

中国对非援助能否推动对非投资

胡 兵¹, 丁祥平¹, 邓富华²

(1. 重庆师范大学 经济与管理学院, 重庆 401331; 2. 西南财经大学 国际商学院, 成都 611130)

摘要: 中国对非洲援助和直接投资是近年引起普遍关注的国际现象。基于非洲国家样本的面板数据模型回归结果揭示, 中国对非洲国家的发展援助, 有利于促进中国的对外直接投资, 尤其是当中国投资进入规模较小的东道国时, 援助对企业开展海外直接投资的促进效应更为明显。研究结论表明, 在当前国际社会经济背景下, 将对外援助与对外投资等政策结合起来, 推动对外援助与对外投资的协调发展, 是可行的政策选择。

关键词: 对外援助; 非洲; 对外直接投资; 分位数回归

中图分类号: F125.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-2674(2015)01-067-07

中国对非洲国家的援助可追溯到 20 世纪 50 年代, 进入新世纪后发展尤为迅猛, 援助的范围和规模持续扩大。截至 2012 年底, 中国已向非洲地区 50 多个国家提供援助, 援助项目高达 1000 多个, 涉及工业、农业、基础设施以及文教卫生等领域,^① 引起国际社会和学者们的广泛关注。与此同时, 中国对非洲直接投资 (Outward Foreign Direct Investment, 以下简称 OFDI) 虽然起步较晚, 但进入新世纪以来增长势头也十分强劲, 投资额度持续攀高, 累计存量由 2003 年的 4.91 亿美元上升至 2012 年的 217.30 亿美元, 中国已成为非洲的主要投资来源国之一。^② 中国对非洲地区的援助如何影响对非洲地区的直接投资呢? Karakaplan^[1]、Kimura^[2]、Selaya^[3] 等研究表明, 援助对国际投资的影响是不确定的, 一方面, 具有政府主导性质的援助, 可能会抑制受援国的市场发育从而不利于外国资本的流入; 另一方面, 援助也可能会提高受援国的资本边际产出率从而吸引更多的外国资本流入。鉴于中国对非洲援助如何影响中国对非直接投资的相关研究还相当匮乏, 本文拟选择市场规模、资源禀赋、贸易开放程度、经济风险和政治风险等因素为控制变量, 实证考察我国对非洲直接投资的发展演变中对外援助所扮演的角色。考虑到中国在非洲的直接投资分布并不均衡,^[4] 实证研究采用面板分位数回归等方法, 以便更好地刻画中国对非援助对直接投资的影响。

一、文献综述

在经济全球化背景下, 援助与对外投资的联系日趋紧密, 国外已有较多文献尝试探讨援助对国际投资的影响。早期一些学者认为援助并不会影响国际直接投资。Karakaplan 等基于 1960~2004 年 90 个受援国的数据发现, 援助并不会影响 OFDI, 当且仅当受援国具有较好的治理环境时, 援助才会促进 OFDI。^[1] Kosack 和 Tobin 则认为, 援助与投资在本质上是不相关的, 前者主要是政府层面的经济合作, 后者则以私人部门之间的

收稿日期: 2014-08-17

定稿日期: 2014-10-27

基金项目: 教育部人文社科研究项目(11XJC790003)

作者简介: 胡兵(1975-), 男, 安徽桐城人, 经济学博士, 重庆师范大学经济与管理学院教授, 主要从事开放宏观经济理论研究; 丁祥平(1989-), 女, 山东临沂人, 重庆师范大学经济与管理学院硕士研究生, 主要从事宏观经济理论研究; 邓富华(1987-), 男, 江西永丰人, 西南财经大学国际商学院博士研究生, 主要从事国际投资、国际贸易与金融研究。

