

对非农业援助能否“以农兴工”¹

——基于援非农技示范中心的准自然实验

高杨² 王亚琦³ 王寿彭⁴

摘 要 农业现代化的推进是工业发展的基石与动力源泉。本文基于2000—2019年非洲54个国家的面板数据,以援非农技示范中心开始运营作为外生冲击事件,采用多时点双重差分法就对非农业援助带给受援国工业发展水平的影响予以考察,并对其作用路径进行探析。研究发现,对非农业援助的实施显著提升了受援国工业发展水平,作用路径为产品贡献(粮食和原材料供给)、市场贡献(生活消费和生产消费扩容)和要素贡献(劳动力转移和资本积累)。对非农业援助对经济发展水平低、政治和投资风险程度低、农业自然条件良好的受援国工业发展水平提升作用更强。拓展性分析表明,对非农业援助对受援国产生了“污染光环”效应。本文在丰富对非援助相关研究的同时,也为非洲各国通过重视农业进步进而推动“以农兴工”,最终实现工农联动发展,初步提供了依据。

关键词 农业技术示范中心;援非;以农兴工;污染光环;多时点双重差分法

0 引言

农业发展的质量和水平对任何一个国家和地区的经济发展都具有举足轻重的意义,尤其是在以农业国家为主体的非洲(文丰安,2022)。对于非洲各国,农业现代化的推进不仅有助于缓解其粮食安全问题,维系其社会稳定(张帅,2021),更是其工业发展的基石与动力源泉(徐建国和张勋,2016)。然而,非洲各国受其历史殖民宗主国的发展理念影响颇深,且在西方援助诱导下,始终秉

1 作者感谢国家社科基金一般项目:“有为‘链长’赋能绿色低碳农业产业链研究”(22BGL164)的资助。

2 高杨,西北大学经济管理学院、曲阜师范大学经济学院教授,E-mail:koyo718@163.com。

3 王亚琦,曲阜师范大学经济学院硕士研究生,E-mail:wangyaqi1ever@163.com。

4 王寿彭(通信作者),西北大学经济管理学院博士研究生,E-mail:wsp1572576@163.com。

持着工业优先这一发展战略,忽视农业现代化的推进,导致非洲各国工业经历了“揠苗助长”,错失了发展的机遇期(周瑾艳,2019)。

发展理念通常缩影于一国对外援助的过程中,发展理念的差异往往体现在援助的方式以及目标上。相比非洲各国以往受到的来自于殖民宗主国的援助,中国对非援助立足于可持续发展,更加重视受援国的实际需求,并在援助过程中始终与受援国平等互利,不干涉其内政以及附加任何政治条件。因此,农业援助是中国援非体系的重要组成部分,1959 年中国向几内亚政府提供粮食援助标志着中非农业合作的开始。经历了初期的直接物资援助,遵循“授之以渔”的援助理念,中国对非农业援助开始转向对受援国农业技术层面的支持,中期以政府为主体的示范农场、农业技术试验站、农田水利工程项目等单向利他型援助为主,成效初显。新世纪以来,中国和非洲国家启动了中非合作论坛,通过中非合作论坛多次部长级会议加强了与非洲各国在农业领域的务实合作。胡锦涛同志在 2006 年中非合作论坛上首次对外提出援非农技示范中心这一援助模式,指出要在非洲建立 10 个有特色的农业技术示范中心^①,通过派遣大量农业技术专家,对受援国农业生产人员进行技术培训,并将多种新培育作物与农业新技术进行试验示范和推广。2009 年温家宝同志在中非合作论坛上接续提出“八项新举措”,指出要将援非农技示范中心增加到 20 个,通过多点布局,使其在受援国的覆盖程度进一步提升。2012 年第五届中非合作论坛部长级会议上温家宝同志提出要进一步增加援非农技示范中心并共同开展生产示范和技术推广。上述会议预计在非洲分三批筹建 25 个示范中心,2015 年前后绝大部分示范中心均已投入运营。截至目前,正在运营的共计 20 个示范中心^②,覆盖非洲 19 个国家。

由图 1 可知,第一批援非农技示范中心开始运营后的短短几年内,受援国农业生产率转降为升;随着第二批开始运营,受援国农业生产率的增长速度进一步加快;第三批开始运营后,受援国农业生产率呈现出稳步增长的趋势,这与非受援国农业生产率总体上呈下降趋势存在天壤之别。这充分说明对非农业援助有效提升了受援国农业生产率,真正带动了受援国农业部门的发展(朱月季等,2015)。

