

中国开发性金融与非洲企业成长^{*}

——来自世界银行企业调查的证据

杨攻研¹ 贾寅瑞²

摘要 近些年来,中国在国际中的身份逐步由“捐助者”转变为“银行家”,其海外支出形式由传统意义的援助转向开发性金融。本文基于全球中国开发性金融数据库与世界银行非洲地区企业调查数据,使用中国六大生产性原材料与中国外汇储备作为工具变量,实证检验了中国开发性金融对非洲企业成长的正向促进作用。在对开发性金融进行分类、形式变换、企业子样本分析等一系列稳健性检验后,该结论依然成立。同时研究发现,中国开发性金融对政治和政府机构稳定的国家的企业(尤其是国有企业)有着更大的影响,进一步的机制分析表明,中国开发性金融能够通过改善基础设施、放松融资约束、规范市场制度推动非洲企业发展,并使企业劳动生产率和全要素生产率得以提高。本文从开发性金融的视角阐明了中国对非洲企业增长的正向作用,为全球发展框架下的“南南合作”有效性提供了有力支持。

关键词 开发性金融;非洲企业成长;工具变量

0 引言

近年来,中国对外发展支出从只注重赠款和低息贷款的传统援助,更多地转向以外币计价、接近市场利率的非优惠贷款和出口信贷,中国的国际身份逐步由“捐助者”(Benefactor)转变为了“银行家”(Banker)^①。2000至2019年中国向非洲所提供的融资承诺金额高达1534亿美元,其中涵盖了赠款、技术援助、优惠与非优惠贷款、买方与卖方信贷、债务豁免与重组、奖学金与人员培训等各类项目。这种同时包含援助和债务、以支持发展为核心、介于政策性金融与商业性金融之间的中长期融资形式,被称作中国开发性金融(development finance)。关于中国开发性金融的真实影响存在诸多争议,一方面,美国

* 本研究受2024年国家社会科学基金重点项目“地缘政治风险对我国企业供应链安全的影响及对策研究”(项目编号:24AGJ008);2023年辽宁省教育厅基本科研项目面上项目(项目编号:JYTMS20230742);2023年度辽宁大学亚洲研究中心亚洲问题研究项目重点项目(项目编号:Y202302)的资助。感谢匿名评审专家提出的修改建议,其中文责自负。

¹ 杨攻研,辽宁大学国际经济政治学院教授,E-mail:ygy85@163.com。

² 贾寅瑞(通信作者),中国人民银行河南省分行主任科员,E-mail:15637320708@163.com。

① Dreher et al. (2022)认为中国在过去20年中从“躲猫猫”式的捐助者转变为了诸多发展中国家的第一贷款人,其海外发展项目不再侧重于援助而是债务。

等西方国家对我国所部署的巨量开发性金融持有消极看法,批评我国会通过腐败来破坏长期的发展,将东道国锁在不透明的债务陷阱中;另一方面,许多发展中国家领导人认为我国的发展融资是灵活的、以需求驱动的,能够促进经济发展和政治稳定。总体而言,学界对我国开发性金融的海外影响缺乏完备的实证分析,其有效性亟须得到理论与经验上的证明。

本文选取 AidData 提供的全球我国开发性金融数据集 2.0 版作为开发性金融的数据来源,并结合世界银行企业调查数据(WBES),构建了 2005—2019 年非洲地区 24 个国家的微观企业面板数据,探究了我国开发性金融和东道国企业增长的因果关系。该研究共有以下三点创新与贡献。首先,现有文献多数关注于官方发展援助(ODA)和外商直接投资(FDI)的影响,对开发性金融关注不足。本文从开发性金融的视角进行切入(图 1),根植于我国开发性金融特征,拓展了我国资本输出对世界经济影响的研究,系统的实证分析在一定程度上填补了文献空白。其次,本文首次基于微观企业的视角,论证了我国开发性金融对非洲地区的积极影响,相比宏观研究更加精准地评估了经济增长效应,弥补了实证分析在微观领域的缺失。最后,在方法上,本文使用我国六大生产性原材料与我国外汇储备作为工具变量处理了内生性问题,并对机制展开了完备分析。

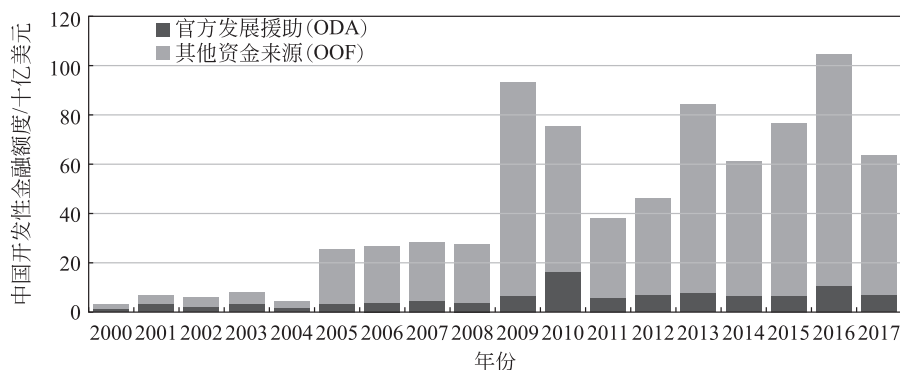


图 1 中国开发性金融海外支出额度与构成

本文剩余结构安排如下:第 1 部分介绍相关文献并提出理论假说,第 2 部分介绍所用数据及模型设定,第 3 部分汇报基准实证结果,第 4 部分为稳健性检验,第 5 部分为异质与机制分析,第 6 部分总结全文。

1 文献回顾与理论假说

1.1 开发性金融相关文献综述

开发性金融(Development Finance)起源于 20 世纪的欧洲,最初是为了解决工业革命进程中的长期大额资金需求而衍生出的一种特殊金融形态(Cameron,1953)。根据国内学者定义,开发性金融特指依托于国家主权信用,以建设市场、制度与信用的方式,服务于国家战略与公共政策,为特定需求者提供中长期融资的一种金融形式(陈元,2010;徐佳君,2017)。支持发展是开发性金融的核心目的,其主要聚焦于基础设施等长周期、高风险项目,提供具有发展前瞻性和创造性功能的投融资业务(陈元,2019)。

开发性金融能够培育市场主体、完善制度、建设信用,克服周期长、风险高、协调难的挑战,发挥积极的逆周期调节作用,向商业金融不愿涉足但亟须发展的领域提供资金支持。同时,开发性金融也能防止政府失灵所陷入的“预算软约束”问题,不当的政府干预易使资金流向有政治关系的裙带企业(Faccio,2006),阻碍关键领域的融资。开发性金融的市场化运作方式和市场业绩支柱可保证对企业和项目进行筛选并监督,将国家发展始终放在首位,具备可持续的生存力。开发性金融能够充分借助国际资源获取市场信息,有效发挥中长期贷款的优势和经验,提供大额融资并且推动市场建设,助力合作国的经济发展和基础设施建设等顶层设计(陈杨和董正斌,2022)。

