

# 点亮非洲：中国援助对非洲经济发展的贡献

许志成 张 宇\*

**摘要** 本文研究了中国援助对非洲经济发展的贡献。我们利用地理信息系统将中国在非洲的援助项目与卫星夜晚灯光等数据匹配，转化为 0.5 经度×0.5 纬度的栅格面板数据，通过计量模型发现中国援助尤其是基础设施项目对非洲当地经济发展具有显著且稳健的积极影响。机制研究发现，中国援助显著促进当地的政治稳定、人口增长和工业发展。异质性分析显示，中国的基础设施援助并非依靠自然资源开发促进当地经济发展，也不受制于受援国政治环境。

**关键词** 对外援助，非洲，经济发展

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2021.05.01

## 一、引 言

长期以来，发展经济学关注的一个焦点问题是国际援助能否促进当地经济发展。然而学界并未就该问题形成共识 [请见 Qian (2015) 关于国际援助的综述]。据威廉与玛丽学院 (College of William & Mary) AidData 研究中心估算，2000—2014 年中国提供的国际援助共计约 3 544 亿美元 (美国同期援助金额为 3 946 亿美元)。<sup>1</sup> 目前中国已成为独立于经济合作与发展组织发展援助委员会之外提供对外援助最多的国家。<sup>2</sup> 因此，不同于发达国家传统模式、更重视基础设施援助和“授之以渔”的中国援非项目对非洲发展的影响是学界和政界关注的重大问题。<sup>3</sup>

本文利用地理信息系统将中国援非项目与作为经济发展指标的卫星夜晚

\* 许志成，河南大学经济学院；张宇，南京审计大学经济与金融研究院。通信作者及地址：张宇，江苏省南京市雨山西路 86 号南京审计大学，211815；电话：18660162078；E-mail: yzhang@nau.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金项目 (71703031、71903095) 的资助，并感谢两位匿名审稿人以及主编提出的建设性意见。

<sup>1</sup> 据 Horn *et al.* (2019) 估算，1949—2017 年间中国共向 152 个新兴或发展中国家提供贷款和赠款总额约为 5 300 亿美元。

<sup>2</sup> 国际媒体往往使用“aid”一词笼统指代所有无偿援助和优惠贷款，而中文对应的“援助”一词给人以无偿的印象，但中国对外援助项目中无偿援助的规模和比例较小，更多是通过优惠贷款帮助受援国建设基础设施和生产型项目。

<sup>3</sup> 截至 2012 年年底，中国近 50% 的对外援助金额都分配给非洲地区。非洲有丰富的资源和劳动力禀赋以及庞大的潜在市场，但缺乏工业化发展必要的基础设施，这和中国的比较优势互补，双方合作有利益一致性和广阔的发展空间。一个和平稳定的非洲既是非洲的发展愿景也符合我国的海外利益。

灯光亮度相匹配,形成 0.5 经度 $\times$ 0.5 纬度的栅格面板数据(10 134 个栅格,2000—2013 年)。回归结果显示,在控制了栅格固定效应、国家年度固定效应和世界银行援助项目为代表的传统国际援助后,中国援助对非洲当地经济发展有明显的促进作用。为理解中国对非援助的作用机制,我们还分析了中国各类援助的异质性作用,发现中国援助对当地经济增长的作用主要通过基础设施项目来体现。

尽管栅格面板回归可以控制不随时间变化的栅格特征以及随时间变化的中非发展一般趋势,但逆向因果关系或随时间变化的栅格特征造成的内生性问题依然可能存在。例如,某栅格接收到来自中国的援助可能是因为刚经历了经济衰退,也可能是新的投资机会和经济景气吸引了中国的援建项目,从而导致固定效应回归不能准确估计中国对非援助的实际效果。因而本文采用了多种策略验证基本结论的稳健性。首先,本文利用置换检验法随机生成虚拟的中国援非项目的时空分布,结果进一步支持了本文的主要发现。其次,本文在一阶差分 GMM (FD-GMM) 估计框架下加入援助的滞后项作为工具变量,结果仍支持中国援助尤其是基础设施项目对于非洲经济发展的积极作用。此外,本文借鉴 Nunn and Qian (2014) 的思路,分别利用中国外汇储备和钢产量的外生变动构建整体援助以及基础设施项目援助的工具变量,具体为年度外汇储备或钢产量和一个栅格在样本年份中接收到来自中国援助的概率(接收援助年数/总年数)的交互项。我们发现工具变量法估计结果与面板固定效应回归结果方向一致且系数更大。

由于援助项目尤其是基础设施项目的效果可能存在空间溢出性,我们还使用空间计量模型验证基本回归结果的稳健性,发现中国援建的基础设施项目对经济发展的促进作用稳健且具有显著的空间溢出效应,表明基础设施建设有助于发挥空间集聚效应,连接更大规模的市场。

本研究主要有三处创新。第一个创新点是构建了更为微观的栅格面板数据。传统文献研究援助效果多使用国家层级数据,往往存在变量空间错误匹配的隐患。栅格面板数据能在一定程度上克服国家层级数据潜在的空间错配问题,同时能排除栅格地区不随时间变化的不可观测因素的干扰。非洲国家由于技术条件限制难以提供较精确的亚国家统计数据。本文采用卫星夜晚灯光亮度作为地区经济增长指标,缓解了由于非洲国家缺乏可信的统计数据而造成的度量误差问题。

第二个创新点根植于中国 and 传统国际援助者在援助模式上的显著差异:不同于传统国际援助机构的多边援助,中国采用的双边援助具有更低的行政和协调成本;中国对外援助不干涉受援国内政,追求共同发展互利共赢<sup>4</sup>;中国的援助中无偿赠款较少;中国援助秉持“授之以渔”原则,以基础设施类

<sup>4</sup> 西方国家的援助往往附带政治和意识形态条件(如 Schraeder *et al.*, 2011)。

(路、桥、港口、机场、光纤)为主,且工程由中方金融机构贷款,直接转账给中方工程企业,项目完工后移交给受援国(Wang *et al.*, 2014)。因而考察中国对外援助能否促进当地经济发展,将会以新的视角对发展经济学所面对的相关理论和实践问题提供重要参考。

第三个创新点还在于对中国援助作用机制的探索。我们考察了中国援助对当地政治稳定、人口分布和工业发展的影响。分析结果表明:第一,中国援助减少当地反政府武装活动的频率,促进政治稳定,为经济发展提供安全保障;第二,接受中国援助的栅格地区出现更多工业企业;第三,人口密度也伴随中国援助项目的实施而显著增长,反映更安全的环境和更多的就业机会吸引了更多人口;第四,中国援助也导致当地大气颗粒物PM2.5显著增多,这可能是人口聚集和工业活动带来的环境代价。我们还考察中国援助在何种地理、制度条件下更能发挥作用。尽管以往研究发现缺乏制度约束的受援国往往会跨部门挪用援助资金(Pack and Pack, 1993; Feyzioglu *et al.*, 1998; 等等),但正如上文所述,中国的援助项目,尤其是基础设施项目,都是“交钥匙”工程,杜绝了受援国挪用援助资金的可能性。我们发现中国的基础设施援助在城市和原先交通条件更好的地区能更充分地发挥作用;基础设施项目的效果并不依赖于该地区的自然资源和农业禀赋、政府治理水平、是否临近首都。

本文剩余部分结构如下:第二部分介绍相关研究,第三部分介绍数据,第四和第五部分汇报计量分析结果并检验稳健性,第六部分探讨中国援助促进非洲经济增长的机制,第七部分总结全文。