工业是国民经济的主导,农业是国民经济的基础。没有农业基础,工业难以前进。那么,对非农业援助在带来受援国农业进步的同时,是否以此为基础进一步提升了受援国工业发展水平呢?如果是,“以农兴工”的机制为何?进一步地,对非农业援助在带来农业进步的同时是否对受援国产生“污染光环”效

① 2006 年提出的第一批援非农技示范中心的实际开工建设数增加到 14 个。

② 详见附表 1。

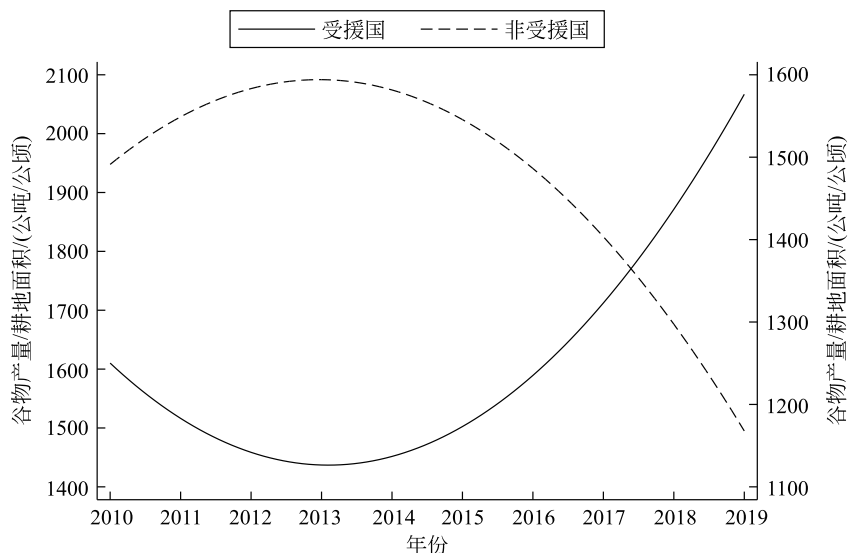


图1 非洲受援国与非受援国的农业生产率变动趋势:2010—2019年

应?遗憾的是,现有文献并未对以上问题给出解答。而对上述问题的解答,有助于从“工农联动”角度明晰对非农业援助的工业发展水平提升效果,拓展对非农业援助的功能边界,并从可持续发展视角证实对非农业援助的“污染光环”效应,从而为受援国把握工业化发展规律,掌握“以农兴工”的基本机制及其正确契机,进而为农业与工业制定合理的发展策略,提供重要的经验证据。

具体来说,本文以援非农技示范中心开始运营作为对非农业援助的代理变量,将其与世界银行(WDI)、全球治理指数(WGI)及格罗宁根增长与发展中心(GGDC)公布的佩恩表(PWT9.1)等数据库相结合,借助多期双重差分法,发现对非农业援助有效提升了受援国的工业发展水平。本文接着探讨了对非农业援助提升受援国工业发展水平的内在机制:产品贡献(粮食和原材料供给)、市场贡献(生活消费和生产消费扩容)和要素贡献(劳动力转移和资本积累),并指出经济发展水平、经济体风险和农业自然条件就对非农业援助对受援国工业发展水平的提升作用存在异质性影响。最后,本文还发现对非农业援助对受援国产生了“污染光环”效应。

本文的创新和贡献主要体现在以下几方面:第一,本文在非洲工业欠发达的背景下,揭示了对非农业援助所带来的受援国农业进步对其工业化发展的影响,拓展了对非农业援助的功能边界,丰富了对非援助领域的相关研究。纵观西欧、北美、澳洲以及金砖国家的发展历程,均经历了从农业到工业的转变,工业推进建立在农业进步的基础上(徐丽鹤等,2020)，“以农兴工”在众多国家皆已实现,但非洲国家的“以农兴工”相关研究仍相对阙如。此外,中国对非援助