1.2 中国开发性金融促进非洲企业增长理论分析

中国开发性金融向海外提供了巨额信贷额度,为非洲、拉美等中低收入国家建设了大量发展项目,全面扩大了全球开发性金融的规模、行业 and 地理空间覆盖范围(Chin and Gallagher,2019)。相比之下,西方多边开发银行贷款主要集中于卫生、教育、环境项目以及政策改革上(World Bank,2017),中国则重点关注交通、能源、通信等基础设施领域,是对西方发展融资的重要补充。在海外资金的组合构成上,中国官方所支持的大部分资金并不是官方发展援助(ODA)(Bräutigam,2011),其所提供的大规模出口信贷、非优惠贷款等不属于 OECD 定义下的 ODA 范畴,这种 ODA 之外支持国家发展的外部资金也被称为“超越发展援助”(Beyond ODA Flows)(Prizzon et al.,2017)。虽然在成分上不同于西方定义的传统援助,但中国官方融资的发展性质始终如一,融合了非优惠贷款和优惠贷款、援助贷款和商业贷款的中国开发性金融正以一种协调的方式进行全球化扩散(Chin and Gallagher,2019)。

有研究认为中国在非洲的发展融资虽不断增长,但实际并没有开拓出真正的政策空间(Kragelund,2015),附加条件较少的发展援助容易被当地政治捕获,不公平地惠及在政治上享有特权的地区(Dreher et al.,2019),引发社会抗议和环境恶化(Gallagher et al.,2018),带来巨大的社会成本以及不可持续的债务负担(Hurley et al.,2019)。但同样有学者认为,不可将中国的发展融资视为“流氓援助”(Dreher and Fuchs,2015),并对“债务陷阱论”做出批判(Singh,2021)。中国开发性金融在环境和社会保障方面的规范正在迅速演变(Bräutigam,2010),随着经济走向复苏和重建,开发性金融在投资动员、示范咨询方面发挥了重要作用(Adian et al.,2020)。有研究通过实证方法证明了中国的开发性融资与全球经济增长正向相关(Dreher et al.,2021),投入于交通行业的中国开发性金融能够使经济更好地辐射周边区域,减少合作国经济发展的不平等(Bluhm et al.,2025)。基于此,本文提出假设1。

假设1:中国开发性金融能够促进非洲地区的微观经济增长。

关于中国开发性金融如何促进非洲企业的增长,本文考虑了基础设施、融资约束、市场制度这三方面的机制渠道。从自身发展经验和产业优势出发,中国对非洲的开发性金融的大部分数额投向于水电、铁路、通信等基础设施建设领域。基础设施是经济活动的基础,通常具备正外部性,交通、数字等基础设施的改善能够显著提高企业的全要素生产率(刘秉镰等,2010;温湖炜和钟启明,2022)。外来的发展援助能够减轻企业所面临的基础

设施需求压力(Dollar et al., 2005),并为东道国带来先进的技术和设备,提升其自身的建设能力。其次,融资约束障碍是制约发展中国家企业增长的另一重要因素(Beck et al., 2005),不稳定的融资来源将限制企业的创新活动(鞠晓生等, 2013)。开发性金融能够在信贷受限的环境中为企业提供一个新的融资来源,扩大企业融资的可能性边界;外来发展援助可以减轻政府的财政压力从而为私营企业提供更多信贷(Rajan and Subramanian, 2011)。此外,体制环境和市场制度也将对企业经营活动造成影响,不当的援助会降低对市场制度依赖较高的企业的增长(Rajan and Subramanian, 2007),引发荷兰病和长期下的衰退。开发性金融的重要特征之一即为推动市场、信用、制度的建设来弥补长期融资领域下的市场失灵,市场制度环境的改善能够创造更平等的机会,缩小国有企业与非国有企业间的资本配置效率(方军雄, 2007)。基于此,本文提出假设 2。

假设 2: 中国开发性金融能够改善基础设施、放松融资约束、规范市场制度来促进非洲企业增长,并提高企业劳动生产率。

2 数据与实证模型

2.1 数据说明

由于中国官方并未公布开发性金融数据,本文的数据严源于威廉与玛丽学院对外援助研究中心(AidData)所创建的全球中国开发性金融数据库(Global Chinese Development Finance Dataset 2.0)。该数据库详细记录了 2000 年至 2017 年间世界范围内由中国所承诺支持的发展项目的信息,共包含 145 个国家的 13427 个项目,总金额高达 8430 亿美元,涵盖了所有区域、所有行业、所有来源的中国开发性金融。2.0 版本的全球中国开发性金融数据库首次收集了经合组织(OECD)定义的所有官方融资项目,包括官方发展援助(ODA-like)和其他官方资金(OOF-like),以及少数缺乏细节信息而未能归类的模糊官方融资(Vague Official Finance)。参考了 Dreher et al. (2021)中国开发性金融的计算方式,以及 AidData 数据库、联合国开发计划署 UNDP(2021)对中国开发性金融的定义和说明,本文将中国开发性金融统计为 ODA 与 OOF 的加总。

被解释变量为非洲地区的企业增长,本文选取企业销售增长率对其进行度量。在机制分析部分,本文也考察了企业的劳动生产率和全要素生产率。所有企业数据均源自世界银行企业调查数据库(WBES),本文选取非洲地区作为研究样本,共包含 24 个国家,时间跨度为 2005—2019 年,并筛选了具有统一标准的调查问卷,使得不同国别间的数据具备可比性。

在开展企业调查的十余年间,有部分企业接受了两次或以上的问卷调查,而有些企业只接受了一次调查。据此,本文使用接受两次及以上调查的企业构建面板数据,以及考虑全部的企业作为混合横截面数据。企业调查的具体数据包含了当前年份及两年前的销售额,因此本文将被解释变量构建为三年期的平均销售增长率。为保持一致,本文对开发性金融与国家层面的控制变量也都进行了三年期的平均处理。

参考 Chauvet and Ehrhart(2018)的研究,本文将控制变量分为企业层面与国家层面两种。其中企业层面的变量源自 WBES 调查问卷,用以控制企业特征,包括:(1)企业年龄(Age);(2)企业规模(Size),按照劳工人数分为 1(雇佣数<20)、2(20≤雇佣数≤99)、3(雇

佣数 ≥ 100)三个层级;(3)企业是否部分属于国有(State);(4)企业是否部分属于外资(Foreign);(5)企业产品是否出口(Export)。国家层面的控制变量来自世界银行 WDI 与 WGI 数据库,其中包括:(1)GDP 增长率(Gdp_growth);(2)GDP 总值(Gdp_total),以 2010 年美元表示;(3)总人口数(Pop);(4)腐败治理(Corr_control),指标越高表示国家拥有越好的腐败控制能力。