## 二、相关研究

对于国际援助是否能促进经济发展,一些研究显示援助对受援国家的经济发展有明显的促进作用(Hansen and Tarp, 2001; Dalgaard *et al.*, 2004; Galiani *et al.*, 2017),但是另一些研究则未发现其有任何显著的积极或消极的作用(Rajan and Subramanian, 2008; Doucouliagos and Paldam, 2009; Clemens *et al.*, 2012)。还有一些研究表明外部援助的效果取决于受援国家的政策和制度环境(Burnside and Dollar, 2000; Minasyan *et al.*, 2017)。

基于此前大量文献的元分析依然无法得出定论(Doucouliagos and Paldam, 2009)。这些研究的分歧有可能是由于其观测单位大都是国家,因而其结果可能对度量误差、空间错配、控制变量的选取等因素较敏感。本文所使用的栅格数据可以克服地理错配问题,并有助于削弱内生性问题。此外,一些研究尝试工具变量法解决内生性问题,但Clemens *et al.* (2012)和Bazzi and Clemens (2013)指出很多工具变量(例如滞后期的援助)并不满足排他性假设。本文借鉴Nunn and Qian (2014)的思路生成的工具变量更容易满足排他性假设。

与此同时,本文也采用了多种检验为计量分析结果提供多重的证据支持。

国内学术界不乏针对我国对外援助和投资的经验与教训的反思(例如刘鸿武和黄梅波,2013;黄梅波等,2017),多数国内研究聚焦于中国对外贸易和投资的决策影响因素和成本收益,例如董艳等(2011)、罗伟和葛顺奇(2013)、王永钦等(2014)、姚树洁等(2014)等研究。当前有为数不多的研究关注中国援助项目对受援地区的影响。例如 Dreher *et al.* (2021) 发现中国援助对当地经济有积极影响,但国家层级的数据限制了其估计的准确度。一些研究则对中国援助提出质疑。例如 Isaksson and Kotsadam (2018) 认为中国的援助项目所在地可能存在更严重的腐败问题, Dreher *et al.* (2019) 则认为中国对非援助可能更偏向受援国领导人的家乡。

综上所述,目前国内外的相关研究展示了对外部援助实际效果的高度关注。但受限于研究视角和数据缺陷,过往研究忽视了中国不同于以往发达国家的对外援助模式对当地经济发展的影响及其作用机制。

### 三、数据

我们将非洲分割成 0.5 经度 $\times$ 0.5 纬度的栅格,然后将高分辨率数据赋予每个栅格。<sup>5</sup>描述性统计参见表 1。以下是对变量的具体说明。

地区经济发展水平可以由夜晚灯光亮度来度量。经济越发达的地区城市化程度越高,其夜间灯光的使用程度也越高。美国空军与国家航空航天局利用多个卫星在当地时间 20:30 与 21:30 之间拍摄了分辨率为 30 弧秒的卫星图片。为便于使用,国家地理数据中心(National Geophysical Data Center)进行了降噪处理并将原始数据根据其亮度转化为 0—63 的标准化年度数据(1992—2013),数值越大表明当年经济活动越为活跃。卫星夜晚灯光亮度在缺乏完善准确的地区层级统计数据的发展中国家尤为重要,目前已成为学界广为接受的可行数据(Henderson *et al.*, 2012; Donaldson and Storeygard, 2016)。

虽然中国政府并没有发布对外援助的官方数据,但近年威廉与玛丽学院的对外援助数据中心创建了“中国外援数据追踪项目”数据库,包含中国 2000—2013 年实施的非洲范围内 2 647 个援助项目信息。该数据库内容详尽,包含援助项目的地理坐标<sup>6</sup>、所属行业、进展状态和资金类别(投资、贷款、

<sup>5</sup> 如读者需要,可向作者索取本文所用栅格地图。

<sup>6</sup> 这份数据将公路铁路和光纤主干网等大型基础设施项目的多个连接点的坐标位置标注。例如由华为承建的加纳主干网(项目标号 130 号,施工时间 2007—2012 年)在数据库中体现为包含 9 个省份的若干坐标,充分地覆盖了各栅格。Dreher *et al.* (2019) 将项目的地理坐标准确度分成了 8 个不同层级。我们参照相关文献的做法在计量分析中仅保留准确度 1—3 的项目(1 为有精确坐标,2 为误差至多不超过 25 千米,3 为误差不出所在二级行政区,其他项目定位误差较大)。

无偿援助等) 等信息。由于接受中国援助的地区可能也会接受传统国际援助, 我们还收集了世界银行援助数据作为补充。世界银行的援助门槛标准被经济合作与发展组织国家广泛采用, 具有代表性, 在无法获得全部传统国际援助的栅格层级数据的情形下, 控制世界银行的援助项目作为代理变量是可行的 (Galiani *et al.* 2017)。<sup>7</sup>

为考察中国对非援助的作用机制, 我们收集了包含地理、制度、人口、经济和环境等特征的栅格层级数据。发展经济学的大量文献讨论了“资源的诅咒”, 因此我们采集了该栅格是否有工业与贵金属、钻石和石油天然气储备的数据。<sup>8</sup>地理环境特征包括: 到首都距离、公路长度<sup>9</sup>和农业生产适宜度 (Ramankutty *et al.*, 2002)。为控制其城市化水平, 我们还采集了该栅格内是否有城市。<sup>10</sup>这些变量均为截面数据。此外, 为了考察对非援助效果是否依赖于当地的制度环境, 我们采用 Center for Systemic Peace 的修正版综合政体分数 (POLITY2) 作为民主程度的测量指标。为考察中国援助对非洲社会稳定的影响, 我们从 ACLED 数据库 (Armed Conflict Location & Event Data Project) 采集了反政府武装冲突数据。<sup>11</sup>非洲人口密度数据来自 History Database of the Global Environment (Goldewijk *et al.*, 2017)。各栅格工业企业年度数据来自非洲工业地图集。<sup>12</sup>大气颗粒物 PM2.5 可以反映工业生产的规模 (Ji *et al.*, 2018)。本文采用的非洲 PM2.5 数据来自 Emissions Database for Global Atmospheric Research (EDGAR v5.0)。<sup>13</sup>

表 1 变量描述性统计

	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
ln (0.01+夜晚灯光亮度)	141 876	-3.647	1.679	-4.605	4.072
$\Delta$ ln (0.01+夜晚灯光亮度)	141 876	0.024	0.318	-4.422	4.162
中国援助项目哑变量	141 876	0.011	0.102	0	1
中国援助项目数量	141 876	0.014	0.171	0	10
中国援助基础设施项目哑变量	141 876	0.006	0.078	0	1
中国援助基础设施项目数量	141 876	0.007	0.088	0	5

<sup>7</sup> 数据来源见 <http://aiddata.org/subnational-geospatial-research-datasets>, 访问时间: 2018 年 10 月 7 日。

<sup>8</sup> 数据来源见 <https://www.prio.org/Data/Geographical-and-Resource-Datasets>, 访问时间: 2018 年 11 月 27 日。

<sup>9</sup> 数据来源见 <http://worldgeodatasets.com/basemaps/index.html>, 访问时间: 2018 年 11 月 27 日。

<sup>10</sup> 数据来源见 <https://sedac.ciesin.columbia.edu/data/collection/gpw-v4>, 访问时间: 2018 年 11 月 27 日。

<sup>11</sup> 数据来源见 <https://acleddata.com/dashboard/#/dashboard>, 访问时间: 2020 年 5 月 28 日。

<sup>12</sup> 数据来源见 <https://www.industryabout.com/new-africa-industrial-map>, 访问时间: 2020 年 5 月 28 日。