经济活动为主。^[5]但随着援助与投资的联系日益紧密,越来越多的学者认为援助会促进国际直接投资流入受援国。Harms 和 Lutz 指出,援建基础设施、改善人力资本等形式的援助,能够对 OFDI 产生催化作用,且这种作用在一些制度环境不够完善(如对外资管制比较严格等)的东道国更为明显,^[6]这与 Karakaplan 等的结论存在出入。Asiedu 和 Nandwa 认为,援助可以抵消掉一部分国家风险,尤其是跨国直接投资被征收的风险,从而有利于 OFDI 维持较高的水平。^[7]Kang 等也基于韩国和日本的援助实践,发现援助会通过获取海外经验和受援国信息促进援助国进一步向受援国开展直接投资。当然,也有个别学者认为援助会对受援国吸收国际直接投资产生不利的影响。^[8]Svensson 指出,向欠发达国家发展援助容易助长腐败现象,引导政府与私人投资者参与到非生产性的寻租活动中去,从而抑制国际直接投资的流入。^[9]Arellano 指出,援助能够增加受援国的贸易品供给,降低贸易品的相对价格,以致于会阻碍受援国吸收国际直接投资,^[10]这一现象被称为“荷兰病效应”。

上述研究表明,援助对国际直接投资的影响是不确定的。为了更好探究这种不确定性,一些学者开始尝试展开更为细致深入的研究,从援助的种类、援助的途径、援助的时间长短等方面进行拓展,取得了丰富的研究成果。Selaya 和 Sunesen 将援助划分为两种类型:物质资本型与补充要素型,前者以实物投入的形式会直接增加受援国的生产能力,提高国民收入和储蓄水平,但给定一国储蓄水平,受援国的资本边际产出率却会随之下降,从而挤出 OFDI。而后者以人力资本、技术等补充要素投入的形式,能够提高受援国资本的边际产出率,因而容易吸引更多的 OFDI。Selaya 等并基于 1970~2000 年 99 个国家的经验数据进行实证分析,进一步验证了上述观点。^[3]Kimura 和 Todo 将援助对 OFDI 的影响归纳为三个重要途径,一是正的“基础设施效应”,即通过改善受援国基础设施来提高资本的边际产出率,因而容易促进受援国吸收更多的 OFDI;二是负的“寻租效应”,即政府主导的援助会助长受援国的寻租行为,抑制 OFDI;三是正的“先导效应”,即援助先期进入东道国能够获取较为准确的东道国信息,为援助国企业提供相关的信息支持,以减少企业在跨国投资过程中可能存在的信息不对称,降低投资风险,从而有利于 OFDI 的流入。^[2]进一步地,他们将基于 1995~2002 年 5 个发达国家对 29 个中等和低收入水平国家(LDCs)实施援助的经验证据发现,援助对 OFDI 的影响并不必然是积极的,且三种效应并不必然同时存在,而是因援助国的不同存在一定差异。王翠、甘小军和刘超则认为,援助对国际直接投资影响的不确定性还与援助产生效应的时间长短有关,他们并采用 17 个 OECD 国家对中国实施援助的样本数据,证实双边援助对国际直接投资的影响存在时间差异,即短期双边援助会对 OFDI 形成挤出,中长期则对 OFDI 产生明显的促进作用。^[11]

现有关于我国对外援助与 OFDI 的研究还较为匮乏。张汉林、袁佳、孔洋采用 1993~2007 年中国对非洲发展援助与 OFDI 的数据,运用协整方法分析发现,援助与 OFDI 呈正相关关系,但他们并没有运用更为严格的计量方法揭示援助是否会对 OFDI 产生影响。^[12]Sanfilippo 则基于 1998~2007 年中国对非洲 41 个国家直接投资的数据分析发现,援助是 OFDI 的 Granger 原因,而 OFDI 并不是援助的 Granger 原因,这表明援助是 OFDI 的先导,能够为中国企业进入非洲开展直接投资活动提供便利,他们进一步采用更为稳健的计量检验,证实援助会正向影响 OFDI。^[13]Hua 研究中国对非洲贸易的影响因素时,也涉及到经济合作与 OFDI,并利用 2000~2010 年中国与非洲撒哈拉以南 45 个国家的经验证据分析发现,对非援助会直接促进中国对非洲国家出口机器、设备等商品,但援助对纺织品和服装等商品出口的支持需要通过催化 OFDI 来间接实现。^[14]上述文献对援助与 OFDI 进行了有益的探讨,构成本文研究的逻辑起点,但这些文献并没有考虑到中国 OFDI 在非洲分布不均的现实,仅仅将 OFDI 作“平均”处理,无法把握到援助可能对中国 OFDI 分布差异的影响,而面板分位数回归法能够弥补这一不足。