2.2 基础模型与工具变量设定

为识别中国开发性金融与非洲地区企业增长之间的因果关系,本文使用考虑了固定效应的普通最小二乘法进行基础回归,构建计量模型如下:

$$\text{Sale_growth}_{i,j,k,t} = \alpha + \beta_1 DF_{j,t} + \beta_2 X_{j,t} + \gamma Z_{i,j,k,t} + \mu_i + \theta_{k,t} + \epsilon_{i,j,k,t} \quad (1)$$

其中, $\text{Sale_growth}_{i,j,k,t}$ 为国家 j 行业 k 中企业 i 的平均销售增长率,具体为第 $t-2$ 年与第 t 年的年度平均增长率^①,用以测度微观企业的增长; $DF_{j,t}$ 表示中国开发性金融在东道国 j 的承诺数额; $X_{j,t}$ 为一系列国家层面的控制变量;上述国家层面变量均以相同的方式进行三年期平均; $Z_{i,j,k,t}$ 为一系列企业层面的控制变量,随时间变化。此外,本文还加入了时间-行业固定效应 $\theta_{k,t}$,用来控制无法观测的时变变量和行业特征,以控制全球行业供求行情等因素,并且在核心的面板数据回归中考虑了企业固定效应 μ_i ,在混合横截面数据回归中则考虑国家固定效应,尽可能减少遗漏变量所引起的内生性问题。具体变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量说明与描述性统计

变量名称	变量说明	样本	均值	标准差	最小值	最大值
$\text{Sale_growth}_{i,j,k,t}$	企业销售增长率(三年期平均)	19423	0.697	34.87	-100.00	100
$DF_{j,t}$	开发性金融(三年期平均)	26602	488.3	562.1	0	2170
$\text{Gdp_growth}_{j,t}$	经济增长率(三年期平均)	26602	5.561	2.632	-3.329	10.84
$\text{Gdp_total}_{j,t}$	经济总规模(三年期平均)	26602	106420	144802	1358	427214
$\text{Pop}_{j,t}$	总人口(三年期平均)	26602	51.21	53.26	0.505	170.1
$\text{Corr_control}_{j,t}$	腐败治理(三年期平均)	26602	-0.655	0.568	-1.428	1.092
$\text{Age}_{i,j,k,t}$	企业年龄(虚拟变量)	25831	16.24	14.47	0	153
$\text{Size}_{i,j,k,t}$	企业规模(虚拟变量)	26602	1.532	0.702	1	3
$\text{State}_{i,j,k,t}$	是否国有(虚拟变量)	26095	0.0218	0.146	0	1
$\text{Foreign}_{i,j,k,t}$	是否外资(虚拟变量)	26058	0.147	0.354	0	1
$\text{Export}_{i,j,k,t}$	是否出口(虚拟变量)	25850	0.098	0.297	0	1
Material_t	六大材料产能(三年平均)	26602	359607	109344	191181	497957
Reserve_t	中国外汇增量(三年平均)	26602	2019.57	2683.48	-5126.5	5097.29
p_j	接受开发性金融概率	26602	0.749	0.136	0	0.9

① 企业销售增长率是指当期的财政年与上一时期之间销售额变化的百分比,大多数国家为三年期的增长率,少部分国家为四年期或两年期的销售增长率。对于个别销售数据覆盖了 4 年或 2 年的国家,本文按照各自的时间跨度进行了计算,且销售额经过各国 2009 年 GDP 平减指数相统一。具体的销售增长率存在异常极值,本文去除了极值样本,将其规范在-1~1。

基于上述模型设定,本文中仍存有潜在的反向因果和测量误差等内生性问题。一方面,中国开发性金融可能会促进东道国企业的增长,另一方面,增长较快的企业也可能会吸引更多源自中国的开发性金融投入。尽管中国开发性金融项目背后主导者通常是一国政府,而非微观企业,但并不能就此简单地忽略反向因果问题。同时企业调查问卷中的数据统计可能存在误差,这些问题都将混淆正确的因果识别。因此参考 Nunn and Qian (2014)与 Dreher et al. (2021),本文共选取了两个工具变量进行两阶段最小二乘回归,以解决潜在的内生性。其计量模型如下:

$$\text{Sale_growth}_{i,j,k,t} = \beta_0 + \beta_1 DF_{j,t} + \beta_2 X_{j,t} + \beta_3 Z_{i,j,k,t} + \mu_i + \theta_{k,t} + \epsilon_{i,j,k,t} \quad (2)$$

$$DF_{j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IV_{j,t}^1 + \alpha_2 IV_{j,t}^2 + \alpha_3 X_{j,t} + \alpha_4 Z_{i,j,k,t} + \mu_i + \theta_{k,t} + \epsilon_{i,j,k,t} \quad (3)$$

$$IV_{j,t}^1 = \text{Material}_t \times p_j \quad (4)$$

$$IV_{j,t}^2 = \text{Reserve}_t \times p_j \quad (5)$$

$$p_j = \frac{1}{20} \sum_{t=2000}^{2019} p_{j,t} \quad (6)$$

在一阶段内生变量与工具变量的回归中,本文使用的工具变量有两个,分别为中国国内生产性原材料 Material_t 与东道国接受中国开发性金融概率 p_j 的交互项 $IV_{j,t}^1$ 、中国外汇储备增量 Reserve_t 与东道国接受中国开发性金融概率 p_j 的交互项 $IV_{j,t}^2$,其中 Material_t 与 Reserve_t 均按照基础模型设定进行了三年期平均。

首先,第一个工具变量 $IV_{j,t}^1$ 由中国国内生产的六种原料——水泥、生铁、粗钢、玻璃、木材、原铝——通过因子分析法构建而成。上述六大材料产量能够较为全面地代表中国国内产能,且存在一定的相关性,本文提取其中的第一因子作为交互项前半部分 Material_t 。作为具有战略意义的重要大宗商品,钢、铁、铝等原材料的国内生产投入水平会大大超出国内需求,Bluhm et al. (2025)与 Dreher et al. (2019)认为这些材料的产量是中国对外基础设施项目提供融资的关键因素,国内产能输出能力的增长是驱动中国对外投资的重要动机。第二个工具变量 $IV_{j,t}^2$ 由中国外汇储备年度增量 Reserve_t 构成,这一变量的选取逻辑与生产性原材料相似,即中国需要解决国内供应过剩的问题。长年的贸易顺差使得中国外汇储备不断增长,若让巨量外汇进入国内经济循环,将会引发通货膨胀和货币贬值的风险。因此,中国增加了以外汇计价的商业贷款而非高度优惠的贷款投放给东道国,为其提供发展融资。