<sup>13</sup> 该数据由欧盟委员会联合研究中心提供, 是联合国政府间气候变化委员会 (IPCC) 研究使用的数据。

(续表)

	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
世界银行援助项目哑变量	141 876	0.161	0.367	0	1
世界银行援助项目数量	141 876	0.523	2.141	0	68
反政府武装冲突	141 876	0.131	2.425	0	321
人口(对数)	141 876	8.785	3.840	0	16.776
工业企业	141 876	0.112	0.562	0	12
PM2.5(吨)	141 876	497.223	1 425.844	0	39 602.090
钻石哑变量	10 134	0.024	0.152	0	1
石油天然气哑变量	10 134	0.063	0.243	0	1
到首都距离(千米)	10 134	641.164	399.543	5.649	1 893.849
公路长度(千米)	10 134	120.174	110.903	0	646.448
土壤适宜农业程度	10 120	5.631	2.377	1	8
城市化水平	10 134	0.317	0.465	0	1

#### 四、计量模型及结果

##### (一) 识别策略和基线回归结果

本文的基线模型为：

$$\Delta \ln(0.01 + light_{ict}) = \alpha \ln(0.01 + light_{ic,t-1}) + \beta_1 AID_{ic,t-1} + \beta_2 WB_{ic,t-1} + c_i + \varphi_{ct} + \varepsilon_{ict}, \quad (1)$$

其中  $light_{ict}$  为国家  $c$  的栅格  $i$  在  $t$  年的夜晚灯光亮度。根据经济增长理论文献，取对数化的卫星夜晚灯光值的一阶差分即为其增长率的逼近值。<sup>14</sup>  $\alpha$  控制了不同经济发展水平对经济增速的影响。将被解释变量设定为经济增长并在解释变量中控制滞后的经济发展水平的做法在评估外部援助的文献中也广为采用（如 Feyzioglu *et al.*, 1998; Hansen and Tarp, 2001; Burnside and Dollar, 2002; Dalgaard *et al.*, 2004; Clemens *et al.*, 2012; Galiani *et al.*, 2017; 等等）。关键解释变量为  $AID_{ic,t-1}$ ，即国家  $c$  的栅格  $i$  在  $t-1$  年接受的中国援助，以哑变量（是否存在中国援助）或援助项目数来衡量； $WB_{ic,t-1}$  为世界银

<sup>14</sup> 正如 Henderson *et al.* (2012) 指出的，由于卫星夜晚灯光和经济发展水平（人均 GDP）具有非线性关系，对数化可以更方便地描述两者之间的弹性。我们采用以往应用夜晚卫星灯光栅格数据的文献（如 Michalopoulos and Papaioannou, 2014）的做法，在对数化的时候将灯光值加 0.01 以避免无穷小值。不过换为灯光值加 1 得到的回归结果也并不影响本文主要结论。此外，如果排除样本中人口密度为 0 或 2000 年时灯光亮度为 0 的栅格，或者直接使用夜晚灯光的年增长率也会得到一致的结论。相关表格可向作者索取。

行的援助，以哑变量或援助项目数来衡量； $c_i$ 代表栅格固定效应；为控制各国随时间变化的因素，我们还加入了国家年度固定效应 $\varphi_{ct}$ <sup>15</sup>； $\epsilon_{ict}$ 是残差项。

表2汇报用普通最小二乘法估计方程(1)的结果。表2上半部分的回归(1)–(6)中，中国和世界银行的援助都以哑变量度量，而下半部分回归(7)–(12)则用项目数量度量中国和世行的援助。首先，经济发展水平越高(上一年度的夜晚灯光亮度更高)的地区增长相对越慢，这是符合常识的。我们主要关注的是中国援助项目对当地经济增长的贡献。表2回归(1)显示，中国援助项目的存在(即广延边际)对当地经济增长有着显著的作用。估计结果显示中国援助项目的存在可以使当地夜晚灯光的增长率提高6.7个百分点。<sup>16</sup>

为细化中国对非援助对当地经济增长所起到的促进作用，我们根据援助项目所属部门将中国援非项目分为5个大类：社会福利项目(1008)、基础设施项目(291)、生产性项目(177)、直接援助(136)以及其他类(83)(括号中为相应的已实施项目总数量)。<sup>17</sup>表2回归(2)–(6)对比不同部门的中国援非项目对于当地经济增长的贡献。从回归(2)的结果可以看出，社会福利援助项对当地的短期经济增长作用微乎其微。回归(3)结果显示基础设施项目可以对当地经济增长发挥显著的积极作用。基础设施援助的存在可以使当地夜晚灯光的增长率提高9.2个百分点。回归(4)–(6)表明生产性项目、直接援助项目以及其他类项目对经济增长的作用相对比较有限。

表2的下半部分汇报的回归(7)–(12)与上半部分的回归类似，但将援助项目的度量由哑变量改为项目数量，其系数解释为多一个援助项目会给当地夜晚灯光亮度增长率提高多少，或夜晚灯光亮度相对于援助项目的半弹性，例如回归(7)显示增加一个中国援助项目会使当地夜晚灯光亮度增长率提高3.1个百分点。简言之，回归(7)–(12)结果与回归结果(1)–(6)相类似，这里不再赘述。

<sup>15</sup> 如果将国家年度固定效应替换为国别时间趋势或者年度固定效应，也会得到基本一致的结果。此外，部落主义对非洲政治经济发展的影响根深蒂固，非洲国家内部地区间政策往往受种族偏袒(ethnic favoritism)因素左右(Dickens, 2018)。本文依据人种学地图集(Murdock, 1967)提供的非洲族群属地地图信息，进一步控制族群属地一年度固定效应，所得结果和基线结果基本一致，详细结果可向作者索取。

<sup>16</sup> 如果将方程(1)左侧的滞后项移至右侧形成一个标准的动态面板模型，则估计结果也可以理解为一个没有中国援助项目的栅格获得中国援助后可以在短期将夜晚灯光亮度提高6.7%，长期积累效应则为61.7%[(1-0.424)/(1-0.067)]。

<sup>17</sup> 原始数据依据世界银行的标准将中国援非项目分为22个部门，这里为便于分析做了整合的工作。其中社会福利项目包括医疗、教育、饮水卫生等服务；基础设施项目包括交通仓储、通讯、供电设施、金融体系等；生产性项目包括农林牧渔、自然资源开发与建筑业等；直接援助包括粮食援助、债务减免以及紧急支援等。

表 2 中国援助对非洲当地经济增长的影响：固定效应面板回归

中国援助行业分类	被解释变量：夜晚灯光亮度增长率					
	全部项目	社会福利	基础设施	生产	直接援助	其他项目
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
中国援助 <sub><i>t-1</i></sub> (哑变量)	0.067*** (0.013)	-0.040 (0.047)	0.092*** (0.015)	0.028 (0.032)	0.027 (0.020)	0.067 (0.096)
世行援助 <sub><i>t-1</i></sub> (哑变量)	0.021* (0.012)	0.021* (0.011)	0.021* (0.011)	0.021* (0.011)	0.021* (0.011)	0.021* (0.011)
夜晚灯光亮度 <sub><i>t-1</i></sub>	-0.424*** (0.031)	-0.424*** (0.030)	-0.425*** (0.030)	-0.424*** (0.030)	-0.424*** (0.030)	-0.424*** (0.030)
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.280	0.280	0.281	0.280	0.280	0.280
中国援助行业分类	被解释变量：夜晚灯光亮度增长率					
	全部项目	社会福利	基础设施	生产	直接援助	其他项目
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
中国援助数量 <sub><i>t-1</i></sub>	0.031*** (0.008)	-0.026 (0.041)	0.076*** (0.013)	0.021 (0.027)	0.009 (0.011)	0.057 (0.139)
世行援助数量 <sub><i>t-1</i></sub>	0.004* (0.002)	0.005* (0.002)	0.004* (0.002)	0.005* (0.002)	0.004* (0.002)	0.005* (0.102)
夜晚灯光亮度 <sub><i>t-1</i></sub>	-0.424*** (0.031)	-0.424*** (0.031)	-0.424*** (0.031)	-0.424*** (0.031)	-0.424*** (0.031)	-0.424*** (0.031)
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.280	0.280	0.281	0.280	0.280	0.280
栅格固定效应	是	是	是	是	是	是
国家-年度固定效应	是	是	是	是	是	是
国家数	49	49	49	49	49	49
样本数	131 742	131 742	131 742	131 742	131 742	131 742