二、模型、方法与数据

1. 计量模型

本文借鉴 Sanfilippo^[13]、陈岩等^[4]的研究,在着重考察援助影响中国 OFDI 时,将市场规模、资源禀赋、贸

易开放程度、经济风险和政治风险等诸多变量作为控制变量 构建计量模型如下:

$$ofdi_{it} = \alpha_0 + \beta_1 ecoop_{it} + \sum \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标*i*、*t*分别表示国家和年份;*ofdi_{it}*为中国*t*年对非洲地区*i*国的实际直接投资额,*ecoop_{it}*代表中国*t*年对非洲地区*i*国的援助水平,*X*为控制变量集合,包括市场规模(*gdp*)、资源禀赋(*resou*)、贸易开放程度(*trade*)、经济风险(*Inf*)、政治风险(*pr*)等; ε_{it} 表示随机干扰项; α_0 为截距项,以控制不可观测的东道国个体特征。

2. 估计方法

为了考察对外援助在条件分布的不同位置对 OFDI 的影响,本文采用面板分位数回归方法。分位数回归最早由 Koenker 和 Bassett^[15]提出,后来 Koenker^[16]将分位数回归方法扩展到面板数据固定效应模型。基于面板分位数回归法,不同的分位数水平上具有不同的分位数函数,且随着分位数取值从 0 至 1,可捕捉到被解释变量在拟合自变量上的条件分布轨迹。

在考察对外援助影响 OFDI 的过程中,面板分位数回归法能够在刻画 OFDI 分布状况的基础上,探究援助的影响方向、大小和变化趋势,以测算援助变量对 OFDI 在规模差异上的敏感度。另外,分位数回归未假设数据分布需要服从正态分布,且不受超常值、异方差、被解释变量分布偏斜的干扰,从而运用该方法进行估计具有较好的估计效率。

3. 变量与数据

(1) 被解释变量。本文将对外直接投资(*ofdi*)选为被解释变量,以中国对非洲各个国家或地区的直接投资存量来进行度量,原始数据来自历年《中国对外直接投资统计公报》。

(2) 解释变量。本文核心解释变量为援助(*ecoop*),这里借鉴 Berthélemy^[17]、Sanfilippo^[13]分析方法,以中国与非洲国家或地区的经济合作总量来度量,^③数据来源于历年《中国统计年鉴》。

(3) 控制变量包括市场规模(*gdp*)、资源禀赋(*resou*)、贸易开放程度(*trade*)、经济风险(*Inf*)和政治风险(*pr*)等。其中,市场规模(*gdp*)采用非洲各国或地区的国内生产总值进行测度,单位为 2005 年不变价格;资源禀赋(*resou*)以东道国燃料、矿石和金属等自然资源出口占总商品出口的比例来度量;贸易开放程度(*trade*)以非洲各国或地区货物进出口总额与国内生产总值的比值度量;经济风险(*Inf*)以非洲各国或地区的通货膨胀率进行测度。以上变量的原始数据均来源于世界银行数据库;政治风险(*pr*)选用美国自由之家(Freedom House)各年度公布的东道国政治权利指数进行度量,该指数采用百分制评分法,得分越高,说明政治风险越低;反之,政治风险越高。