工具变量的另一部分 p_j 为国家 j 获得中国开发性金融的概率,其具体计算方式为2000年后东道国获得中国开发性金融的年数与样本总年数之比,详见式子(6)。其中 $p_{j,t}$ 为二元虚拟变量,当国家 j 在第 t 年中至少接受了一次来自中国的开发性金融时,赋值为1,否则为0。我们期望借此衡量开发性金融的惯性:在控制了影响中国资金分配的同期因素下,过去曾接受过中国开发性金融的国家在当期可能获得更多的开发性融资。

至此,分别将生产材料、外汇储备与接受开发性金融的概率进行交乘,即为最终的两个工具变量。在理论模型与实证检验上,本文使用的工具变量能够满足相关性和外生性要求,具备一定的有效性与合理性。

3 实证结果

基于上述模型设定,中国开发性金融与非洲企业增长关系的基准回归结果见表 2。其中第(1)列与第(2)列为混合横截面数据下的普通最小二乘(OLS)回归,其样本包含了仅接受了一次调查和接受两次及以上调查的所有企业;第(3)列和第(4)列为面板数据下的固定效应(FE)回归,其样本只包含了接受两次及以上的企业;第(2)列与第(4)列中为使用工具变量下的两阶段最小二乘回归(2SLS)结果,分别在混合横截面和面板样本中进行。在共有的时间效应与行业效应之外,混合横截面数据中考虑的是国家效应,而面板数据中考虑了企业个体固定效应,其方差均在国家层面进行了聚类处理。

表 2 中国开发性金融与非洲企业增长:基准回归结果

被解释变量:企业增长率	(1)	(2)	(3)	(4)
Sale_growth _{<i>i,j,k,t</i>}	混合横截面	混合横截面-IV	面板	面板-IV
<i>DF_{j,t}</i>	0.020*** (3.50)	0.029*** (3.87)	0.023*** (2.82)	0.034*** (3.36)
<i>Age_{i,j,k,t}</i>	-0.122*** (-4.65)	-0.122*** (-4.80)	-0.095 (-1.10)	-0.095 (-1.15)
<i>Size_{i,j,k,t}</i>	0.672 (1.02)	0.699 (1.09)	3.098 (1.62)	3.153* (2.709)
<i>State_{i,j,k,t}</i>	9.987** (2.11)	10.022** (2.20)	16.258 (1.06)	16.236 (1.12)
<i>Foreign_{i,j,k,t}</i>	1.167 (1.50)	1.164 (1.55)	2.273 (0.98)	2.264 (1.02)
<i>Export_{i,j,k,t}</i>	3.762 (1.71)	3.804* (1.79)	1.176 (0.46)	1.372 (0.56)
<i>Gdp_total_{j,t}</i>	0.002*** (6.40)	0.002*** (5.93)	0.002*** (5.27)	0.002*** (5.58)
<i>Gdp_growth_{j,t}</i>	2.810* (1.79)	1.955 (1.60)	2.428 (0.98)	1.569 (0.71)
<i>Pop_{j,t}</i>	-9.645*** (-6.43)	-9.880*** (-5.902)	-11.902*** (-5.50)	-12.577*** (-5.94)
<i>Corr_control_{j,t}</i>	14.158** (2.07)	23.370*** (2.82)	22.078* (1.73)	31.164*** (2.61)
2SLS 一阶段回归:				
工具变量 I: <i>IV_{j,t}¹</i>		0.029*** (7.94)		0.029*** (9.22)
工具变量 II: <i>IV_{j,t}²</i>		0.912*** (7.43)		0.933*** (9.01)
样本观测值	15697	15697	5062	5062
时间-行业固定效应	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	否	否

续表

被解释变量：企业增长率	(1)	(2)	(3)	(4)
Sale_growth _{<i>i,j,k,t</i>}	混合横截面	混合横截面-IV	面板	面板-IV
企业固定效应	否	否	是	是
方差聚类	国家	国家	国家	国家
KP-F 统计值		31.523		42.797
KP-LM 统计量 <i>p</i> 值		0.009		0.006

注：括号中为 *t* 统计值；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

在这四个基础回归中，中国开发性金融的系数均显著为正，表明中国开发性金融能够显著促进非洲企业的增长，具体结果显示，面向东道国的中国开发性金融每增加 100 万美元，其企业年度平均销售增长率就会增加 0.02%~0.03% 左右。工具变量下的 2SLS 回归系数略高于 OLS 下的回归系数，且工具变量的一阶段的回归系数显著为正，符合理论预期；同时 KP-F 统计量与 KP-LM 的 *p* 值表明不存在弱工具变量的问题，并且显著拒绝不可识别假设，说明了工具变量的有效性。

基础回归的结果表明，在控制了多维固定效应、方差聚类、使用合格工具变量对内生性进行处理的情况下，中国开发性金融与企业销售增长率之间存在显著的正向因果关系，可以初步证明中国的开发性金融能够促进非洲企业的增长，假说 1 得以验证。

4 稳健性检验

4.1 开发性金融的不同分类与形式

在基准回归之外，本文进行了诸多稳健性检验来证明结果的稳定性。由于中国开发性金融同时包含了援助和债务，依照 OECD 标准可分为官方发展援助(ODA)与其他官方资金(OOF)，因此本文首先考察了不同类别的开放性金融对非洲企业的增长效应是否不同。表 3 的 A、B 两组分别为 ODA 与 OOF 下的回归，本文对其进行了滞后两期处理。处理结果表明，援助性质的 ODA 与债务性质的 OOF 都对企业增长有着正向的促进效果，其中 ODA 的系数较大，说明直接赠款、低息援助相比于接近商业性质的非优惠贷款有着更大的增长效应，但其统计显著性则远弱于 OOF；在中国开发性金融总额中占比更大的 OOF 资金起到了更为显著的作用。

此外，由于部分合同信息未能完全披露，数据集中约有 38% 的项目在具体承诺金额上存在缺失。因此，本文参考 Bluhm et al. (2025) 的方法，使用项目数量替换项目金额进行稳健性检验。在 2000—2017 年间，中非共签署了 6314 个项目，表 3 中 C 组的回归结果表明，中国每与东道国新增一个发展项目，企业的销售额显著上升 1%~2%。同时，考虑到中国开发性金融所承诺的项目通常需要一定的时间才能落地实施，甚至有些项目未能完成就被暂停或取消，本文在 D 组中只保留了处于已完成状态的项目进行检验。检验结果显示其仍然具有正向的显著性，且对比基准回归系数，已完成的项目对企业增长的促进效应将更大一些，符合理论直觉。