注：括号中为聚类于国家的标准误；\* $p < 0.1$ ，\*\* $p < 0.05$ ，\*\*\* $p < 0.01$ 。

## (二) 援非项目的经济效益和风险分析

本小节依据基线结果进一步分析中国援非项目的经济效益和风险。据 Henderson *et al.* (2012) 估算，中低收入国家的人均 GDP 相对于夜晚灯光亮度的弹性为 0.3，即夜晚灯光亮度提高 1% 则人均 GDP 提高 0.3%。因此表 2 回归 (1) 的结果意味着接受中国援助的栅格地区的人均 GDP 增长率会提高大约 2.2 个百分点，回归 (3) 的结果表明中国援建的基础设施可以使得当地

人均 GDP 增长率提高大约 3.1 个百分点，其在经济学和统计学意义上都具备显著性。

根据世界银行统计，2000 年撒哈拉以南非洲国家的人均 GDP 仅为 1 985 美元（当期国际美元购买力平价，下同），其增长率仅为 0.829%；而 2018 年其人均 GDP 也仅有 3 987 美元。<sup>18</sup> 东非的肯尼亚、埃塞俄比亚、坦桑尼亚和西非的加蓬、加纳等接收了较多中国援助项目的国家在近年来的经济发展表现较好。例如埃塞俄比亚 2004 年以后的人均 GDP 年均增长率接近 8%，肯尼亚、坦桑尼亚等国也通过快速增长实现了多数人口的脱贫。如果撒哈拉以南非洲国家都能稳定保持年均 3% 的人均 GDP 增长率，那么其人均 GDP 将会在 2050 年左右达到 10 000 美元，从而摆脱贫穷落后的面貌；而对于那些近年来已经在中国的经济援助下实现了高速增长的国家而言，这一进程将更加迅速。例如埃塞俄比亚如果未来保持 8% 的人均 GDP 增长率，那么将在 2030 年达到人均 GDP 7 000 美元的发展水平。

结合研究援助有效性的相关文献，可以从对比中西援助效果的角度来评估中国对非援助的效益。既往研究就西方援助对受援国经济发展的作用存在分歧，但即使以比较乐观的估计结果对比，仍会发现中国援助的效果更显著。例如 Clemens *et al.* (2012) 的估计结果发现外部援助占 GDP 比重上升 1 个百分点，人均 GDP 增长率会提高 0.2 个百分点，而 Galiani *et al.* (2017) 的估计则是 0.35 个百分点。以使用中国优惠贷款最多、耗资 38 亿美元的肯尼亚蒙内铁路为例，该项目总投资大约占本国 GDP 的 4%（项目金额和 GDP 均以名义值计算）。相同规模的传统西方援助大约可以提高受援国人均 GDP 增长率 1.4 个百分点。根据本文的计量分析，同等规模的中国援助大约可以提高受援国人均 GDP 增长率 2—3 个百分点。肯尼亚政府官方评估蒙内铁路会促使该国经济增长率从 5.8% 提升至 8%<sup>19</sup>，与本文计量分析的结果大致相符，表明中国援助在帮助受援国发展经济方面的突出作用。

尽管中国援助的经济效益颇为可观，但是仍有人表达了一些担忧。其一如果是受援方并不欢迎中国援助，那么互惠双赢的初衷就很难达成。非洲晴雨表是针对非洲人民的经济生活和政治态度等方面最具权威性的大样本抽样调查，该调查向受访者询问关于中国对非发展援助的看法。Xu and Zhang (2020) 利用非洲晴雨表调查数据，发现中国的发展援助得到当地人民的积极评价。因此中国对非援助并非只是一厢情愿的面子工程，而是真正满足非洲

<sup>18</sup> 数据参见 <https://data.worldbank.org/>，访问时间：2019 年 12 月 15 日。

<sup>19</sup> <https://www.standardmedia.co.ke/kenya/article/2000149046/high-speed-rail-system-will-raise-kenyas-gdp-by-15-percent-says-uhuru>，访问时间：2019 年 12 月 15 日。

经济发展的实际需要,赢得了非洲人民的支持。

其二,有观点担忧诸如埃塞俄比亚和肯尼亚等经济体能否保持稳定持续的发展势头,是否有可能无法及时还清贷款,陷入债务危机,进而导致双输局面。本文认为中国对非援助并非不计代价的盲目行为,而是精打细算、以互惠双赢为宗旨的。第一,中国对非援助并非无偿,而是混合使用无偿援助、无息或低息贷款和商业贷款,后者的占比更多。第二,中国在提供援助贷款时也充分考虑了风险规避,通常以风险溢价确定收益率,贷款期限较短,部分贷款还设有抵押条款。“援助优惠贷款”以人民币形式发放,资金并不离开中国,直接在进出口商账户间周转,因而受援国用这笔贷款只能在中国国内购买产品和服务,其投资项目的营收会被用于偿还贷款。例如中国企业拥有亚吉铁路6年的运营权和吉布提路段10%的股份,中国进出口商品具有优先使用权。第三,中国援助项目较为集中基础设施领域。一方面,华为、中铁建等企业通过这些项目获得了营收,得以进入当地市场;另一方面,受援国基础设施和市场投资环境得到了改善,有利于更多的中资企业进入当地市场。

## 五、稳健性分析

### (一) 稳健性检验: 随机置换援助项目

本小节利用随机置换检验法(permutation test)来考察基线回归的稳健性。该方法被广泛地应用于双重差分法估计政策效应的稳健性检验(例如Li *et al.*, 2016等)。我们通过在样本内重新随机分配存在中国援助的栅格年份,生成虚拟面板数据来实施安慰剂检验。具体做法如下:在样本范围内,即10 134个栅格在2000—2013年间,共有1 498个样本点存在中国援助项目。存在中国援助项目的栅格数目按照14个年份依序排列为{9, 22, 33, 45, 48, 54, 95, 128, 127, 204, 250, 179, 164, 140}。在每一次随机赋值过程中,首先将这一组数字随机排列重新分配给14个年份,然后根据每个年份中分配到的数字随机抽取对应数目的栅格令其在虚拟状态下存在中国援助项目。每次随机赋值完成后都得到一个全新的10 134个栅格×14年的虚拟面板数据,进而估计出中国援助项目效果的回归系数。如此重复500次就可以得到500个虚拟数据集的回归系数。如果中国援非项目对经济发展的贡献是来自其他遗漏变量或安慰剂效应,那么随机虚拟数据的回归系数分布很可能偏离0。由于此前回归结果发现中国援非项目中尤以基础设施项目作用最为突出,同样步骤的随机置换检验也被应用于检验基础设施援建项目效果的稳健