本文的实证研究以 2003 ~ 2010 年中国对非洲 35 个国家的面板数据作为样本,^④涵盖北非以及撒哈拉以南的非洲,可以代表非洲大陆的基本情况。在具体估计模型时,考虑到模型中的解释变量和控制变量均会受到前一期值的影响,为避免内生性问题,均取滞后一期值。同时,为了避免异方差性,对援助和国内生产总值等绝对值变量均作对数处理。各变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ofdi</i>	7.6117	2.1180	0	12.9368
<i>ecoop</i>	8.9755	1.7538	3.9318	13.2954
<i>gdp</i>	22.8637	1.4955	20.1933	26.3920
<i>trade</i>	75.7324	31.2336	27.3764	199.4376
<i>resou</i>	31.4567	33.0744	0.0005	98.8142
<i>inf</i>	7.3141	6.6211	-3.0998	44.3913
<i>pr</i>	4.1071	1.8460	1	7

注:样本数均为 $8 \times 35 = 280$;由于个别年份存在缺失值,采用插值法予以填补。变量 *ofdi*、*ecoop*、*gdp* 取自然对数。

三、实证分析

1. 面板分位数回归

基于面板分位数回归法,本文选取 5 个具有代表性的分位点 10%、25%、50%、75%、90%,以考察对外援助等因素在 OFDI 不同规模分布条件下的边际效应。具体的估计结果见表 2。

表 2 分位数回归结果——模型(1)

变量	10%	25%	50%	75%	90%
ecoop	0.8508 ^{***} (5.41)	0.8210 ^{***} (6.42)	0.5674 ^{***} (7.48)	0.4631 ^{***} (5.18)	0.3308 ^{***} (2.62)
gdp	0.1451 (0.87)	0.0710 (0.48)	0.1955 ^{**} (2.31)	0.1950 (1.41)	0.4714 ^{**} (2.24)
trade	-0.0209 ^{**} (-2.04)	-0.0158 ^{**} (-2.27)	-0.0098 ^{**} (-2.32)	-0.0106 ^{***} (-4.35)	-0.0113 ^{**} (-2.49)
resou	0.0074 (1.39)	0.0118 ^{***} (2.79)	0.0109 ^{***} (2.68)	0.0088 ^{**} (2.39)	0.0112 (1.56)
inf	0.0322 (1.41)	0.0239 [*] (1.73)	0.0285 ^{**} (2.45)	0.0126 (1.25)	0.0089 (0.47)
pr	-0.1671 ^{**} (-2.11)	-0.1502 [*] (-1.68)	-0.1907 ^{**} (-2.39)	-0.0940 (-1.12)	-0.2994 ^{**} (-2.17)
PseudoR ²	0.3914	0.3797	0.3773	0.3937	0.3761

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著;括号内数值为 t 统计量;估计结果为抽样 1000 次所得结果,下同。

从表 2 中可以看出,在所有分位数水平上,援助的系数均为正且均在 1% 的水平上显著,这说明援助会正向影响 OFDI。我国在对非洲国家援助的过程中,通过援建基础设施、实施人才培养计划以及提供技术支持等方式,能够改善非洲国家对生产要素尤其是资本的吸纳能力,提高资本在非洲国家的边际产出率,从而会吸引外资企业进入这些国家赚取更大的投资收益。同时,以政府为主导的援助在非洲国家能够树立良好的形象,能够为中国企业的进入营造良好的政策环境,抵消掉一部分非洲国家普遍存在的国家风险(政治、金融以及文化等层面的风险),从而保障投资收益的实现。继续观察各个分位点的回归系数,发现援助的系数随着条件分布由低向高水平变动而逐渐下降,且处于 90% 与 10% 分位点的系数差异明显,这反映出在较低的分位点,援助对 OFDI 的正向效应更为明显,表现为援助每增加 1% 能够带动 OFDI 上升 85.08%。而在较高分位点(0.9)处,援助对 OFDI 的正向效应则较为微弱,表现在援助每增加 1%,OFDI 上升 33.08%。由此可以解释,援助对中国 OFDI 的影响具有连续性,且依赖于援助对东道国资本吸纳能力的改善程度,换言之,援助会通过提高东道国吸纳资本的能力及资本的边际产出率来促进外资的流入,但是,越来越多的外资流入会稀释援助对 OFDI 的边际效应,因而随着 OFDI 规模的扩大,援助对 OFDI 的边际效应会逐渐变小。