表 3 稳健性检验:开发性金融的不同种类

被解释变量:企业增长率 $\text{Sale_growth}_{i,j,k,t}$	(1) 混合横截面	(2) 混合横截面-IV	(3) 面板	(4) 面板-IV
A:官方发展援助 ODA				
$\text{ODA}_{j,t-2}$	0.050 * (1.93)	0.181 ** (2.02)	0.037 (1.23)	0.208 ** (2.13)
工具变量 I : $\text{IV}_{j,t}^1$		0.003 * (1.92)		0.003 *** (1.98)
工具变量 II : $\text{IV}_{j,t}^2$		0.164 ** (2.36)		0.175 *** (2.86)
B:其他官方资金 OOF				
$\text{OOF}_{j,t-2}$	0.016 *** (17.75)	0.022 *** (6.15)	0.024 *** (7.23)	0.030 *** (5.72)
工具变量 I : $\text{IV}_{j,t}^1$		0.039 *** (2.90)		0.034 *** (2.65)
工具变量 II : $\text{IV}_{j,t}^2$		1.443 *** (2.92)		1.233 *** (2.70)
C:开发性金融项目数量				
$\text{Projects}_{j,t-2}$	1.428 *** (21.93)	1.665 *** (11.81)	2.220 *** (10.44)	2.160 *** (9.99)
工具变量 I : $\text{IV}_{j,t}^1$		0.001 *** (4.10)		0.0005 *** (4.12)
工具变量 II : $\text{IV}_{j,t}^2$		0.020 *** (4.00)		0.017 *** (4.20)
D:开发性金融已完成项目				
$\text{DF-Completion}_{j,t-2}$	0.022 *** (19.94)	0.027 *** (9.26)	0.031 *** (7.15)	0.034 *** (6.68)
工具变量 I : $\text{IV}_{j,t}^1$		0.033 *** (3.45)		0.029 *** (3.25)
工具变量 II : $\text{IV}_{j,t}^2$		1.186 *** (3.46)		1.043 *** (3.24)
样本观测值	15697	15697	5062	5062
控制变量	是	是	是	是
时间-行业固定效应	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	否	否
企业固定效应	否	否	是	是
方差聚类	国家	国家	国家	国家

注:括号中为 t 统计值;***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

在基准回归中,本文依照企业销售增长率的形式对中国开发性金融做了同样处理,进行三年期平均,而非常见的滞后或取对数处理。为了充分说明结果的稳健性,本文对变量进行了多种形式的变换来进一步地验证。

首先,考虑中国开发性金融包含了大额的基础设施建设,项目实施的时间跨度通常为两年及以上,本文便对其进行了滞后两期的处理,表4中A组结果显示其具有良好的显著性,与基准回归保持一致。B组对开发性金融取自然对数处理,结果表明中国开发性金融每增加1%,企业增长率将提高约2%,而面板企业或许因为存活时间更久,能够更长、更多地享有开发性金融福利,其销售增长率提高约4.5%。同时C、D两组分别考虑了开发性金融在东道国的GDP占比与人均数额的形式,处理结果显示无论在混合横截面还是面板中系数仍然显著稳健。

表4 稳健性检验:解释变量的不同形式替换

被解释变量:企业增长率 $\text{Sale_growth}_{i,j,k,t}$	(1)	(2)	(3)	(4)
	混合横截面	混合横截面-IV	面板	面板-IV
A: 滞后两期				
$\text{DF}_{j,t-2}$	0.016*** (20.18)	0.018*** (10.71)	0.022*** (6.92)	0.023*** (7.07)
B: 取自然对数				
$\text{Ln_DF}_{j,t-2}$	1.897*** (3.20)	4.419** (2.18)	1.745 (1.68)	5.377** (2.20)
C: 取GDP占比				
$\text{Percent_DF}_{j,t-2}$	6.898*** (6.54)	8.498*** (8.73)	7.961*** (3.18)	9.829*** (5.21)
D: 取人均数额				
$\text{PC_DF}_{j,t-2}$	0.319*** (28.64)	0.353*** (14.32)	0.442*** (7.94)	0.439*** (7.66)
样本观测值	15697	15697	5062	5062
控制变量	是	是	是	是
时间-行业固定效应	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	否	否
企业固定效应	否	否	是	是
方差聚类	国家	国家	国家	国家

注:括号中为 t 统计值;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

4.2 样本检验

表5探究了不同子样本对结果的影响。首先,在样本A中去除了接收中国开发性金融最少的两个非洲国家:莱索托与佛得角,以及在样本B中去除了接收最多的两个国家:安哥拉与埃塞俄比亚。处理结果表明,中国开发性金融对非洲各国的增长作用并不受特殊偏好的国家所驱动,其具有平等的正向促进效应。

其次,考虑到不同产业的企业经营模式与商业环境有所区别,本文筛选了制造业企业作为样本C来进行检验,其结果显示制造业企业同样有着显著的正增长。最后在样本D中,我们对样本进行了扩展,依据世界银行企业调查(WBES)所有可得数据,将仅包含非洲地区的24个国家增加到了全球范围内的151个国家。但其结果并不显著,即中国开发性

金融在世界范围内的影响尚不明确。在样本 E 和 F 中,我们按照地区分类对全球样本进行了进一步的检验,筛选出了同样处于发展上升期的拉丁美洲地区国家和东欧与中亚地区国家,其结果表明中国开发性金融在这些区域并没有显著促进作用。这也间接印证了中非合作的独特性与有效性,发展中国家之间的“南南合作”在全球化的框架下具有不可替代的作用^①。

此外,本文对企业样本进行了筛选检验和随机抽样,检验面板中企业样本的损耗是否会导致结果的偏差,其结果表明企业是否接受了多次调查对结果的稳健性并无影响,随机子样本仍然具有一致结果^②。

表 5 稳健性检验:分样本检验

被解释变量:企业增长率 Sale_growth _{<i>i,j,k,t</i>}	(1)	(2)	(3)	(4)
	混合横截面	混合横截面-IV	面板	面板-IV
样本 A:去除两个最少的国家(莱索托,佛得角)	0.020 *** (3.56)	0.029 *** (3.92)	0.023 *** (2.81)	0.034 *** (3.36)
样本观测值:15507,5009				
样本 B:去除两个最多的国家(安哥拉,埃塞俄比亚)	0.009 *** (2.93)	0.015 *** (3.97)	0.007 (1.40)	0.014 ** (2.43)
样本观测值:14429,4411				
样本 C:制造业企业	0.016 *** (2.78)	0.026 *** (2.91)	0.024 ** (2.77)	0.037 *** (3.27)
样本观测值:8917,2957				
样本 D:所有国家	-0.0006 (-0.86)	-0.006 (-1.20)	-0.002 (-1.39)	-0.017 ** (-2.43)
样本观测值:110363,24708				
样本 E:拉丁美洲	-0.002 (-1.59)	-0.004 (-1.49)	-0.002 (-1.60)	-0.003 (-1.18)
样本观测值:20685,6854				
样本 F:东欧与中亚地区	-0.001 (-0.65)	0.002 (0.73)	-0.00006 (-0.03)	-0.010 (-1.01)
样本观测值:33060,7798				
控制变量	是	是	是	是
时间-行业固定效应	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	否	否
企业固定效应	否	否	是	是
方差聚类	国家	国家	国家	国家

