系存在的前提下, $aid_{i,t}$ 与 $e_{i,t}$ 相关, 任何对 $gdp_{i,t}$ 的冲击都会对 $aid_{i,t}$ 产生影响; $gdp_{i,t}$ 和 $u_{i,t}$ 之间也同样如此。差分 GMM 和系统 GMM 所依赖的扰动项序列不相关的假设得不到满足, 因此得到的系数估计值是不一致的 (Hsiao and Zhou, 2015)。为了解决这个问题, 我们参考 Al-loush (2020) 的思路, 放松扰动项与同期变量之间序列不相关的假设。在面板数据满足 $T \geq 4$ 的前提下 (以 $T=4$ 为例), 可以得到**假设 1**:

假设同期动态联立方程组的扰动项 $e_{i,t}$ 和 $u_{i,t}$ 满足:

$$\begin{aligned} E[e_{i,t} | gdp_{i,t-1}, gdp_{i,t-2}, \dots; aid_{i,t-1}, aid_{i,t-2}, \dots] &= 0 \\ E[u_{i,t} | aid_{i,t-1}, aid_{i,t-2}, \dots; gdp_{i,t-1}, gdp_{i,t-2}, \dots] &= 0 \end{aligned} \quad (5)$$

为了使假设 1 成立, 每个方程的扰动项与因变量自身和同期变量的 $t-1$ 期及以后的滞后项不相关。因此, 方程组 (2) 中的每个水平方程均假设扰动项与因变量自身和同期变量的 $t-1$ 期及以后差分项不相关, 方程组 (3) 中的每个差分方程均假设扰动项与因变量自身和同期变量的 $t-2$ 期及以后的滞后项不相关。进而可以采用系统 GMM 的方法, 联合估计水平方程组 (2) 与差分方程组 (3), 得到其可以被识别的矩条件为:

$$\begin{aligned} E(Z_{i,t}^{A1'} U_{i,t}^1) &= 0, \\ E(Z_{i,t}^{A2'} U_{i,t}^2) &= 0, \end{aligned} \quad (6)$$

其中:

$$\begin{aligned} Z_{i,t}^{A1} &= \begin{bmatrix} \Delta gdp_{i,t-1} & \Delta aid_{i,t-1} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Delta aid_{i,t-1} & \Delta gdp_{i,t-1} \end{bmatrix}, \\ Z_{i,t}^{A2} &= \begin{bmatrix} gdp_{i,t-2} & aid_{i,t-2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & aid_{i,t-2} & gdp_{i,t-2} \end{bmatrix}. \end{aligned} \quad (7)$$

为了识别同期动态联立方程组中的 4 个系数, 我们找到了 8 个矩条件。在满足假设 1 的前提下, 这些矩条件全部为 0。对于需要识别的 4 个系数来说, 我们的估计策略存在过度识别的可能性。因此必须对结果进行过度识别检验。

假设 1 是比序列外生性 (当期和上期的扰动项不存在必然的关联) 更弱的条件, 其同期性暗示着两个方程的扰动项 $e_{i,t}$ 和 $u_{i,t}$ 可以存在同期相关, 但不能序列相关。图 1 展示了假设 1 成立的条件下, $gdp_{i,t}$ 和 $aid_{i,t}$ 之间的动态关系。在假设 1 下, 滞后的同期变量不能对因变量产生直接的影响, 只能通过影响滞后的因变量以及同期变量自身, 进而对因变量产生影响。这种假设意味着对一个时期某个国家的经济增长冲击可以通过状态依赖性影响下一个时期该国的经济增长, 但不能影响在下一个时期发生冲击的可能性。对于援助来说, 亦是如此。

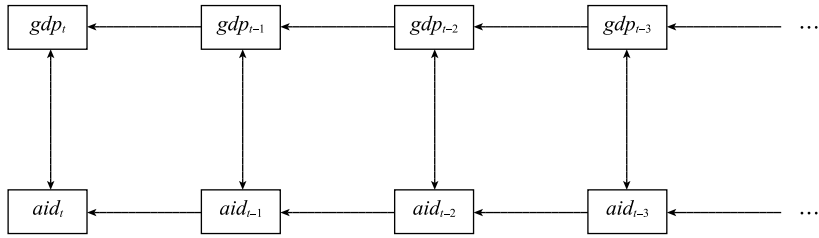


图 1 假设 1 成立下变量间的动态关系

由于假设 1 中没有考虑到扰动项的序列相关性，这可能会导致估计结果存在偏差。因此可以进一步放松扰动项序列不相关假设，得到限制性较小的假设 2：

假设同期动态联立方程组的扰动项 $e_{i,t}$ 和 $u_{i,t}$ 满足：

$$E[e_{i,t} | gdp_{i,t-2}, gdp_{i,t-3}, \dots; aid_{i,t-2}, aid_{i,t-3}, \dots] = 0,$$

$$E[u_{i,t} | aid_{i,t-2}, aid_{i,t-3}, \dots; gdp_{i,t-2}, gdp_{i,t-3}, \dots] = 0. \quad (8)$$

为了使假设 2 成立，每个方程的扰动项与因变量自身与同期变量的 $t - 2$ 期及以后的滞后项不相关。因此，方程组 (2) 中的每个水平方程均假设扰动项与因变量自身及同期变量的 $t - 2$ 期及以后的差分项不相关，方程组 (3) 中的每个差分方程均假设扰动项与因变量自身及同期变量的 $t - 3$ 期及以后的滞后项不相关。采用相似的方法，同期动态联立方程组可以被识别的矩条件为：

$$E(Z_{i,t}^{B1'} U_{i,t}^1) = 0,$$

$$E(Z_{i,t}^{B2'} U_{i,t}^2) = 0, \quad (9)$$

其中：

$$Z_{i,t}^{B1} = \begin{pmatrix} \Delta gdp_{i,t-2} & \Delta aid_{i,t-2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Delta aid_{i,t-2} & \Delta gdp_{i,t-2} \end{pmatrix}, \quad (10)$$

$$Z_{i,t}^{B2} = \begin{pmatrix} gdp_{i,t-3} & aid_{i,t-3} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & aid_{i,t-3} & gdp_{i,t-3} \end{pmatrix}.$$