在其他控制变量方面,gdp 作为市场规模的衡量指标,在五个分位点下系数均为正,且在 50% 和 90% 的分位点处均通过 5% 的显著性检验,这表明中国 OFDI 在非洲具有较强的市场寻求动机。trade 在所有分位点均在 5% 水平上显著且符号为负,说明东道国的贸易开放度对我国 OFDI 具有负向影响,这与陈岩等^[4]的研究结论一致。资源禀赋的系数在所有分位点符号为正,在 25%、50%、75% 等分位点处均在 5% 水平上显著,这显示出中国对外直接投资具有较强的自然资源寻求动机。通货膨胀率的系数在所有分位点符号为正,

25%分位点处在10%水平上显著,50%分位点处5%水平上显著,反映出中国 OFDI 对经济风险不敏感。但政治风险的系数在所有分位点符号均为负,除75%分位点外均在10%水平以上显著,这在一定程度上也反映出中国 OFDI 具有较强的风险偏好特征,这与胡兵和邓富华^[18]的研究结论较为一致。

2. 稳健性检验

(1) 改用流量数据测度 OFDI。为了获得更为稳健的结论,以流量数据代替存量数据测度 OFDI,再次运用面板分位数回归法进行估计,^⑤相应的估计结果见表3。

从表3中可以看出,在所有的分位数水平上,对外援助指标系数均为正,在1%水平上显著,且随着分位点的提高呈递减趋势,研究结果并未发生变化,这表明无论采用存量数据还是流量数据测度 OFDI,援助的推动作用都随着 OFDI 规模的增大而减弱。至于其他控制变量,也未发生较大变化,这里不再重复。

表3 分位数回归结果——模型(2)

变量	10%	25%	50%	75%	90%
ecoop	0.7733*** (3.49)	0.6805*** (4.35)	0.6069*** (5.25)	0.5512*** (4.09)	0.4186*** (2.67)
gdp	0.3437 (1.18)	0.4722*** (2.62)	0.1194 (0.88)	0.1556 (0.88)	0.3103 (1.12)
trade	-0.0125 (-1.47)	-0.0111 (-1.51)	-0.0174*** (-3.33)	-0.0095* (-1.72)	-0.0142** (-2.36)
resou	0.0228*** (2.71)	0.0209*** (3.39)	0.0201*** (4.21)	0.0058 (0.94)	0.0061 (0.88)
inf	0.0147 (0.51)	0.0375 (1.20)	0.0243 (1.31)	0.0048 (0.24)	0.0393 (1.54)
pr	-0.3245* (-1.82)	-0.3705*** (-2.73)	-0.2040** (-2.25)	-0.1120 (-0.97)	-0.1550 (-1.38)
PseudoR ²	0.3328	0.3486	0.3293	0.3116	0.3186

(2) 采用动态面板估计法。考虑以往较多研究表明对外直接投资存在一定的连续性,本文在静态面板模型的基础上引入对外直接投资滞后一期值 $ofdi_{i,t-1}$,并将其作为部分遗漏变量的代理变量,设定动态面板模型如下:

$$\ln ofdi_{it} = \alpha_0 + \beta_0 \ln ofdi_{i,t-1} + \beta_1 \ln ecoop_{it} + \sum \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中,东道国 GDP、贸易开放度、资源禀赋、经济风险和政治风险并非严格外生变量,将其作为内生变量加以控制。为了解决内生性问题,运用 Twostep System - GMM 的方法对式(2)进行估计。具体估计时采用存量数据测度 ofdi,将差分后的滞后因变量和内生自变量作为水平方程中对应变量的工具变量,将水平的滞后因变量和内生自变量作为差分方程中对应变量的工具变量,年度虚拟变量作为外生变量。相应估计结果见表4。