的现有研究认为, 中国对非援助对受援国的发展具有重要影响 (McCormick, 2008), 有效降低了受援国投资风险 (Jin and Zeng, 2017), 有助于吸引 FDI 流入受援国, 从而补充了受援国急需的物质资本 (Thangamani et al., 2011), 这在一定程度上弥补了受援国储蓄和资本的不足, 使其政府可以增加公共投资来刺激经济增长, 极大缓解了受援国基础设施瓶颈 (王钊, 2020)。通过基础设施的兴建, 工业生产及运输成本得以显著降低, 进一步促进了受援国工业品的对外出口 (孙楚仁等, 2018), 有效发展了轻工制造业, 带动了非洲的工业化 (徐丽鹤等, 2020), 成功“点亮非洲”, 促进非洲经济增长 (朱玮玮等, 2018)。与此同时, 对非援助亦有效促进了受援国政府治理的进一步优化 (Wang et al., 2014), 从经济与社会治理两方面充分提升了受援国居民福利水平 (Gomanee et al., 2005)。然而, 上述中国对非援助研究大多从整体上考察了对非援助对受援国经济社会发展的影响, 聚焦到对非农业援助, 尤其是剖析对非农业援助的工业化推动效果的相关文献尚待补充。此外, 现有研究多以威廉玛丽学院创建的“AidData 中国对外援助数据库”中的援助项目数量来对援助程度加以反映, 但该数据仅更新至 2014 年, 时效性趋弱, 且 AidData 的数据搜集过程十分依赖媒体对援助项目的披露程度, 这将产生样本选择问题, 即通过媒体调查得到的援助信息最多只能充分反映被媒体披露的结果, 导致本文实证研究中所用的数据样本并不能代表研究总体。本文以援非农技示范中心开始运营作为外生冲击事件, 将其视作对非农业援助的反映, 构造准自然实验, 在克服“伪相关”问题的同时有效避免了内生性, 也为援非研究提供了新的思路与视角。

第二, 本文通过构造封闭状态下的非洲家户二元经济结构一般均衡模型, 从“以农兴工”视角, 就对非农业援助推动受援国工业化发展的机制加以论证, 不仅以数理模型对机制进行严谨推导, 并基于反映受援国现实的世界银行数据以实证分析加以检验。现有文献已对“以农兴工”的多种机制进行了诸多探讨 (Hsieh and Klenow, 2007; 刘洪银, 2011; Wang et al., 2016)。如 Shifa (2015) 指出, 农业是工业的服务部门, 农业部门产量提高对其工业化进程具有显著正向作用。Vollrath (2009) 以 48 个发展中国家为例, 发现释放滞留在农业部门的劳动力, 使其向工业部门转移, 可以极大地提高工业水平。而“以农兴工”机制的有效性与农业、工业的现实发展状况密不可分, 上述机制探讨的相关研究大多是以中国等农业有一定基础但工业尚待起步的发展中国家为例, 尚未有研究基于非洲各国农工业发展均较为落后的情境下论证农业与工业的特殊关系, 这使得对非洲各国农业进步影响工业发展的机制进行严谨的模型证明尤为重要。

第三, 本文拓展性地研究了对非农业援助在促进农业进步的过程中是否会对受援国产生“污染光环”效应。现有研究认为, 农业的发展应与国家环境保护相协调, 实现农业快速发展的同时应避免让环境亮起“红灯”。以中国农业发展

为例,化学投入品的使用对中国农产品产量提升以及农业整体进步起到了重大作用,但同时也引发了严重的生态环境问题,对地下水体、耕地土壤及空气等造成了一定的污染,付出了严重的环境代价,引发了对于农业发展方式的再视与总结(于法稳,2018)。因此,农业生产技术进步的同时,要避免带来环境污染进而造成效率损失(潘丹,2014)。援非农技示范中心这一援助模式于2006年正式提出,适逢中国发展正树立全面、协调、可持续发展的科学发展观,日益注重统筹人与自然和谐发展,着重把握经济建设、资源利用与生态环境保护的关系,开始以新的农业生态观指导农业发展,因此同时期的示范中心在农业援助的过程中汲取了中国发展的经验教训,深刻结合了科学发展观的内核。随着2013年习近平同志对“两山论”作出“我们既要绿水青山,也要金山银山。宁要绿水青山,不要金山银山,而且绿水青山就是金山银山。”的经典阐述,2015年“坚持绿水青山就是金山银山”写进中央文件,成为指导中国生态文明建设的重要思想。“两山论”也成为援非农技示范中心开展工作的指导理念,在给受援国带来高产的农作物品种以及先进的种植技术,提高其农业生产效率,改变其农业生产方式的同时,更是向受援国传递了涵盖中国农业发展经验的科学发展观和生态文明建设思想。然而,对非农业援助给受援国农业生产效率带来进步的同时,是否产生了“污染光环”效应尚未被探讨,因此本文对相应研究的缺失加以弥补。

本文剩余部分安排如下:第1部分为理论模型;第2部分为研究设计,包括计量模型设定与变量选取、样本选择与处理;第3到第7部分为实证分析,包括基准回归分析、稳健性检验、内生性探讨、作用机制分析和异质性分析;第8部分为拓展性研究;最后为结论与政策建议。