此时，同样可以得到 8 个矩条件。在假设 2 成立的条件下，扰动项可以存在 AR (1) 过程，即 $e_{i,t}$ 、 $u_{i,t}$ 与 $e_{i,t-1}$ 、 $u_{i,t-1}$ 之间存在序列相关性。图 2 展示了假设 2 成立的条件下， $gdp_{i,t}$ 和 $aid_{i,t}$ 之间的动态关系。在假设 2 下，因变量的 $t - 2$ 期及以后可以通过自身及同期变量的 $t - 1$ 期对 t 期产生影响。与假设 1 相比，在移除水平方程组工具变量矩阵中各变量的 $t - 1$ 期以及差分方程组工具变量矩阵中各变量的 $t - 2$ 期后，假设 2 的限制条件进一步放松，且兼容假设 1。

本文将同时使用假设 1 与假设 2 对研究样本进行估计。虽然假设 2 相对宽松，可能适用于更多的情况，但如果扰动项之间不存在序列相关性，假设 1 下得到的结果更具有有一致性，且在小样本数据中具有更好的收敛性

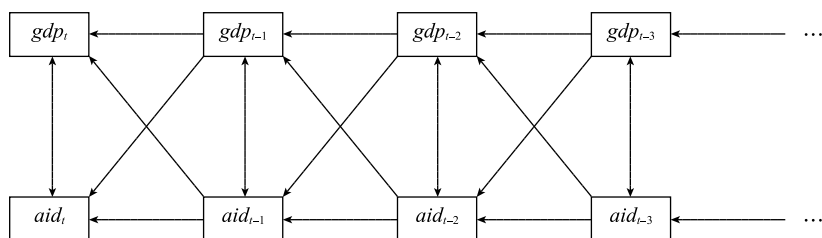


图2 假设2成立下变量间的动态关系

(Alloush, 2020)。因此本文将以假设1为基础进行回归,并采用假设2进行验证。考虑到两步GMM估计法比一步GMM估计法更不容易受到异方差的干扰,但在有限样本的条件下得到的标准误可能偏小(Roodman, 2009),因此本文采用Windmeijer(2005)提出的方法对标准误进行校正。此外为了检验工具变量的合理性以及残差项的序列相关性,还将采用Hansen检验与AR检验保证估计结果的有效性。

四、变量选取与数据说明

(一) 核心变量

1. 经济增长

本文采用人均GDP增长量(gdp)度量非洲各国的经济增长水平。考虑到经济增长的收敛性,参照Rodrik(2013)的做法,在所有的回归中均考虑了无条件收敛,即在以人均GDP增长量为因变量的回归模型中控制初始经济水平(gdp_c)(Barro, 1991)。此外,已有文献研究表明经济复杂度(eci)与国家未来经济增长之间存在高度的相关性(Hausmann *et al.*, 2014),Hausmann and Xu(2019)也证实经济复杂度对经济增长具有明显的因果关系。因此本文也将进一步采用经济复杂度作为替代变量来考察援助与经济增长之间的动态关系。

2. 对外援助

本文另一个核心变量为中国对非援助。由于中国尚未公布详细的官方援助数据,因此本文采用威廉与玛丽学院(College of William & Mary)全球研究中心AidData数据库提供的中国官方财务数据集1.0版。该数据集采用媒体调查的方法,搜集了2000—2014年间中国对世界上140个国家和地区5466个援助项目的信息¹,为本文的研究提供了重要的数据支持。但是AidData提供的中

¹ 由于媒体调查数据存在缺失与重复计入问题,因此AidData数据库提供了用于识别信息可靠程度的字段加以解决。在排除这些不可靠的项目信息后,中国对外援助项目数量为4314项,其中对于非洲地区的援助为2345项。

国对非援助数据中，既包含了类似传统 OECD-DAC 国家提供的 ODA，也有一部分来自国家开发银行和中国进出口银行等部门承担的优惠贷款、出口信贷等形式的 OOF。后者的优惠标准或援助意图并未达到 OECD-DAC 定义的官方发展援助，但可以包含进广义的中国援助中。为了更加准确地识别中国对非援助与经济增长的关系并增加结果分析的可比性，本文采用 AidData 的做法，将 ODA 与 OOF 相区分，其中 ODA 仅包含那些资金意图为促进受援国经济发展与福利且优惠水平不低于 25%（折合计算）的部分，其余项目合并归入 OOF 中。在实证分析中，本文将主要使用中国对非援助金额进行回归。考虑到 AidData 中记录的部分援助项目没有金额信息²，本文也将采用援助的项目数量作为替代变量（Dreher *et al.*, 2017）进行稳健性检验。

（二）控制变量

本文主要关注的问题是如何识别中国对非援助与非洲国家经济增长之间的动态关系，因此在回归结果中重点考查援助与增长变量的回归系数。在回归前首先采用差分方法转化线性同期动态联立方程组，以消除非洲各国非时变变量如地理位置等对结果的影响。为了使回归结果更加可靠，本文又进一步选取部分影响非洲国家宏观经济情况的外生时变变量加以控制：（1）人力资本水平（*hc*），借鉴 Barro and Lee（2013）的思路并考虑到非洲国家数据的可获得性，选用高等院校入学率作为人力资本水平的代理变量；（2）通货膨胀（*infl*），参考 Moral-Benito *et al.*（2019）的做法，选取按 GDP 平减指数衡量的年通货膨胀率来反映非洲各国宏观经济的波动；（3）制度质量（*inst*），将世界治理指数中提供的 6 项指标取平均值以反映非洲各国整体的制度水平（王永钦等，2014）。此外，为了排除其他国家援助的影响，本文还控制了非洲国家收到的其他国家援助金额（*otheraid*）。