性。图 1 分别展示了随机置换生成的虚拟中国援非项目（哑变量）和中国援非基建项目（哑变量）在基线回归中得到的系数分布。两组系数的分布均明显集中在 0 的两侧呈正态分布，且从未大于基线回归系数。该安慰剂检验的结果进一步证明了本文主要结果的稳健性。

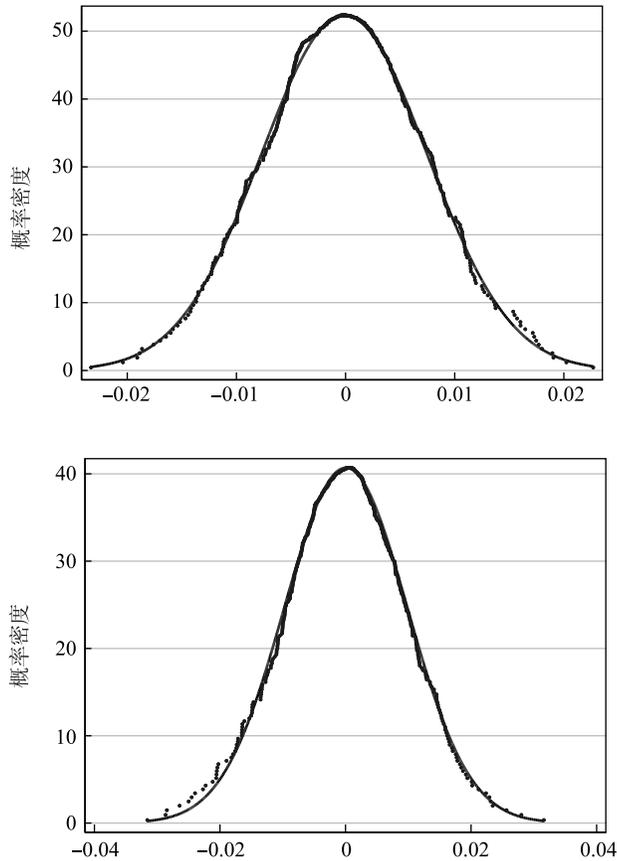


图 1 随机置换安慰剂检验

注：上图虚拟中国援助项目估计系数均值（标准差）为-0.00012（0.00762），下图虚拟中国基建援助项目估计系数均值（标准差）为 0.00005（0.00980）。

## （二）动态面板回归模型的广义矩估计结果

Hauk and Wacziarg (2009) 使用蒙特卡洛模拟方法，发现解释变量度量误差和内生性问题会导致固定效应面板回归低估除了滞后项以外的解释变量的系数，从而得到偏保守的估计结果。考虑到基线回归方程（1）等价于一个典型的动态面板回归模型，相关文献也常使用广义矩估计（GMM）方法解决动态面板偏误，同时在 GMM 框架下使用援助的滞后项作为工具变量缓解内生性问题（如 Hansen and Tarp, 2001; Dalgaard *et al.*, 2004; Rajan and Sub-

ramanian, 2008; 等等)。<sup>20</sup>

本文也采用一阶差分 GMM (FD-GMM) 估计方法验证基线结果的稳健性, 即用夜晚灯光亮度变量的滞后值  $\ln(0.01 + light_{ic,t-2})$  作为一阶差分项  $\Delta \ln(0.01 + light_{ic,t-1})$  的工具变量, 与此同时使用援助的滞后项作为其工具变量。<sup>21</sup>表 3 汇报 GMM 估计结果。AR (2) 检验的  $p$  值显示残差的二阶差分不存在自相关性, 满足 GMM 估计的矩条件。Hansen J 检验的  $p$  值显著大于 0.1, 不拒绝所有工具变量都是外生有效的原假设。表 3 表明本文基本结论在采用 GMM 估计时依然成立。GMM 估计的回归系数与表 2 的结果相比明显更高, 与 Hauk and Wacziarg (2009) 的发现一致, 即固定效应面板回归的结果是偏保守的。

表 3 中国援助对非洲当地经济增长的影响: 广义矩估计 (GMM)

援助部门	被解释变量: 夜晚灯光亮度增长率			
	全部援助 (1)	全部援助 (2)	基础设施 (3)	基础设施 (4)
中国援助 <sub><i>t-1</i></sub> (哑变量)	0.391*** (0.105)		0.005 (0.004)	
世行援助 <sub><i>t-1</i></sub> (哑变量)	0.037** (0.019)		0.034* (0.018)	
中国援助数量 <sub><i>t-1</i></sub>		0.304*** (0.080)		0.304*** (0.080)
世行援助数量 <sub><i>t-1</i></sub>		0.005 (0.004)		0.005 (0.004)
夜晚灯光亮度 <sub><i>t-1</i></sub>	-0.949*** (0.032)	-0.947*** (0.033)	-0.946*** (0.031)	-0.944*** (0.032)
栅格固定效应	是	是	是	是
国家-年度固定效应	是	是	是	是
Hansen J-test $p$ 值	0.593	0.606	0.619	0.600
AR (2) $p$ 值	0.807	0.774	0.814	0.728
国家数	49	49	49	49
样本数	111 474	111 474	111 474	111 474

注: 括号中为聚类于国家的标准误; \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

<sup>20</sup> 也有文献认为广义矩估计法使用援助的滞后项作为其工具变量并不能完美解决援助变量可能存在的内生性问题 (尤其是逆向因果关系) (Clemens *et al.*, 2012; Bazzi and Clemens, 2013)。

<sup>21</sup> 系统 GMM 估计法会得到类似结果。

### （三）工具变量法

为进一步克服逆向因果问题，我们借鉴 Nunn and Qian (2014) 的思路，利用我国外汇储备和钢产量与对外援助的相关性来构建工具变量。一个栅格每年接收来自中国的援助的工具变量可由中国外汇储备和此栅格在样本年份中接收到中国援助的概率（接收援助年数/总年数）的交互项构成。由于基础设施建设与钢铁的使用有高度相关性，在估计基础设施项目效果时可以将外汇储备额替换为钢产量以增强第一阶段回归的显著性。该识别策略的假设条件更为宽松，因为在控制了栅格固定效应和国家年度效应后，很难找到某个因素既和中国钢产量或外汇储备高度相关，又对那些经常获得中国援助的栅格和其他不经常获得中国援助的栅格的经济发展有明显不同的贡献。工具变量估计的第一阶段的正式表达为：

$$Aid_{it-1} = \gamma Reserve_{t-2} \times p_i + \delta WB_{ict-1} + c_i + \varphi_{ct} + \epsilon_{ict}, \quad (2)$$

$$Aid_{it-1} = \gamma Steel_{t-2} \times p_i + \delta WB_{ict-1} + c_i + \varphi_{ct} + \epsilon_{ict}, \quad (3)$$

其中  $Reserve_{t-2}$  和  $Steel_{t-2}$  分别为中国在  $t-2$  年的外汇储备和钢铁产量（取对数）， $p_i$  为此栅格在 2000—2013 年间接收中国援助项目的年份比例。

表 4 汇报了工具变量法的估计结果。第一阶段回归结果显著拒绝弱工具变量的原假设。回归 (1) 显示中国援助项目的存在可以使得当地夜晚灯光增长率提高大约 31 个百分点，根据 Henderson *et al.* (2012) 估算的转化率即人均 GDP 增长率提高 9.4 个百分点。这意味着内生性问题主要反映在中国援助的“扶贫”而非“逐利”的性质。回归 (2) 显示用援助项目数量得到的回归结果也是稳健的。回归 (3)—(4) 集中考察援非基础设施项目的作用，结果显示基础设施项目的援助作用更为突出，此前固定效应面板回归有可能低估了中国对非援助的效果。