注:括号中为 t 统计值;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

① 为了尽可能验证中非合作的有效性,排除样本选择偏差因素的影响,我们在全球所有样本回归中引入代表非洲地区的虚拟变量和中国开发性金融的交乘项,其回归系数显著为正,再次表明中非在开发性金融领域的合作是有效的;进一步地,我们在非洲样本中依次单个剔除所有国家,以此确保我们的结论不会因某些特殊的国家而左右,其结果依然保持了良好的显著性。

② 囿于篇幅,此部分稳健性检验结果在正文中略去。

4.3 其他国家与机构的影响

接受中国开发性金融的非洲地区同时也接受其他国家和多边机构的发展援助,东道国企业可能从中额外受益,获得更高的绩效增长,从而使基准回归中的结果被高估。因此,为检验中国开发性金融的有效性,本文在控制变量中加入美国、世界银行 IDA、非洲发展银行(AFDDB)的对非援助额作为主要代理变量来控制其他来源的发展融资。具体结果如表 6 所示,其(1)~(3)列分别单独加入了上述三个变量,(4)列将其一起纳入回归,(5)列则考虑三种援助的加总。在增加控制变量后,核心解释变量 DF 的系数仍然正显著,表明中国开发性金融在排除其他国家与机构的影响后依然能够促进企业的增长。

表 6 稳健性检验:考虑其他国家与机构的影响

被解释变量:企业增长率	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
面板数据:					
$DF_{j,t}$	0.018 ** (2.10)	0.027 ** (2.69)	0.023 *** (4.77)	0.031 *** (6.87)	0.015 ** (2.31)
$US_{j,t}$	-0.062 (-1.55)			0.001 (0.36)	
$IDA_{j,t}$		0.033 (1.32)		0.056 *** (3.34)	
$AFDB_{j,t}$			-0.114 *** (-4.95)	-0.126 *** (-6.83)	
$Total_{j,t}$					-0.042 ** (-2.23)
样本观测值	5062	5062	5062	5062	5062
控制变量	是	是	是	是	是
时间-行业固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
方差聚类	国家	国家	国家	国家	国家

注:括号中为 t 统计值;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

5 异质分析与机制分析

5.1 异质性分析

经过上述稳健性检验,我们证明了中国开发性金融对企业增长的正向作用。为进一步探究开发性金融促进效果的异质性,本文首先利用企业信息进行了分析。其中,本文所考察的企业特征包括:企业是否部分国有、是否部分外资。本文引入企业层面控制变量与中国开发性金融的交乘项来判断异质效应。

表 7 为面板数据下的回归,在其(1)列中,开发性金融与企业是否国有(State)的交乘项显著为正,即非洲东道国的国有企业将受到中国开发性金融更高的增长效应。而其(2)列表明外资企业并未受到影响而产生更多增长,即中国对外开发性金融并未偏向利好于

中国企业。

表 7 中国开发性金融对非洲企业增长的异质性影响

企业异质性或 东道国异质性 Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(8)
	企业是否 部分国有	企业是否 含有外资	东道国政治 稳定性	东道国政府 机构稳定性	东道国政治 体系效率
$DF_{j,t} \times \text{Variable}$	0.028** (2.25)	-0.002 (-0.62)	0.015* (1.79)	-0.323*** (-4.23)	-0.016** (-2.48)
$DF_{j,t}$	0.026*** (4.27)	0.027*** (4.44)	0.032*** (4.93)	0.043*** (5.92)	0.041*** (4.84)
Variable	2.073 (0.22)	2.674 (0.84)	-13.913** (-2.06)	1.520 (0.07)	7.599* (1.83)
样本观测值	5062	5062	5062	4921	4934
控制变量	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是

注:括号中为 t 统计值;***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

基于国有企业的显著异质性,考虑到国有企业经营与东道国政治稳定和政府治理相联系,本文进一步考察了中国开发性金融在国家层面的异质影响。在表 7 的(3)列中,我们引入全球治理指标(WGI)中的政治稳定性,该指标衡量了政治不稳定程度以及出于政治动机的暴力行为或恐怖主义可能性;在表 7 的(4)列中引入政府机构的稳定性,该指标利用政府部门主要决策者的退出比例进行衡量,比例越高意味着政府机构稳定性越差,这一数据源自政治体制数据库(Database of Political Institutions);在表 7 的(5)列中引入政治体系效率,用以衡量政府的施政效率和治理稳定性,其数值越大代表政治效率越低,数据源自国家脆弱性数据库(State Fragility Index and Matrix)。交乘项系数表明,中国开发性金融在政治稳定性、政府机构稳定性以及政治体系效率更高的国家效果更为突出。

5.2 机制分析

本节将对中国开发性金融影响非洲企业增长的潜在机制进行分析。参考 Chauvet and Ehrhart(2018)的研究,我们首先探索了基础设施渠道和外部融资渠道,同时还参考 Rajan and Subramanian(2007,2011),探索了中国开发性金融是否会通过市场制度的恶化带来消极影响。在机制分析的实证策略上,本文借鉴 Rajan and Zingales(1998)以及 Chauvet and Ehrhart(2018)的已有方法进行分析,通过外生的行业特征变量来识别国家层面变量的影响。因此,本文将中国开发性金融与潜在影响渠道的行业特征相交乘,来对行业层面的机制进行分析。计量模型如下:

$$\text{Sale_growth}_{i,j,k,t} = \alpha + \beta_1 DF_{j,t} \times \text{Intensity}_k + \beta_2 X_{j,t} + \gamma Z_{i,j,k,t} + \mu_i + \theta_{k,t} + \epsilon_{i,j,k,t} \quad (7)$$

其中, Intensity_k 共包含四个变量: Electricity_k 、 Transport_k 、 Finance_k 、 Institution_k , 用以度

量基础设施、外部融资、市场制度的行业特征。在基础设施方面,本文选取电力与交通两方面进行衡量,分别使用世界银行企业调查问卷中“企业电力成本占销售额的百分比”与“外国来源的材料投入和供应所占百分比”两种数据对基础设施依赖度进行测度,并在行业层面进行加总。在融资渠道方面,文中使用 Kroszner et al. (2007)中所计算的美国行业外部融资依赖指标,按照 ISIC 行业代码与企业数据相匹配,来衡量外部融资约束。在检验市场制度是否恶化这一机制中,文中利用了 Levchenko(2007)所提供的行业层面的市场依赖度指标,该指标由 1992 年美国市场中间产品投入的赫芬达尔指数计算得出,指标越大则行业集中度越高、市场制度越差。