（三）数据来源

除援助数据外，本文所使用的经济复杂度指数来自哈佛大学国际发展中心（CID）增长实验室；通货膨胀率来自国际货币基金组织 IFS 数据库；制度质量来自世界银行发布的世界治理指标数据库（WGI）；其他数据如经济增长水平、初始经济水平、人均 GDP 增长率、人力资本水平以及其他国家对非援助金额等数据来自世界银行发布的世界发展指标数据库（WDI）。考虑到数据的可获得性以及回归中工具变量阶数，本文最终选取 49 个非洲国家 2000—2017 年的面板数据作为研究样本，其中包括 6 个北非国家以及 43 个撒哈拉以

² 2 345 项援助非洲的项目中有 959 项没有明确的援助金额，标记为 0。

南非洲国家。³同时为了消除价格波动对研究造成的影响,所有金额类数据均以2010年不变价美元为基准进行现值调整,并采用对数形式。表1中列出了所用变量的说明与描述性统计。

表1 变量说明与描述性统计

变量名称	变量说明	均值	方差	最大值	最小值
<i>gdp</i>	经济增长水平(人均GDP增加值,美元对数)	1.840	3.210	8.620	-8.930
<i>gdp_c</i>	初始经济水平(人均GDP初始值,美元对数)	6.960	1.230	9.230	0
<i>eci</i>	经济复杂度指数(以HS产品分类计算)	-0.580	0.630	0.480	-2.900
<i>aidall</i>	中国对非总援助的金额(美元对数)	9.260	8.770	21.77	0
<i>aidalln</i>	中国对非总援助的项目数量(项)	2.640	3.310	33	0
<i>oda</i>	中国对非官方发展援助的金额(美元对数)	8.050	8.400	21.46	0
<i>odan</i>	中国对非官方发展援助的项目数量(项)	2.090	2.490	15	0
<i>hc</i>	人力资本水平(高等院校入学率,%)	6.380	9.670	60.50	0
<i>infl</i>	通货膨胀率(GDP平减指数衡量,%)	11.96	90.84	2.630	-29.69
<i>inst</i>	制度质量	-0.610	0.610	0.880	-2.060
<i>otheraid</i>	其他国家对非援助的金额(美元对数)	19.47	2.580	23.22	0

五、实证模型估计与结果分析

(一) 基准回归结果

在基准回归中,本文采用逐步回归法,在假设1与假设2成立的条件下,分别估计中国对非援助与非洲国家经济增长之间的相互影响。考虑到每个非洲国家都有其个体的独特性,因此相关统计推断均使用国家层面的聚类稳健标准误。在基准回归中,采用Hansen检验得到的所有 P 值均大于0.1,因此不能拒绝所有工具变量均有效的原假设,说明工具变量矩阵的设定是有效的。此外,对于假设1而言,所有的AR(1)检验的 P 值均小于0.1,所有AR(2)检验的 P 值均大于0.1,表明残差项中只存在一阶序列相关且不存在二阶序列相关;对于假设2而言,由于允许扰动项之间存在一阶序列相关,其AR(3)

³ 49个非洲国家包括:阿尔及利亚、安哥拉、贝宁、博茨瓦纳、布隆迪、喀麦隆、佛得角、中非、乍得、科摩罗、刚果(金)、吉布提、埃及、赤道几内亚、厄立特里亚、埃塞俄比亚、加蓬、加纳、几内亚、几内亚比绍、科特迪瓦、肯尼亚、莱索托、利比里亚、利比亚、马达加斯加、马拉维、马里、毛里塔尼亚、毛里求斯、摩洛哥、莫桑比克、纳米比亚、尼日尔、尼日利亚、刚果(布)、卢旺达、塞内加尔、塞舌尔、塞拉利昂、南非、南苏丹、苏丹、坦桑尼亚、多哥、突尼斯、乌干达、赞比亚、津巴布韦。其中阿尔及利亚、埃及、利比亚、摩洛哥、苏丹、突尼斯为样本中的北非国家,其余为撒哈拉以南非洲国家。

检验的 P 值应大于 0.1。因此本文模型设定是合理的。

在假设 1 成立的条件下，本文采用系统 GMM 方法对水平方程组 (2) 和差分方程组 (3) 进行联合估计，相关结果列于表 2 中的第 (1)–(4) 列。在控制初始经济水平的前提下，得到以下两个结果：首先，从因变量自身的角度看，非洲国家经济增长水平的滞后期与中国对非总援助金额的滞后期均显著为正，这表明二者自身均有很强的动态累积效应；其次，从同期变量的角度看，中国对非援助显著地促进了非洲国家的经济增长水平，而非洲国家的经济增长水平也显著地影响了中国对非援助的分配。在加入其他控制变量后，这种动态关系并未发生改变。中国对非援助总金额增加 1%，使得非洲经济增长增加约 0.1%，而同期非洲国家经济增长 1%，会吸引中国对非援助总金额增加约 0.96%。进一步，我们将假设 1 放松至假设 2，允许扰动项存在一阶序列自相关，结果列于第 (5)–(6) 列。⁴ 与假设 1 相比，因变量自身与同期变量的系数均显著为正，援助与经济增长之间存在明显的双向因果关系。这表明中国对非援助与非洲国家经济增长之间存在正反馈回路，中国对非援助的增加会促进受援国经济增长，进而提升其发展潜力，吸引更多的中国援助，增进援助资金供给的确定性，从而形成一个良性循环。