表 4 中国援助对非洲当地经济增长的影响：工具变量回归结果

援助部门	被解释变量：夜晚灯光亮度增长率			
	全部援助 (1)	全部援助 (2)	基础设施 (3)	基础设施 (4)
中国援助 $_{t-1}$ (哑变量)	0.313*** (0.042)		0.453*** (0.094)	
世行援助 $_{t-1}$ (哑变量)	0.021* (0.011)		0.020* (0.011)	
中国援助数量 $_{t-1}$		0.161*** (0.024)		0.368*** (0.073)

(续表)

援助部门	被解释变量：夜晚灯光亮度增长率			
	全部援助 (1)	全部援助 (2)	基础设施 (3)	基础设施 (4)
世行援助数量 $t-1$		0.002 (0.002)		0.003 (0.002)
夜晚灯光亮度 $t-1$	-0.426*** (0.030)	-0.425*** (0.031)	-0.427*** (0.030)	-0.426*** (0.030)
栅格固定效应	是	是	是	是
国家-年度固定效应	是	是	是	是
一阶段估计 $F$ 值	136.969	155.045	29.115	33.500
Adj. $R^2$	0.220	0.201	0.198	0.199
国家数	49	49	49	49
样本数	131 742	131 742	131 742	131 742

注：括号中为聚类于国家的标准误；\* $p < 0.1$ ，\*\* $p < 0.05$ ，\*\*\* $p < 0.01$ 。

有效的工具变量需要满足排他性假设，具体到本文而言，中国外汇储备（或钢铁产量）不应通过其他变量对经常获得中国援助和不经常获得中国援助的地区的经济增长有异质性影响。如果中国外汇储备增长会绕过援助直接通过增加对非洲农产品的需求来促进非洲经济增长，那么农产品高产区会呈现出与农产品低产区截然不同的增长率。但我们发现非洲的农产品高产区和低产区的增长率波动基本一致，而与中国外汇储备的波动则无一致性。类似的，如果中国钢铁产量影响了国际市场自然资源价格进而影响了非洲当地的经济增长，那么富有石油和矿产等资源的地区的增长率会反映中国钢铁产量的波动状况，而资源匮乏地区的增长波动则不会。然而事实上自然资源富集和匮乏的地区表现出的经济增长波动基本是一致的。因此，基于中国外汇储备和钢产量构建的工具变量是满足排他性假设的。<sup>22</sup>

#### （四）空间溢出效应

基于栅格数据的计量模型需要考虑空间溢出效应。残差项具有空间相关性，一个栅格的经济增长也会受到来自临近地点的经济增长和援助项目的影响。根据本文关注的援助项目效应溢出性，我们采用空间杜宾模型，同时也控制了残差项的空间相关性（Elhorst, 2014）：

<sup>22</sup> 详尽的分析可向作者索取。

$$\begin{aligned} \Delta \ln(0.01 + light_t) = & \ln(0.01 + light_{t-1})\alpha + M \ln(0.01 + light_{t-1})\rho \\ & + AID_{t-1} \beta_0 + MAID_{t-1} \beta_1 + WB_{t-1} \beta_2 \\ & + MWB_{t-1} \beta_3 + v_t, \end{aligned} \tag{4}$$

其中  $M$  是  $N \times N$  的空间加权矩阵。这里我们根据两个栅格是否为邻来构造该矩阵，若栅格  $i$  和  $j$  相邻则  $M_{ij} = 1$ ，而对角线的  $M_{ii} = 0$ 。 $\ln(0.01 + light_t)$  是  $N \times 1$  向量，即该年所有栅格的夜晚灯光亮度。 $AID_{t-1}$  和  $WB_{t-1}$  两个  $N \times 1$  向量则分别是所有栅格上一年接收的来自中国和世界银行的援助。残差项为  $v_t = M v_t \delta + \epsilon_t$ ，同样控制其空间相关性， $v_t$  是所有栅格的残差项 ( $N \times 1$  向量)， $\epsilon_t$  ( $N \times 1$  向量) 则是符合独立不相关的栅格残差。

表 5 报告了空间计量模型回归的结果。由于空间溢出效应可能存在时间滞后效应，我们尝试控制更多期的滞后项。该表上半部分考察中国援助项目对非洲经济增长的直接影响，而下半部分则反映了其溢出效应；前三列纳入了所有类型的中国援非项目，而后三列则限定在基础设施建设项目。结果显示，考虑了空间溢出效应后，中国援非项目对当地经济增长的积极作用依然稳健。中国援非项目不仅对当地经济发展有显著的直接促进作用，而且有显著的空间溢出效应。基础设施项目有利于促进区域经济一体化，节约交易成本，扩张市场规模，其空间溢出效应有长期性，在实施后的几年之间也是显著的。

表 5 中国援助对非洲当地经济增长的影响：空间计量模型

被解释变量：夜晚灯光 亮度增长率	全部项目			基础设施项目		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>直接效应：</b>						
中国援助 $t-1$ (哑变量)	0.069*** (0.010)	0.046*** (0.011)	0.054*** (0.011)	0.079*** (0.012)	0.055*** (0.013)	0.067*** (0.014)
中国援助 $t-2$ (哑变量)		0.065*** (0.011)	0.041*** (0.012)		0.062*** (0.014)	0.028* (0.016)
中国援助 $t-3$ (哑变量)			0.074*** (0.012)			0.093*** (0.015)
世行援助 $t-1$ (哑变量)	0.034*** (0.004)	0.014** (0.006)	0.018*** (0.007)	0.033*** (0.004)	0.014** (0.006)	0.019*** (0.007)
世行援助 $t-2$ (哑变量)		0.024*** (0.006)	0.008 (0.008)		0.024*** (0.006)	0.008 (0.008)
世行援助 $t-3$ (哑变量)			0.022*** (0.007)			0.021*** (0.007)

(续表)

被解释变量: 夜晚灯光 亮度增长率	全部项目			基础设施项目		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
夜晚灯光亮度 $_{t-1}$	-0.430*** (0.002)	-0.458*** (0.003)	-0.492*** (0.003)	-0.430*** (0.002)	-0.458*** (0.003)	-0.492*** (0.003)
<b>溢出效应:</b>						
中国援助 $_{t-1}$ (哑变量)	0.237*** (0.030)	0.213*** (0.034)	0.232*** (0.035)	0.246*** (0.035)	0.239*** (0.041)	0.272*** (0.042)
中国援助 $_{t-2}$ (哑变量)		0.061* (0.035)	0.005 (0.039)		0.005 (0.043)	-0.085* (0.048)
中国援助 $_{t-3}$ (哑变量)			0.201*** (0.038)			0.227*** (0.047)
世行援助 $_{t-1}$ (哑变量)	0.103*** (0.012)	0.031 (0.020)	0.044** (0.021)	0.103*** (0.012)	0.034* (0.020)	0.048** (0.021)
世行援助 $_{t-2}$ (哑变量)		0.114*** (0.019)	0.096*** (0.025)		0.111*** (0.019)	0.096*** (0.025)
世行援助 $_{t-3}$ (哑变量)			0.018 (0.021)			0.015 (0.021)
e. $\Delta \ln (0.01 + light)$	0.568*** (0.004)	0.574*** (0.004)	0.582*** (0.004)	0.569*** (0.004)	0.574*** (0.004)	0.584*** (0.004)
常数项	0.264*** (0.001)	0.266*** (0.001)	0.267*** (0.001)	0.264*** (0.001)	0.266*** (0.001)	0.267*** (0.001)
Pseudo $R^2$	0.003	0.003	0.004	0.003	0.003	0.004
样本数	131 742	121608	111 474	131 742	121608	111 474