运用 Twostep System - GMM 估计方法时,还需要进行相关的诊断检验,以判断该方法是否具有适用性。在表4中,AR(1)、AR(2)检验表明,差分转换方程的残差只存在1阶自相关而不存在2阶自相关,说明动态面板模型的设置是合理的;Sargan 检验的 P 值为 1.0000,在5%的显著水平上接受原假设,表明工具变量的构建是有效的。

从表4可以看出,对外援助变量在10%水平上显著,且援助水平每增加1%,中国 OFDI 相应地增加25.03%,这表明即使考虑 OFDI 动态项,援助依然对 OFDI 具有显著的正向影响,研究结论与上文较为一致,因而具有较好的稳健性。至于滞后一期对外直接投资变量的系数为正,且在1%的水平下显著,表明我国对外直接投资具有较好的连续性和集聚性。其他控制变量的估计结果并无多大变化,不再赘述。

表 4 Twostep System - GMM 估计结果——模型(3)

变量	模型(3)
L. ofdi	0.6332*** (5.07)
eccop	0.2503* (1.83)
gdp	0.1533 (1.31)
trade	-0.0040 (-0.85)
resou	0.0112** (2.17)
inf	0.0064 (0.44)
pr	-0.1044 (-0.70)
常数项	-2.0253
AR(1)	0.0258
AR(2)	0.9558
sargan	1.0000
年度虚拟变量	Yes
观测值	245
工具变量个数	92
国家数	35

四、结 论

自 2000 年中非合作论坛建立以来,中非关系不断升温,对非援助和直接投资逐渐成为媒体和学者们关注的热点。本文基于近年我国对非洲国家援助和直接投资的跨国面板数据,着重探讨了中国对非洲发展援助对 OFDI 的影响,分析结果显示,对非洲发展援助会促进中国 OFDI 流入受援国,且随着 OFDI 规模的扩大呈逐渐递减的态势,即 OFDI 规模越大的国家,援助对 OFDI 的正向效应越弱,稳健性检验支持上述结论。研究表明,中国对非洲国家发展援助有利于推动中国的对外直接投资,尤其对于中国投资进入规模较小的东道国,援助能够更好地发挥先导作用,带动企业的对外直接投资,而随着中国在非洲国家的 OFDI 逐步扩大,援助拉动 OFDI 的边际效应呈现一定的递减趋势。

事实上,非洲国家落后的基础设施是制约其发展的瓶颈,而近年来中国加大了对非洲基础设施的援建,这在很大程度上提高了非洲国家的资本边际产出率,增强了其自身发展能力,有助于吸引中国对非洲的直接投资。然而,随着 OFDI 的持续扩大,援助对 OFDI 的拉动效应存在边际递减特征,表现为援助对 OFDI 的促进作用受限。那么,在当前国际社会经济背景下,要综合考虑援助与对外直接投资的关系,强调对非援助与直接投资等政策的结合和互补,以寻求在当前复杂国际社会经济背景下既增强受援国发展能力,又促进中国对外直接投资的双赢格局。具体说来,在援助的对象上,对于中国对外直接投资规模较小的东道国,可以适当加大援助力度,吸引更多的中国企业进入;在援助的类型上,以提供优惠贷款和项目合资合作援助为主,既促进受援国国内社会经济环境的改善,又提高受援国自身发展能力和资本吸纳能力;在援助和对外投资政策制定上,要重视对外援助与直接投资的机制和方式创新,如适当引入产业引导基金,鼓励以对外直接投资的形式改善非洲基础设施等,合理对比对非援助与直接投资,实现对外援助与对外投资的协调发展。