表 2 基准回归结果

	假设 1				假设 2	
	<i>gdp</i>	<i>aidall</i>	<i>gdp</i>	<i>aidall</i>	<i>gdp</i>	<i>aidall</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L. <i>gdp</i>	0.368*** (0.09)		0.383*** (0.08)		0.278** (0.12)	
<i>gdp</i>		1.029*** (0.25)		0.957*** (0.23)		0.998*** (0.26)
<i>aidall</i>	0.087*** (0.02)		0.095*** (0.02)		0.106*** (0.02)	
L. <i>aidall</i>		0.419*** (0.05)		0.392*** (0.05)		0.616*** (0.05)
控制变量			是	是	是	是
AR (1)	[0.001]	[0.000]	[0.001]	[0.000]	[0.003]	[0.000]
AR (2)	[0.540]	[0.205]	[0.508]	[0.250]	[0.751]	[0.106]
AR (3)	[0.189]	[0.447]	[0.196]	[0.426]	[0.201]	[0.415]

⁴ 本文余下的回归表格中均只报告了假设 1 成立条件下因变量自身和同期变量的估计结果。相应的假设 2 成立条件的估计结果备索。

(续表)

	假设 1				假设 2	
	<i>gdp</i>	<i>aidall</i>	<i>gdp</i>	<i>aidall</i>	<i>gdp</i>	<i>aidall</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Hansen <i>J</i> 统计量	48.767	47.812	45.995	46.589	46.363	47.701
	[0.890]	[0.908]	[0.936]	[0.928]	[0.790]	[0.747]
观测值	833	833	833	833	833	833

注：解释变量前的 L. 表示滞后 1 期；圆括号内为聚类稳健标准误，方括号内为相应检验统计量的 *P* 值；*、**和***分别代表 10%、5%和 1%显著水平。限于篇幅，表中省略了控制变量与常数项的回归结果。下同。

(二) 稳健性检验

为检验基准回归结果的可靠性，本文将从两个方面进行稳健性检验：

1. 替换核心变量

首先，AidData 数据库中很多援助项目没有金额信息，这既可能是一些援助项目无法用具体的金额加以表示（如援外医疗等），也可能是媒体信息披露不足导致信息无法获取。因此，在保持其余控制变量不变的基础上，本文采用援助项目数量代替援助项目金额进行回归，相关结果列于表 3 中的第 (1)—(2) 列。援助项目对经济增长水平的回归系数仍然显著为正，且经济增长水平对援助项目的影响也未发生变化。其次，在第 (3)—(4) 列，本文用经济复杂度来代表一国的经济增长潜力，采用同样的方法进行联合估计，结果发现援助与经济复杂度之间的动态关系仍然存在。这表明核心解释变量的替换并不会改变本文的主要结论。

表 3 稳健性检验 I —— 替换核心变量

	<i>gdp</i>	<i>aidalln</i>	<i>eci</i>	<i>aidalln</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
L. <i>gdp</i>	0.375***			
	(0.01)			
<i>gdp</i>		0.285***		
		(0.02)		
<i>aidalln</i>	0.171***		0.006***	
	(0.02)		(0.00)	
L. <i>aidalln</i>		0.479***		0.479***
		(0.01)		(0.00)

(续表)

	<i>gdp</i>	<i>aidalln</i>	<i>eci</i>	<i>aidalln</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L. eci</i>			0.552***	
			(0.02)	
<i>eci</i>				3.536***
				(0.24)
控制变量	是	是	是	是
AR (1)	[0.000]	[0.001]	[0.000]	[0.000]
AR (2)	[0.488]	[0.125]	[0.512]	[0.074]
Hansen <i>J</i> 统计量	46.349	44.998	38.376	45.847
	[0.953]	[0.966]	[0.885]	[0.641]
观测值	833	833	833	833

2. 分样本检验

首先,受 2008 年全球经济危机的影响,各国的经济可能存在结构性改变。为此在表 4 中的第 (1)–(4) 列,本文以 2008 年全球经济危机为间断点构造了两个样本,分别估计经济危机前后中国对非援助与非洲国家经济增长之间的动态关系。结果表明经济危机前后援助与经济增长之间仍然存在稳定的动态关系,经济危机并未破坏中国对非援助与非洲国家经济增长之间的良性循环。其次,鉴于南北非洲在地理环境、经济基础等方面存在较大的差异,为了消除南北非洲样本选择偏误对文章结果造成的影响,本文在样本中剔除了 6 个北非国家,采用同样的方法进行估计,相关结果列于第 (5)–(6) 列。线性同期动态联立方程组中的因变量自身和同期变量的系数均显著为正,这也表明南北非洲样本选择并未改变本文的核心结论。

表 4 稳健性检验 II——分样本检验

	经济危机前		经济危机后		撒哈拉以南非洲	
	<i>gdp</i>	<i>aidalln</i>	<i>gdp</i>	<i>aidalln</i>	<i>gdp</i>	<i>aidalln</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L. gdp</i>	0.310***		0.165***		0.372***	
	(0.07)		(0.01)		(0.01)	
<i>gdp</i>		0.117**		0.392***		0.303***
		(0.05)		(0.01)		(0.02)
<i>aidalln</i>	0.055 *		0.246***		0.148***	
	(0.03)		(0.01)		(0.02)	

(续表)

	经济危机前		经济危机后		撒哈拉以南非洲	
	<i>gdp</i>	<i>aidalln</i>	<i>gdp</i>	<i>aidalln</i>	<i>gdp</i>	<i>aidalln</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L. aidalln</i>		0.374*** (0.03)		0.482*** (0.01)		0.447*** (0.01)
控制变量	是	是	是	是	是	是
AR (1)	[0.002]	[0.070]	[0.010]	[0.000]	[0.000]	[0.002]
AR (2)	[0.181]	[0.246]	[0.997]	[0.405]	[0.589]	[0.204]
Hansen <i>J</i> 统计量	22.812 [0.198]	29.308 [0.045]	46.543 [0.368]	46.158 [0.383]	40.111 [0.994]	39.837 [0.994]
观测值	392	392	441	441	731	731