注: \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

## 六、作用机制分析

### (一) 中国援助对非洲政治稳定、人口增长和工业生产的影响

为理解中国对非援助的作用机制,表6汇报了中国援非项目对当地反政府武装冲突、人口密度、工业企业数和大气污染等方面的影响。一方面,回归(1)显示中国援助使当地的反政府武装冲突显著减少,这对于常年受到暴力冲突困扰的非洲而言具有重要的意义。中国援助项目带来的经济效益提高了政府的威信,同时对于经济前景的良好预期提高了反政府武装的机会成本,

从而促进了和平的环境。另一方面，稳定的政治环境也为当地的投资和经济发展提供了保障。回归 (2) 显示基础设施项目也会抑制反政府武装冲突，但显著性较低。回归 (3) 和 (4) 发现接受中国援助项目的栅格要比没有中国援助项目的栅格人口多增长 1% 以上，稳定的投资环境和就业机会吸引了更多人口。回归 (5) 和 (6) 显示：随着中国援助项目的实施，当地涌现更多的工业企业，这进一步说明中国援助项目尤其是基建项目对工业发展具有促进作用。回归 (7) 和 (8) 发现：中国援助项目使得当地的大气颗粒物 PM2.5 显著增多，这是更为活跃的工业生产和能源消耗的表现，同时也是工业起步阶段的环境代价。

表 6 中国援助项目对非洲当地冲突、人口、工业和环境的影响

被解释变量	反政府武装冲突	人口 (对数)	工业企业数	PM2.5
	(1)	(3)	(5)	(7)
中国援助 (哑变量)	-0.443** (0.196)	0.012*** (0.002)	0.078*** (0.027)	106.635** (49.341)
世行援助 (哑变量)	-0.036 (0.046)	0.003 (0.003)	0.003 (0.006)	38.067 (22.880)
Adj. R <sup>2</sup>	0.400	1.000	0.962	0.979
样本数	141 876	141 876	141 876	141 876
	(2)	(4)	(6)	(8)
中国基础设施援助 (哑变量)	-0.214 (0.151)	0.011*** (0.003)	0.086** (0.033)	128.970** (53.584)
世行援助 (哑变量)	-0.036 (0.046)	0.003 (0.003)	0.003 (0.006)	37.964 (22.891)
Adj. R <sup>2</sup>	0.400	1.000	0.962	0.979
样本数	141 876	141 876	141 876	141 876

注：所有回归均控制栅格固定效应和国家年份固定效应；括号中为聚类于国家的标准误；\* $p < 0.1$ ，\*\* $p < 0.05$ ，\*\*\* $p < 0.01$ 。

## (二) 受援地区异质性的分析

理解中国对非发展援助的作用机制的另一个路径是：考察当受援地区条件不同时援助效果的异质性。表 7 回归 (1) 结果显示：不论受援地区是否有自然资源储备，中国的基础设施援建项目对当地经济增长的促进作用无显著不同。这说明中国援助并不依靠开发自然资源促进当地经济，同时也说明中国基础设施援助并不会加剧非洲的“自然资源诅咒”。回归 (2) 显示：中国的基础设施援助在非洲城市地区更能充分地发挥作用。回归 (3) 的结果显

示：如果原有基础设施条件越好，中国基础设施项目起的作用也更大。这些地区的市场基础和规模都具备了经济起飞的条件，其二、三产业可以借由中国援建设施之力进入快速发展阶段。回归（4）发现中国援建基础设施的效果不取决于当地的农业适宜度，因为这些援建设施主要是针对和促进第二、三产业而非农业的。此外，Michalopoulos and Papaioannou（2014）指出，非洲国家治理能力较弱，政府有效治理范围仅限于首都附近区域。回归（5）的结果表明：随着栅格逐渐远离首都，中国的基础设施项目对经济的促进作用有所衰减（仅在10%的水平上显著）。正如前文所介绍的，中国对非基础设施援助主要由中方金融、工程企业主导，当地政府的参与积极性和效率对我方援建项目的影 响较小。回归（6）结果表明，受援国的民主程度并不会影响中国的基础设施援助项目对当地经济的促进作用。这同样是因为中国援建的基础设施项目都是“交钥匙”工程，从资金到建设的各个环节尽量避免当地腐败的影响，体现了中国援助模式的优越性。

表7 中国基础设施援助对非洲当地经济增长的异质性影响

被解释变量：夜晚灯光 亮度增长率	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
中国基础设施援助 $t_{-1}$	0.022*** (0.005)	0.001 (0.002)	0.033*** (0.007)	0.025*** (0.008)	0.008** (0.003)	0.023*** (0.003)
中国基础设施援助 $t_{-1} \times$ 是否有自然资源	0.004 (0.012)					
中国基础设施援助 $t_{-1} \times$ 是否有城市		0.033*** (0.006)				
中国基础设施援助 $t_{-1} \times$ 已建公路长度			0.003*** (0.000)			
中国基础设施援助 $t_{-1} \times$ 土壤适宜农业				-0.000 (0.002)		
中国基础设施援助 $t_{-1} \times$ 距首都距离					-0.037* (0.021)	
中国基础设施援助 $t_{-1} \times$ 国家民主程度						0.001 (0.001)
世行援助项目 $t_{-1}$	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
夜晚灯光亮度 $t_{-1}$	-0.352*** (0.036)	-0.352*** (0.036)	-0.352*** (0.036)	-0.352*** (0.036)	-0.352*** (0.036)	-0.351*** (0.036)

(续表)

被解释变量：夜晚灯光 亮度增长率	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
栅格固定效应	是	是	是	是	是	是
国家-年度固定效应	是	是	是	是	是	是
Adj. $R^2$	0.322	0.323	0.322	0.322	0.323	0.323
样本数	131 742	131 742	131 742	131 742	131 742	130 683

注：括号中为聚类于国家的标准误；\* $p < 0.1$ ，\*\* $p < 0.05$ ，\*\*\* $p < 0.01$ 。

## 七、结 语

本文利用栅格面板数据进行回归分析，发现中国援非项目尤其是基础设施项目对非洲经济发展有显著且稳健的积极贡献。中国在基础设施建设上的优势和经验最符合非洲的迫切需求，这些项目提升了非洲经济的自生能力，经济效益可观，是“授之以渔”的援助策略的体现。我们还进一步讨论了中国对非援助促进当地经济发展的作用机制，发现接受中国援助的地区在政治稳定、人口增长和工业生产等方面都得到显著改善。而且，中国援助对经济发展的作用并非单纯依靠开发当地的自然资源，也不受制于受援国的政治环境。我们结合中国对非援助在项目类型、项目运营维护等方面的特色，对上述结论进行解析，阐述中国对非援助的优势和成功经验，进而说明援非项目是符合双方共同利益的。这些经验结果不仅丰富了相关的发展经济学理论，而且有助于制定相关政策和计划，在未来更有效合理地安排和管理对外援助资金和人员，从而对地区稳定发展以及我国的经济和战略利益做出政策参考。

本文的不足之处在于数据所限无法分析中国对外援助更为长期的影响。例如，社会福利项目对经济发展的效应可能需要更长时间才能得到更为准确的反映。此外，中国在非洲实施的援助战略是以基础设施建设为主的，着眼于非洲未来的发展。未来更多的基础设施项目有可能更进一步地发挥规模递增效应，促进当地的产业集聚和物流升级，因此有可能本文的研究结果低估了这些基础设施对非洲经济更遥远的未来发展的积极贡献。