具体结果详见表 8,其中 A 组交乘项的回归系数在(1)~(3)列显著为正,表明中国开发性金融在基础设施依赖度较高、外部融资依赖度较高的行业中有着更积极的促进作用,同时第(4)列的非负系数表明开发性金融不仅没有恶化市场制度,还能通过提高制度质量来促进增长。上述机制分析结果证明了中国开发性金融可以通过改善基础设施、放松融资约束、改善市场制度质量这三种渠道来促进企业增长。

表 8 机制分析:中国开发性金融对基础设施、融资约束、市场制度的影响

行业依赖度: Intensity _k	(1)	(2)	(3)	(4)
	电力设施	交通设施	融资约束	制度质量
A: 机制分析				
混合横截面: $DF_{j,t} \times Intensity_k$	0.213*** (2.82)	0.023*** (3.01)	0.005** (2.53)	0.044*** (2.87)
样本观测值	15694	12655	11382	8906
面板: $DF_{j,t} \times Intensity_k$	0.394* (1.93)	0.075*** (3.50)	0.061*** (2.87)	0.109*** (3.19)
样本观测值	5061	3161	3813	2963
B: 指标替换				
混合横截面: $DF_{j,t} \times Intensity_k$	0.020*** (3.40)	0.064*** (3.61)	0.041*** (3.41)	0.021*** (3.37)
样本观测值	15697	15697	15697	7643
面板: $DF_{j,t} \times Intensity_k$	0.036** (2.25)	0.082** (2.71)	0.054** (2.69)	0.026*** (3.23)
样本观测值	5062	5062	5062	2598
控制变量	是	是	是	是
时间-行业固定效应	是	是	是	是
国家/企业固定效应	是	是	是	是
方差聚类	国家	国家	国家	国家

注:括号中为 t 统计值;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

接下来 B 组对行业渠道指标进行了替换,以检验机制的稳健性。其中(1)~(3)列选取了企业调查问卷中的三个问题:企业认为电力设施为生产经营中主要障碍的程度、交通为主要障碍的程度、金融问题为主要障碍的程度,其取值范围为 1~5,当大于 3 时将其视为主要的障碍,以此构建虚拟变量;其(4)列参考 Levchenko(2007)做法,选取以 Gini 系数

所构建的制度依赖性指标进行替换。无论是混合横截面还是面板的结果都表明,在替换了测度方式后结果依然保持一致。

考虑到基础设施的改善能够降低企业生产过程中的交通、能源等各项成本,东道国在项目建设中也能获取中国的先进技术与设备,本文接下来从企业劳动生产率和全要素生产率的角度考察了中国开发性金融对企业绩效增长的影响^①。表 9 的结果表明,中国开发性金融能够显著促进企业劳动生产率和全要素生产率的提升,从而增强企业效率,并从供给端推动企业的销售增长,其中 OOF 相比 ODA 的促进效果更加显著。至此,假说 2 得到验证。

表 9 机制分析:中国开发性金融对企业生产率的影响

解释变量:	(1)	(2)	(3)
开发性金融资产类别	DF	ODA	OOF
被解释变量 A: 劳动生产率	0.021 *** (7.14)	0.037 (1.26)	0.024 *** (7.91)
被解释变量 B: 全要素生产率 TFP-YKLM	0.0002 ** (2.63)	0.0004 (0.38)	0.0002 *** (3.69)
被解释变量 C: 全要素生产率 TFP-VAKL	0.0002 ** (1.81)	0.0003 (0.18)	0.0003 ** (2.32)
控制变量	是	是	是
时间-行业固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
方差聚类	国家	国家	国家

注:括号中为 t 统计值;***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

6 结论

本文基于全球中国开发性金融数据,结合世界银行企业调查,构建了 2005—2019 年非洲地区 24 个国家的微观企业面板数据,选取中国六大生产性原材料产量与中国外汇储备增量构建工具变量,全面探究了中国开发性金融和东道国企业增长的因果关系。回归结果表明,中国开发性金融对非洲企业的增长具有显著促进作用。进一步地,异质性分析表明中国开发性金融在政治稳定性、政府机构稳定性以及政治体系效率更高的国家效果更为突出,国有企业享有更高的增长效应。机制分析证明中国开发性金融能够通过改善基础设施、放松融资约束、规范市场制度这三方面的渠道来促进企业增长,并使企业劳动生产率和全要素生产率得以提高,从供给端促进企业增长。本文区别于传统的援助研究,在中国国际身份由“捐助者”转变为“银行家”的背景下,从开发性金融的视角对经济增长

^① 劳动生产率的测算方式为企业销售额除以固定员工人数,并计算其三年期的平均增长。关于企业全要素生产率,我们选用了世界银行下属的企业分析部门(World Bank's Enterprise Analysis Unit)通过企业调查(Enterprise Survey)数据公开发布的基于两种不同测算方式所得到的企业全要素生产率(World Bank, Enterprise Analysis Unit, 2017, Firm Level Productivity Estimates.)。数据来源及测算方法详见: <https://www.enterprisesurveys.org/en/enterprisesurveys>

进行了论证,有助于理解新时代下中国海外发展项目的真实效应。同时,本文的研究结果回应了西方对中国的质疑,基于中国故事阐明了中国开发性金融对非洲企业的影响,为全球发展框架下的“南南合作”有效性提供了论据支持。