(三) 异质性检验

为了检验不同口径的援助是否会对本文结果造成影响,也为了增强中国援助与其他国家援助的可比性,本文还在总援助中剔除 OOF,以考查狭义上的援助相比广义上的总援助是否发生改变。表 5 中的第(1)–(2)列展示了中国对非 ODA 金额与非洲国家经济增长之间的回归结果。可以看出援助与经济增长之间的互动关系仍然十分明显。此外,我们还将对非 ODA 金额替换成相应的项目数量(第(3)–(4)列),结果表明无论是采用项目金额还是项目数量,中国对非 ODA 与非洲国家的经济增长之间均存在紧密的互动联系。这也进一步证实,在充分考虑各种可能影响回归结果的稳健性与异质性因素后,中国对非援助与经济增长之间的动态关系是显著的,二者之间的良性互动形成了正反馈回路。

表 5 异质性检验

	<i>gdp</i>	<i>oda</i>	<i>gdp</i>	<i>odan</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L. gdp</i>	0.397*** (0.02)		0.415*** (0.02)	
<i>gdp</i>		0.751*** (0.05)		0.191*** (0.01)
<i>oda</i>	0.096*** (0.01)			
<i>L. oda</i>		0.360*** (0.01)		

(续表)

	<i>gdp</i>	<i>oda</i>	<i>gdp</i>	<i>odan</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>odan</i>			0.211*** (0.02)	
L. <i>odan</i>				0.435*** (0.00)
控制变量	是	是	是	是
AR (1)	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
AR (2)	[0.507]	[0.782]	[0.414]	[0.200]
Hansen <i>J</i> 统计量	43.806 [0.961]	46.522 [0.929]	46.199 [0.888]	47.029 [0.870]
观测值	833	833	833	833

六、扩展性研究——援助与增长的动态效应

(一) PSVAR 模型的构建

为了进一步展示援助与经济增长之间的动态关系，本文在面板向量自回归 (PVAR) 模型的基础上将结构因素引入其中，构建 PSVAR 模型。为使研究问题更加聚焦，本节对同期动态联立方程组 (3) 进行了适当简化，暂时不考虑其他控制变量的影响，则有：

$$AY_{i,t} = BY_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

其中 $Y_{i,t} = (\Delta gdp_{i,t} \quad \Delta aid_{i,t})'$, $\varepsilon_{i,t} = (\Delta e_{i,t} \quad \Delta u_{i,t})'$, 矩阵 $A = \begin{bmatrix} 1 & -\beta_1 \\ -\beta_2 & 1 \end{bmatrix}$ 反

映了经济增长与援助之间的同期关系即内生性，矩阵 $B = \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 \\ 0 & \gamma_2 \end{bmatrix}$ 表示变量的滞后期对当期值的影响。假设矩阵 A 非退化，在方程 (11) 两边同时左乘 A^{-1} ，即可得到其相应的简化式：

$$Y_{i,t} = A^{-1}BY_{i,t-1} + A^{-1}\varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

为了识别 PSVAR 模型，需要对矩阵 A 进行假设。沿用 Cholesky 分解的思路，本文将矩阵 A 设为下三角矩阵且主对角线元素全部为 1，这表明对于指定顺序的向量 $Y_{i,t}$ ，援助对经济增长的同期影响为 0，但经济增长对援助的同期影响不为 0。这种约束假设的潜在含义是，当期援助的分配受到受援国经济增长的影响，但援助对经济增长的促进作用要在之后的时间内才能显现出来。但是应用 Cholesky 约束来识别 PSVAR 模型，其结果依赖于变量的排序。考虑到主要研究变量间的同期互动关系，本文也将改变向量 $Y_{i,t}$ 的顺序，并对结果进行比照分析。

应用 Wold 分解定理计算变量的脉冲响应函数, 可得:

$$Y_{i,t} = \sum_{j=0}^{\infty} (A^{-1}B)^j A^{-1} \epsilon_{i,t-j}. \quad (13)$$

方程 (13) 可以计算经济增长或援助的冲击对因变量的影响。例如, 在 $t-j$ 期, 1 单位援助的冲击对因变量的影响为:

$$\frac{\partial Y_{i,t}}{\partial u_{i,t-j}} = (A^{-1}B)^j A^{-1} u_1, \quad (14)$$

其中 $u_1 = (0 \ 1)'$ 。将其无限期加总即得到冲击的总影响为:

$$\frac{\partial Y_{i,t+j}}{\partial u_{i,t}} = \sum_{j=0}^{\infty} (A^{-1}B)^j A^{-1} u_1 = [I - (A^{-1}B)]^{-1} A^{-1} u_1. \quad (15)$$

本文仍然采用相同的数据, 使用 Arellano-Bond 方法, 首先将数据取对数并转换为一阶差分形式, 以消除个体固定效应; 其次采用二阶及以上的水平滞后值作为差分方程的工具变量进行估计 (Góes, 2016); 最后将响应期设为 20 期, 重复抽样 1 000 次, 从而得到 90% 置信区间下变量间的脉冲响应函数图。

(二) 脉冲响应分析

在 PSVAR 模型中, 我们主要关注不同内生变量对其他变量变动 1% 的平均响应。图 3 和图 4 分别展示了不同顺序下变量的脉冲响应结果, 各图分别代表了经济增长与总援助的冲击如何影响自身与同期变量。

在图 3 (1) 和图 3 (4) 中, 经济增长与总援助对自身的冲击表现出平稳的自回归过程, 从第 1 期开始逐期下降。图 3 (2) 展示了经济增长对总援助的影响, 可以看出, 经济增长 1%, 会使援助从当期开始逐期增加, 在第 6 期达到峰值 1.1% 后, 逐步衰减且置信区间带宽增大, 不确定性增加。在图 3 (3) 中, 本文假定总援助对经济增长不存在同期影响, 但总援助的滞后值对经济增长的影响仍然十分明显, 平均来看, 总援助每增加 1%, 会使得经济增长最多增加 0.9% (第 8 期)。