## 参 考 文 献

- [1] Bazzi, S., and M. Clemens, “Blunt Instruments: Avoiding Common Pitfalls in Identifying the Causes of Economic Growth”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2013, 5 (2), 152-186.
- [2] Burnside, C., and D. Dollar, “Aid, Policies, and Growth”, *American Economic Review*, 2000,

- 90 (4), 847-868.
- [3] Clemens, M., S. Radelet, R. Bhavnani, and S. Bazzi, "Counting Chickens When They Hatch: Timing and the Effects of Aid on Growth", *Economic Journal*, 2012, 122 (561), 590-617.
- [4] Dalgaard, C. J., H. Hansen, and F. Tarp, "On The Empirics of Foreign Aid and Growth", *Economic Journal*, 2004, 114 (496), F191-F216.
- [5] Dickens, A., "Ethnolinguistic Favoritism in African Politics", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2018, 10 (3), 370-402.
- [6] Donaldson, D., and A. Storeygard, "The View from Above: Applications of Satellite Data in Economics", *Journal of Economic Perspectives*, 2016, 30 (4), 171-198.
- [7] 董艳、张大永、蔡栋梁, "走进非洲——中国对非洲投资决定因素的实证研究", 《经济学》(季刊), 2011年第10卷第2期, 第675—690页。
- [8] Doucouliagos, H., and M. Paldam, "The Aid Effectiveness Literature: The Sad Results of 40 Years of Research", *Journal of Economic Surveys*, 2009, 23 (3), 433-461.
- [9] Dreher, A., A. Fuchs, B. Parks, A. Strange, and M. Tierney, "Aid, China, and Growth: Evidence from a New Global Development Finance Dataset", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2021, 13 (2), 135-174.
- [10] Dreher, A., A. Fuchs, B. Parks, A. Strange, and M. Tierney, "African Leaders and the Geography of China's Foreign Assistance", *Journal of Development Economics*, 2019, 140, 44-71.
- [11] Elhorst, P., *Spatial Econometrics: From Cross-sectional Data to Spatial Panels*. Heidelberg: Springer, 2014.
- [12] Feyzioglu, T., V. Swaroop, and M. Zhu, "A Panel Data Analysis of the Fungibility of Foreign Aid", *World Bank Economic Review*, 1998, 12 (1), 29-58.
- [13] Galiani, S., S. Knack, L. Xu, and B. Zou, "The Effect of Aid on Growth: Evidence from a Quasi-experiment", *Journal of Economic Growth*, 2017, 22 (1), 1-33.
- [14] Goldewijk, K., A. Beusen, J. Doelman, and E. Stehfest, "Anthropogenic Land Use Estimates for the Holocene-HYDE 3.2", *Earth System Science Data*, 2017, 9 (2), 927-953.
- [15] Hansen, H., and F. Tarp, "Aid and Growth Regressions", *Journal of Development Economics*, 2001, 64 (2), 547-570.
- [16] Hauk, W., and R. Wacziarg, "A Monte Carlo Study of Growth Regressions", *Journal of Economic Growth*, 2009, 14 (2), 103-147.
- [17] Henderson, V., A. Storeygard, and D. Weil, "Measuring Economic Growth from Outer Space", *American Economic Review*, 2012, 102 (2), 994-1028.
- [18] Horn, S., C. Reinhart, and C. Trebesch, "China's Overseas Lending", NBER Working Papers 26050, 2019.
- [19] 黄梅波、徐秀丽、毛小菁, 《南南合作与中国的对外援助: 案例研究》。北京: 中国社会科学出版社, 2017年。
- [20] Isaksson, A. S., and A. Kotsadam, "Chinese Aid and Local Corruption", *Journal of Public Economics*, 2018, 159, 146-159.
- [21] Ji, X., Y. Yao, and X. Long, "What Causes PM2.5 Pollution? Cross-Economy Empirical Analysis from Socioeconomic Perspective", *Energy Policy*, 2018, 119, 458-472.
- [22] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18-37.

- [23] 刘鸿武、黄梅波，《中国对外援助与国际责任的战略研究》。北京：中国社会科学出版社，2013年。
- [24] 罗伟、葛顺奇，“中国对外直接投资区位分布及其决定因素——基于水平型投资的研究”，《经济学》（季刊），2013年第12卷第4期，第1443—1464页。
- [25] Michalopoulos, S., and E. Papaioannou, “National Institutions and Subnational Development in Africa”, *Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129 (1), 151-213.
- [26] Michalopoulos, S., and E. Papaioannou, “Spatial Patterns of Development: A Meso Approach”, *Annual Review of Economics*, 2018, 10 (1), 383-410.
- [27] Minasyan, A., P. Nunnenkamp, and K. Richert, “Does Aid Effectiveness Depend on the Quality of Donors?”, *World Development*, 2017, 100, 16-30.
- [28] Murdock, G., “Ethnographic Atlas: A Summary”, *Ethnology*, 1967, 6 (2), 109—236.
- [29] Nunn, N., and N. Qian, “US Food Aid and Civil Conflict”, *American Economic Review*, 2014, 104 (6), 1630-1666.
- [30] Pack, H., and J. Pack, “Foreign Aid and the Question of Fungibility”, *Review of Economics and Statistics*, 1993, 258-265.
- [31] Qian, N., “Making Progress on Foreign Aid”, *Annual Review of Economics*, 2015, 7 (1), 277-308.
- [32] Rajan, R., and A. Subramanian, “Aid and Growth: What Does the Cross-Country Evidence Really Show?”, *Review of Economics and Statistics*, 2008, 90 (4), 643-665.
- [33] Ramankutty, N., J. Foley, J. Norman, and K. McSweeney, “The Global Distribution of Cultivable Lands: Current Patterns and Sensitivity to Possible Climate Change”, *Global Ecology and Biogeography*, 2002, 11 (5), 377-392.
- [34] Schraeder, P., S. Hook, and B. Taylor, “Clarifying the Foreign Aid Puzzle: A Comparison of American, Japanese, French, and Swedish Aid Flows”, *World Politics*, 2011, 50 (2), 294-323.
- [35] Wang, X., A. Ozanne, and X. Hao, “The West’s Aid Dilemma and the Chinese Solution?”, *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 2014, 12 (1), 47-61.
- [36] 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。
- [37] Xu, Z., and Y. Zhang, “Can Chinese Aid Win the Hearts and Minds of Africa’s Local Population?”, *Economic Modelling*, 2020, 90, 322-330.
- [38] 姚树洁、冯根福、王攀、欧境华，“中国是否挤占了OECD成员国的对外投资？”，《经济研究》，2014年第11期，第43—57页。

## Lightening Up Africa: The Effects of Chinese Aid on the Economic Development in Africa

ZHICHENG XU

(*Henan University*)

YU ZHANG\*

(*Nanjing Audit University*)

**Abstract** This research investigates the effects of Chinese aid on economic development in Africa. Through an econometric model with the grid-cell panel dataset by matching Chinese aid in Africa and the satellite nightlight data, we find that Chinese aid, in particular infrastructure projects, has a significant and robust positive impact on the economic development in Africa. Mechanism analysis suggests that Chinese aid lead to a significant reduction of violent rebel activities and growth in population and industries. Heterogeneous analysis demonstrates that Chinese infrastructure projects foster development not via resources exploitation. Moreover, the impact of Chinese infrastructure projects does not depend on institution.

**Keywords** foreign aid, Africa, economic development

**JEL Classification** C23, F35, O10

---

\* Corresponding Author: Yu Zhang, Institute of Economics and Finance, Nanjing Audit University, 86 Yushanxi Road, Nanjing, Jiangsu, 211815, China; Tel: 86-18660162078; E-mail: yzhang@nau.edu.cn.