注 释

- ①参见国务院《中国与非洲的经贸合作(2013)白皮书》。
- ②参见“World Investment Report 2013”。
- ③目前我国对非援助的主要方式是双边援助,表现为对受援国提供一定的资金(或贴息优惠贷款)、技术支持、基础设施援建以及开展人才培养等,而经济合作是政府主导的,包括承包工程,劳务合同和设计咨询等,并在一定程度上涵盖对外援助,因而 Berthélemy(2009)、Sanfilippo(2010)等均建议用经济合作数据度量我国对非洲国家的援助。
- ④按照我国对非洲直接投资的国家或地区,删除个别数据不全的国家或地区,最终选择的35个样本国家:阿尔及利亚、贝宁、博茨瓦纳、布隆迪、喀麦隆、佛得角、中非、刚果(布)、埃及、埃塞尔比亚、冈比亚、加纳、几内亚、肯尼亚、莱索托、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、卢旺达、塞内加尔、塞舌尔、南非、苏丹、坦桑尼亚、多哥、突尼斯、乌干达。
- ⑤由于布隆迪、中非、冈比亚、马拉维、塞内加尔等国家的OFDI流量数据缺失较严重,将这些国家予以剔除,样本国家减少至30个。

参考文献

- [1] Karakaplan U M, Neyapti B, Sayek S. Aid and Foreign Direct Investment: International Evidence [R]. Turkish Economic Association Discussion Paper, Bilkent University, 2005, (5).
- [2] Kimura H, Todo Y. Is Foreign Aid a Vanguard of Foreign Direct Investment? A Gravity – Equation Approach [J]. World Development, 2010, 38(4): 482 – 497.
- [3] Selaya P, Sunesen E R. Does Foreign Aid Increase Foreign Direct Investment [J]. Discussion Papers, 2008 (08 – 04): 2155 – 2176.
- [4] 陈岩,马利灵,钟昌标. 中国对非洲投资决定因素: 整合资源与制度视角的经验分析 [J]. 世界经济, 2012, (10).
- [5] Kosack S, Tobin J. Funding Self – Sustaining Development: The Role of Aid, FDI and Government in Economic Success [J]. International Organization, 2006, 60, 205 – 243.
- [6] Harms P, Lutz M. Aid, Governance and Private Foreign Investment: Some Puzzling Findings for the 1990s [J]. The Economic Journal, 2006, 116(513): 773 – 790.
- [7] Asiedu E, Jin Y, Nandwa B. Does Foreign Aid Mitigate the Adverse Effect of Expropriation Risk on Foreign Direct Investment? [J]. Journal of International Economics, 2009, 78(2): 268 – 275.
- [8] Kang S J, Lee H, Park B. Does Korea Follow Japan in Foreign aid? Relationships between Aid and Foreign Investment [J]. Japan and the World Economy, 2011, 23(1): 19 – 27.
- [9] Svensson J. Foreign Aid and Rent – Seeking [J]. Journal of International Economics, 2000, 51(2): 437 – 461.
- [10] Arellano C, Bulfır A, Lane T, et al. The Dynamic Implications of Foreign Aid and Its Variability [J]. Journal of Development Economics, 2009, 88(1): 87 – 102.
- [11] 王翬,甘小军,刘超. 国际双边发展援助对 FDI 的影响研究——基于 17 个 OECD 国家对华发展援助的实证 [J]. 国际贸易问题, 2013(6): 115 – 123.
- [12] 张汉林,袁佳,孔洋. 中国对非洲 ODA 与 FDI 关联度研究 [J]. 世界经济研究, 2010, (11).
- [13] Sanfilippo M. Chinese FDI to Africa: What Is the Nexus with Foreign Economic Cooperation? [J]. African Development Review, 2010, 22(s1): 599 – 614.
- [14] Hua Ping. Impact of China’s Economic Cooperation and OFDI on Its Trade with Africa [J]. China Goes Global, 2013(9).
- [15] Koenker R, Bassett Jr G. Regression Quantiles [J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1978(1): 33 – 50.
- [16] Koenker R. Quantile Regression for Longitudinal Data [J]. Journal of Multivariate Analysis, 2004, 91(1): 74 – 89.
- [17] Berthélemy J C. Impact of China’s Engagement on the Sectoral Allocation of Resources and Aid Effectiveness in Africa [C]. African Economic Conference. 2009: 11 – 13.
- [18] 胡兵,邓富华. 腐败距离与中国对外直接投资——制度观和行为学的整合视角 [J]. 财贸经济, 2014, (4).

责任编辑:黎贵才