为了克服 Cholesky 约束对变量顺序的敏感性, 本文调整了 PSVAR 模型中变量的排序, 相应的结果呈现在图 4 中。与图 3 相比, 总援助与经济增长的自回归过程保持不变, 相互影响的趋势保持一致。图 4 (2) 展示了经济增长对总援助的脉冲响应结果。总援助每增加 1%, 会使得经济增长在第 6 期最高达到 1.15%, 与图 3 (3) 中的结果相比, 总援助对经济增长的同期影响使得脉冲响应函数的峰值更高, 达到峰值的时间更短。相应地, 在图 4 (3) 中展示了总援助对经济增长的脉冲响应结果。由于在此处假定了经济增长对总援助不存在同期影响, 相比于图 3 (2), 这使得经济增长 1% 对总援助的最大影响降至 0.8%, 且响应期延后至第 9 期。因此, 中国对非总援助与经济增长之间存在很强的双向因果关系, 且这种双向因果关系放大了二者之间相互影响的动态过程: 一方面, 经济发展越快的国家越容易受到中国援助资金的青睐, 另一方面, 中国对

非洲国家的援助也会进一步促进当地的经济增长。援助和经济增长之间形成动态的正反馈循环，二者之间的相互影响是累进性的，并且以积累的方式扩展(Thirlwall, 2017)。

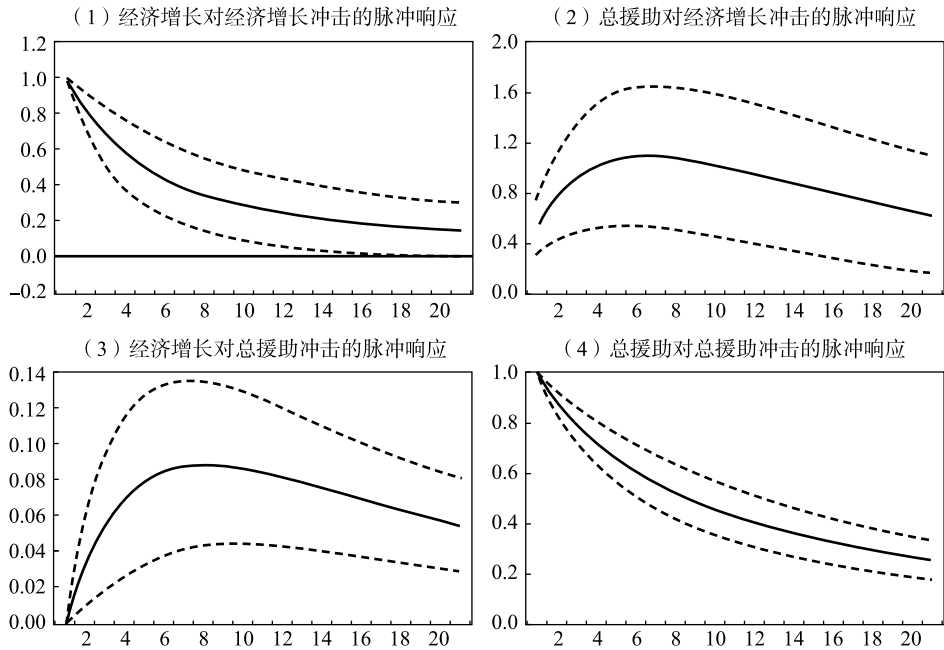


图 3 脉冲响应函数 I ($Y_{i,t} = (\Delta gdp_{i,t} \ \Delta aid_{i,t})'$)

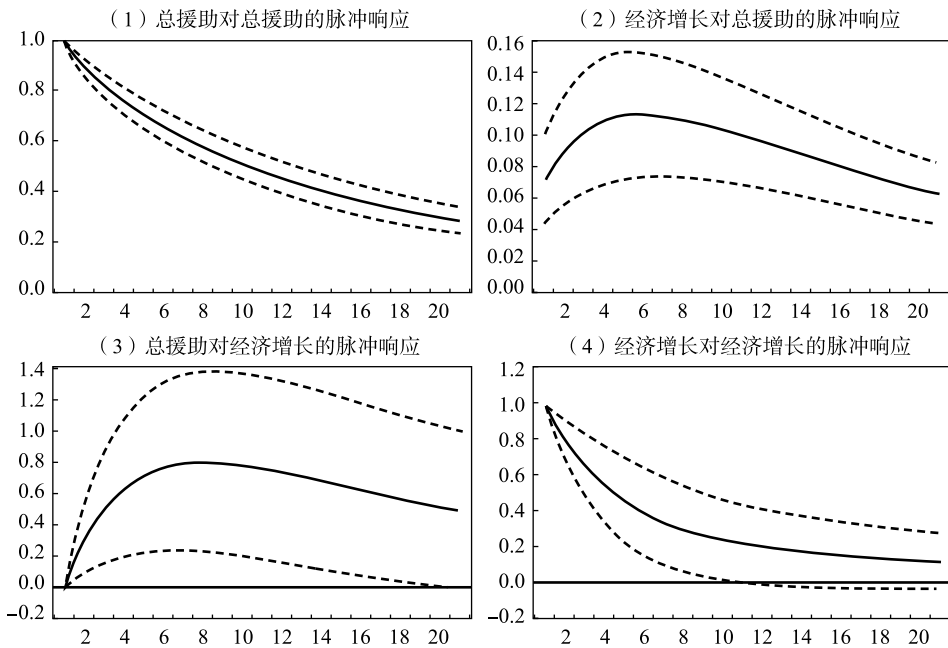


图 4 脉冲响应函数 II ($Y_{i,t} = (\Delta aid_{i,t} \ \Delta gdp_{i,t})'$)