参考文献

- 陈杨,董正斌. 2022. 开发性金融支持“一带一路”基础设施建设的对策研究[J]. 国际贸易, (4): 74-81.
- Chen Y, Dong Z B. 2022. Research on countermeasures for development finance to support the infrastructure construction of the Belt and Road[J]. *Intertrade*, (4): 74-81. (in Chinese)
- 陈元. 2010. 开发性金融与中国城市化发展[J]. 经济研究, 45(7): 4-14.
- Chen Y. 2010. Development finance and urbanization development in China[J]. *Economic Research Journal*, 45(7): 4-14. (in Chinese)
- 陈元. 2019. 开发性金融的理论沿革、属性与发展[J]. 开发性金融研究, (3): 3-11.
- Chen Y. 2019. Development finance: theoretical evolution, characteristics, and development[J]. *Development Finance Research*, (3): 3-11. (in Chinese)
- 方军雄. 2007. 所有制、市场化进程与资本配置效率[J]. 管理世界, (11): 27-35.
- Fang J X. 2007. The ownerships, the process of general adoption of the market principle and the efficiency of capital allocation[J]. *Journal of Management World*, (11): 27-35. (in Chinese)
- 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 2013. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 48(1): 4-16.
- Ju X S, Lu D, Yu Y H. 2013. Financing constraints, working capital management and the persistence of firm innovation[J]. *Economic Research Journal*, 48(1): 4-16. (in Chinese)
- 刘秉镰, 武鹏, 刘玉海. 2010. 交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析[J]. 中国工业经济, (3): 54-64.
- Liu B L, Wu P, Liu Y H. 2010. Transportation infrastructure and the increase in TFP in China—Spatial econometric analysis on provincial panel data[J]. *China Industrial Economics*, (3): 54-64. (in Chinese)
- 温湖炜, 钟启明. 2022. 数字基础设施与企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 软科学, 36(8): 64-71.
- Wen H W, Zhong Q M. 2022. Digital infrastructure and enterprise total factor productivity—Evidence from Chinese listed companies[J]. *Soft Science*, 36(8): 64-71. (in Chinese)
- 徐佳君. 2017. 作为产业政策抓手的开发性金融: 新结构经济学的视角[J]. 经济评论, (3): 70-80.
- Xu J J. 2017. Development financing as an instrument of industrial policy: from the perspective of new structural economics[J]. *Economic Review*, (3): 70-80. (in Chinese)
- Adian I, Doumbia D, Gregory N, et al. 2020. Small and medium enterprises in the pandemic: Impact, responses and the role of development finance[M]. Washington: The World Bank Group.
- Beck T, Demirgüç-Kunt A, Maksimovic V. 2005. Financial and legal constraints to growth: Does firm size matter? [J]. *The Journal of Finance*, 60(1): 137-177.
- Bluhm R, Dreher A, Fuchs A, et al. 2025. Connective financing: Chinese infrastructure projects and the diffusion of economic activity in developing countries[J]. *Journal of Urban Economics*, 145: 103070.
- Bräutigam D. 2010. China, Africa and the international aid architecture[J]. *African Development Bank Group Working Paper*, 107: 290-323.
- Bräutigam D. 2011. Aid ‘with Chinese characteristics’: Chinese foreign aid and development finance meet the OECD-DAC aid regime[J]. *Journal of International Development*, 23(5): 752-764.
- Cameron R E. 1953. The Crédit Mobilier and the economic development of Europe[J]. *Journal of Political Economy*, 61(6): 461-488.
- Chauvet L, Ehrhart H. 2018. Aid and growth: Evidence from firm-level data[J]. *Journal of Development*

- Economics*, 135: 461-477.
- Chin G T, Gallagher K P. 2019. Coordinated credit spaces: The globalization of Chinese development finance[J]. *Development and Change*, 50(1): 245-274.
- Dollar D, Hallward-Driemeier M, Mengistae T. 2005. Investment climate and firm performance in developing economies[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 54(1): 1-31.
- Dreher A, Fuchs A. 2015. Rogue aid? An empirical analysis of China's aid allocation[J]. *Canadian Journal of Economics*, 48(3): 988-1023.
- Dreher A, Fuchs A, Hodler R, et al. 2019. African leaders and the geography of China's foreign assistance[J]. *Journal of Development Economics*, 140: 44-71.
- Dreher A, Fuchs A, Parks B, et al. 2021. Aid, China, and growth: Evidence from a new global development finance dataset[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 13(2): 135-174.
- Dreher A, Fuchs A, Parks B, et al. 2022. Banking on Beijing: The aims and impacts of China's overseas development program[M]. Cambridge: Cambridge University Press.
- Faccio M. 2006. Politically connected firms[J]. *American Economic Review*, 96(1): 369-386.
- Gallagher K P, Kamal R, Jin J D, et al. 2018. Energizing development finance? The benefits and risks of China's development finance in the global energy sector[J]. *Energy Policy*, 122: 313-321.
- Hurley J, Morris S, Portelance G. 2019. Examining the debt implications of the Belt and Road Initiative from a policy perspective[J]. *Journal of Infrastructure, Policy and Development*, 3(1): 139-175.
- Kragelund P. 2015. Towards convergence and cooperation in the global development finance regime: Closing Africa's policy space? [J]. *Cambridge Review of International Affairs*, 28(2): 246-262.
- Kroszner R S, Laeven L, Klingebiel D. 2007. Banking crises, financial dependence, and growth[J]. *Journal of Financial Economics*, 84(1): 187-228.
- Levchenko A A. 2007. Institutional quality and international trade[J]. *The Review of Economic Studies*, 74(3): 791-819.
- Nunn N, Qian N. 2014. US food aid and civil conflict[J]. *American Economic Review*, 104(6): 1630-1666.
- Prizzon A, Greenhill R, Mustapha S. 2017. An 'age of choice' for external development finance? Evidence from country case studies[J]. *Development Policy Review*, 35(S1): O29-O45.
- Rajan R G, Zingales L. 1998. Financial dependence and growth[J]. *American Economic Review*, 88(3): 559-586.
- Rajan R G, Subramanian A. 2007. Does aid affect governance? [J]. *American Economic Review*, 97(2): 322-327.
- Rajan R G, Subramanian A. 2011. Aid, Dutch disease, and manufacturing growth[J]. *Journal of Development Economics*, 94(1): 106-118.
- Singh A. 2021. The myth of 'debt-trap diplomacy' and realities of Chinese development finance[J]. *Third World Quarterly*, 42(2): 239-253.
- UNDP. 2021. *China's overseas development finance: Review of flows and definitions, and potential support for SDG attainment in partner countries*[M]. Beijing: UNDP China.
- World Bank. 2017. *World Bank annual report 2017*[M]. Washington, DC: World Bank Group.

Chinese Development Finance and the Growth of African Enterprises: Evidence from the World Bank Enterprise Survey

Gongyan Yang¹ Yinrui Jia²

(1. School of International Economics and Politics, Liaoning University;

2. Henan Provincial Branch, The People's Bank of China)

Abstract In recent years, China's international status has gradually changed from “benefactor” to “banker”, and its overseas spending has shifted from traditional aid to development finance. Based on the data of the Global China Development Finance Database and the survey of African enterprises of the World Bank, this paper uses China's six major productive raw materials and China's foreign exchange reserves as instrumental variables to empirically test the positive role of China's development finance in promoting the growth of African enterprises. These conclusions still hold under a series of robustness tests, including classification, form transformation and enterprise sub-simple analysis. At the same time, it is found that Chinese development finance has a greater impact on enterprises (especially state-owned enterprises) in countries with stable political and government institutions. Further mechanism analysis shows that Chinese development finance can improve infrastructure, relax financing constraints, and standardize market institutions to promote the development of African enterprises, and improve the labor productivity of enterprises. From the perspective of development finance, this paper clarifies China's positive role in the growth of African enterprises, which provides strong support for the effectiveness of “South-South cooperation” under the global development framework.

JEL Classification F34, O55, O12