七、研究结论与建议

中国对非洲国家的援助已经持续了半个多世纪,它既是中非传统友谊的有力见证,又是中国致力于开展南南合作取得的最重要成果,也是“一带一路”倡议下开展中非产能合作的重要基石。本文在总结对外援助与受援国经济增长之间相互关系的基础上,采用线性同期动态联立方程组刻画二者之间的动态关系,在经典动态面板模型估计方法的基础上放松其对扰动项序列不相关的严格假设,运用2000—2017年间49个非洲国家组成的面板数据,采用系统GMM方法对其进行联合估计,实证检验了二者之间动态关系。本文的研究表明:第一,中国对非援助与非洲国家经济增长之间存在很强的动态关系,中国援助可以促进非洲国家经济增长,而非洲国家的经济增长也会对中国援助有很强的吸引作用,二者之间存在正反馈机制。本文对基准回归结果进行稳健性与异质性检验,在替换核心变量以及分样本回归后发现,核心变量的显著性均未发生改变,表明上述结论是稳健的。第二,在中国对非总援助中严格剔除OOF只保留ODA后,这种动态关系也依然存在。第三,本文进一步将经济增长与援助之间的动态关系纳入PSVAR模型并分析其脉冲响应图后发现,与不考虑双向因果关系时相比,援助与经济增长的相互作用比通常认识到的更为重要。这种动态关系使得援助与经济增长的互相影响是累进性的,并且以积累的方式扩展。二者形成动态的正反馈循环,这使得其面对同期变量的冲击时响应的峰值更高,达到峰值的响应时间缩短。

本文不仅丰富了援助与经济增长之间关系的研究,也对正确理性地评价中国对非援助提供了实证支持。与传统援助国相比,中国对非洲国家的援助始终坚持不附加任何政治条件,更加关注援助资金对当地经济增长的直接驱动作用。本文的研究结果证实中国对非援助与非洲经济增长之间存在良性循环,这对非洲的经济发展将产生深远的影响。近年来,随着中非合作论坛以及“一带一路”合作倡议的落实,中国对非洲国家的援助金额稳步上升,援助体系机制不断发展,援助方式也日趋完善合理。在中国援助向国际发展合作转型升级的背景下,今后的对非援助一方面要继续发挥带动作用,将援助与经济参与相结合,以培育非洲国家增长潜力为重点,充分利用援助与经济增长之间的正反馈循环,合理增加中国对非援助规模,同时在援助资金分配上更加侧重于经济发展较快的受援国,提升援助资金的使用效率,满足其经济快速发展的需求;另一方面,应坚持做好对外宣传工作,并将对非援助的过程尽量公开化、透明化,打消其他国家的猜忌,使对非援助既能更好地服务于中国的国家利益,又能为非洲国家的经济增长带来强劲的动力。

参 考 文 献

- [1] Alloush, M., "Income, Psychological Well-being, and the Dynamics of Poverty", Working Paper, 2020.
- [2] Arellano, M., and O. Bover, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models", *Journal of Econometrics*, 1995, 68 (1), 29-51.
- [3] Arellano, M., and S. Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *The Review of Economic Studies*, 1991, 58 (2), 277-297.
- [4] Bacha, E. L., "A Three-Gap Model of Foreign Transfers and the GDP Growth Rate in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, 1990, 32 (2), 279-296.
- [5] Bandyopadhyay, S., S. Lahiri, and J. Younas, "Financing Growth Through Foreign Aid and Private Foreign Loans: Nonlinearities and Complementarities", *Journal of International Money and Finance*, 2015, 56, 75-96.
- [6] Barro, R. J., and J. W. Lee, "A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010", *Journal of Development Economics*, 2013, 104, 184-198.
- [7] Barro, R. J., "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106 (2), 407-443.
- [8] Blundell, R., and S. Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 1998, 87 (1), 115-143.
- [9] Bräutigam, D., *The Dragon's Gift: The Real Story of China in Africa*. Oxford: Oxford University Press, 2009.
- [10] Burnside, C., and D. Dollar, "Aid, Policies, and Growth", *American Economic Review*, 2000, 90 (4), 847-868.
- [11] Cali, M., and D. W. Te Velde, "Does Aid for Trade Really Improve Trade Performance?", *World Development*, 2011, 39 (5), 725-740.
- [12] Chauvet, L., and P. Guillaumont, "Aid, Volatility, and Growth Again: When Aid Volatility Matters and When It Does Not", *Review of Development Economics*, 2009, 13 (3), 452-463.
- [13] Clemens, M. A., S. Radelet, and R. R. Bhavnani, "Counting Chickens When They Hatch: Timing and the Effects of Aid on Growth", *The Economic Journal*, 2012, 122 (561), 590-617.
- [14] Cooray, N. S., and M. Shahiduzzaman, "Determinants of Japanese Aid Allocation: An Econometric Analysis", *International Development Series*, 2004, 2004 (4), 2-19.
- [15] Dreher, A., and A. Fuchs, "Rogue Aid? An Empirical Analysis of China's Aid Allocation", *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne D'économique*, 2015, 48 (3), 988-1023.
- [16] Dreher, A., A. Fuchs, and B. Parks, "Aid, China, and Growth: Evidence From a New Global Development Finance Dataset", AidData Working Paper, 2017.
- [17] Dreher, A., A. Fuchs, and B. Parks, "Apples and Dragon Fruits: The Determinants of Aid and Other Forms of State financing From China to Africa", *International Studies Quarterly*, 2018, 62 (1), 182-194.

- [18] Dutta, N., D. Mukherjee, and S. Roy, "Re-examining the Relationship between Domestic Investment and Foreign Aid: Does Political Stability Matter", *International Review of Applied Economics*, 2015, 29 (3), 259-286.
- [19] 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", 《国际贸易问题》, 2021 年第 11 期, 第 21—36 页。
- [20] Galiani, S., S. Knack, and L. C. Xu, "The Effect of Aid on Growth: Evidence From a Quasi-experiment", *Journal of Economic Growth*, 2017, 22 (1), 1-33.
- [21] Góes, C., "Institutions and Growth: A GMM/IV Panel VAR Approach", *Economics Letters*, 2016, 138, 85-91.
- [22] Gyimah-Brempong, K., and J. S. Racine, "Aid and Investment in LDCs: A Robust Approach", *The Journal of International Trade & Economic Development*, 2010, 19 (2), 319-349.
- [23] Hausmann, R., C. A. Hidalgo, and S. Bustos, *The Atlas of Economic Complexity: Mapping Paths to Prosperity*. Cambridge, MA: MIT Press, 2014.
- [24] Hausmann, R., and M. Xu, "Accounting for Revealed Comparative Advantage: Economic Complexity Redux", Working Paper, 2019.
- [25] Hsiao, C., and Q. Zhou, "Statistical Inference for Panel Dynamic Simultaneous Equations Models", *Journal of Econometrics*, 2015, 189 (2), 383-396.
- [26] Hudson, J., and P. Mosley, "Aid Policies and Growth: In Search of the Holy Grail", *Journal of International Development*, 2001, 13 (7), 1023-1038.
- [27] Lajili, O., and P. Gilles, "Financial Liberalization, Political Openness and Growth in Developing Countries: Relationship and Transmission Channels", *Journal of Economic Development*, 2018, 43 (1), 1-27.
- [28] Leshoro, T., "Foreign Aid and Economic Growth in South Africa: An Empirical Analysis Using Bounds Testing", *Journal of Economic and Financial Sciences*, 2013, 6 (1), 55-66.
- [29] Li, Y., "China's Debt Problem and Rising Systematic Risks: Impact of the Global Financial Crisis and Structural Problems", South Centre Research Paper, 2017.
- [30] 李荣林、冯凯, "对外援助的经济增长效应与机制研究", 《上海对外经贸大学学报》, 2020 年第 2 期, 第 51—64 页。
- [31] 林毅夫、张鹏飞, "后发优势、技术引进和落后国家的经济增长", 《经济学》(季刊), 2005 年第 5 卷第 1 期, 第 53—74 页。
- [32] Minoiu, C., and S. G. Reddy, "Development Aid and Economic Growth: A Positive Long-Run Relation", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2010, 50 (1), 27-39.
- [33] Moral-Benito E., P. Allison, and R. Williams, "Dynamic Panel Data Modelling Using Maximum Likelihood: An Alternative to Arellano-Bond", *Applied Economics*, 2019, 51 (20), 2221-2232.
- [34] Onjala, J., "China's Development Loans and the Threat of Debt Crisis in Kenya", *Development Policy Review*, 2018, 36, O710-O728.
- [35] Ouattara, B., and E. Strobl, "Aid, Policy and Growth: Does Aid Modality Matter?", *Review of World Economics*, 2008, 144 (2), 347-365.
- [36] Rajan, R., and A. Subramanian, "Does Aid Affect Governance?", *American Economic Review*, 2007, 97 (2), 322-327.

- [37] Rodrik, D., "Unconditional Convergence in Manufacturing", *The Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128 (1), 165-204.
- [38] Roodman, D., "How to Doxtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata", *The Stata Journal*, 2009, 9 (1), 86-136.
- [39] Strange, A. M., A. Dreher, and A. Fuchs, "Tracking Underreported Financial Flows: China's Development Finance and the Aid-Conflict Nexus Revisited", *Journal of Conflict Resolution*, 2017, 61 (5), 935-963.
- [40] Svensson, J., "Aid, Growth and Democracy", *Economics & Politics*, 1999, 11 (3), 275-297.
- [41] Thirlwall, A. P., and P. Pacheco-López, *Economics of Development: Theory and Evidence*. London: Macmillan, 2017.
- [42] Ullah, S., P. Akhtar, and G. Zaefarian, "Dealing with Endogeneity Bias: The Generalized Method of Moments (GMM) for Panel Data", *Industrial Marketing Management*, 2018, 71, 69-78.
- [43] Walz, J., and V. Ramachandran, "Brave New World: A Literature Review of Emerging Donors and the Changing Nature of Foreign Assistance", Center for Global Development Working Paper, 2011.
- [44] 王小林、刘倩倩, "中非合作: 提高发展有效性的新方式", 《国际问题研究》, 2012 年第 5 期, 第 69—81 页。
- [45] 王永进、盛丹、施炳展、李坤望, "基础设施如何提升了出口技术复杂度?", 《经济研究》, 2010 年第 7 期, 第 103—115 页。
- [46] 王永钦、杜巨澜、王凯, "中国对外直接投资区位选择的决定因素: 制度、税负和资源禀赋", 《经济研究》, 2014 年第 12 期, 第 126—142 页。
- [47] Windmeijer, F., "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators", *Journal of Econometrics*, 2005, 126 (1), 25-51.
- [48] Yu, Q., "Relocating China's Foreign Reserves", SPPM Working Paper, 2014.

Research on the Dynamic Relationship Between China's Aid to Africa and the Economic Growth of African Countries

KAI FENG* RONGLIN LI MO CHEN
(Nankai University)

Abstract Incorporating the bi-directional relationship of China's aid to Africa and the economic growth of African countries into the dynamic simultaneous equations, we empirically test the two-way causal relationship. We find that China's aid promotes the economic growth

* Corresponding Author: Kai Feng, Center for Transnationals' Studies, School of Economics, Nankai University, No. 94 Weijin Road, Nankai District, Tianjin 300071, China; Tel: 86-15510897557; E-mail: fengkai@nankai.edu.cn.

of African countries, and at the same time the economic growth feeds back to attract further China's aid inflow. After distinguishing between China's official development assistance and other official financing, the conclusion is still valid. In addition, the PSVAR show that the positive feedback loop formed by the dynamic impact of aid and growth is progressive and expands in a cumulative manner.

Keywords aid to Africa, economic growth, bi-directional causality

JEL Classification F35, O11, O55