1 理论模型

对非农业援助在受援国兴建农业基础设施、培育农作物品种并改良农作技术,有效提升了受援国农业部门的生产率,从而可能产生来自农业部门的“推力”,释放大量附着在农业部门的劳动力,促进过剩劳动力向工业部门转移,为工业部门提供充足的劳动要素,并加快工业部门的资本积累,从劳动力转移和资本积累两方面对工业发展形成要素贡献。此外,受援国农业生产率的提高,可能为其工业部门提供充足的粮食和原材料供给,从而作出产品贡献,并可能带来生活消费和生产消费扩容,形成市场贡献从而促进工业发展(张宽等,2017)。本文借鉴Gollin et al. (2002)、徐建国和张勋(2016)的相关研究,构建了一个封闭状态下的非洲家户二元经济结构一般均衡模型,对上述机制加以证明。

1.1 生产层面

设非洲受援国农业部门的生产函数为:

$$G_{1t} = AP \cdot L_{1t} \quad (1)$$

式中, G_{1t} 为农产品产出, 假设农产品只可用于消费, 不可用于储蓄; AP 为农业生产率, 可看作农业机械、化肥、种子、灌溉设施、耕作设备等投入与技术改进的函数, 其中农业机械、农资产品、灌溉设施等部分投入为农业技术进步所带来的生产性引致投资; L_{1t} 为农业部门的劳动力数量。此外, 制度因素也会影响农业生产率, 但此处分析仅考虑生产这一基本层面。

工业部门采用资本和劳动进行生产, 设其工业部门生产函数为:

$$I_{2t} = KS_t^\alpha \cdot L_{2t}^{1-\alpha} \quad (2)$$

式中, I_{2t} 为工业品产出, 可用于储蓄, 可按照 1:1 的比例转化为资本品; KS_t 为资本存量, L_{2t} 为工业部门的劳动力数量, α 为资本份额 ($0 < \alpha < 1$)。本文为分离出农业生产率提高所产生的“推力”对劳动力转移的作用, 在此未考虑工业部门全要素生产率的增长。这是由于, 工业部门的全要素生产率提高会产生“吸力”带动农业部门劳动力向工业部门转移(徐建国和张勋, 2016), 工业部门的全要素生产率越高, 则对劳动力需求越大, 劳动力转移程度也会增加, 本模型的效果会增强。

假设工业品和农业品的相对价格为 M_t , 农业品的价格标准化为 1。因此, 在商品市场上, 非洲家户可以用 1 单位工业品换取 M_t 单位农业品, 工业部门的名义工资 W_{2t} 和资本回报率 R_t 满足生产函数的一阶条件:

$$W_{2t} = M_t(1 - \alpha) KS_t^\alpha L_{2t}^{-\alpha} \quad (3)$$

$$R_t = M_t \alpha KS_t^{\alpha-1} L_{2t}^{1-\alpha} \quad (4)$$

这构成了下文消费者偏好分析的基础。

同时, 假设劳动力总数量不变, 即:

$$L_{1t} + L_{2t} = L \quad (5)$$

1.2 消费者偏好层面

设非洲家户具有无限的存活期, 劳动力供给是无限弹性的。即期瞬时偏好函数由农业品和工业品的消费构成:

$$N(CMP_{1t}, CMP_{2t}) = \begin{cases} \ln(1 + CMP_{2t}) + \overline{CMP_1}, & \text{if } CMP_{1t} \geq \overline{CMP_1} \\ CMP_{1t}, & \text{if } CMP_{1t} < \overline{CMP_1} \end{cases} \quad (6)$$

跨期贴现效用函数为:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t N(\text{CMP}_{1t}, \text{CMP}_{2t}) \quad (7)$$

式(6)和(7)中, CMP_{1t} 为农产品消费, $\overline{\text{CMP}_1}$ 为农产品消费的满足点; CMP_{2t} 为工业品消费。由式(6)可知, 即期瞬时偏好函数存在农产品消费的满足点 $\overline{\text{CMP}_1}$, 即非洲家户对农产品的需求存在上限, 超过满足点 $\overline{\text{CMP}_1}$ 后, 农产品消费将不再增加。同时, 由式(6)和(7)可知, 非洲家户消费存在先后次序, 当农产品产量有限时, 非洲家户的最优化决策是将全部收入用于农产品消费。而本文假设农产品仅可用于消费, 不可用于储蓄, 一旦农产品的人均产出达到并超过 $\overline{\text{CMP}_1}$, 非洲家户自身农产品需求将得到满足, 其消费再多的农产品也不能带来边际效用提升。

1.3 均衡分析

综上, 预算约束 Z 分为两种情形:

$$Z = \begin{cases} \text{CMP}_{1t} \leq \text{AP}, & \text{if } \text{CMP}_{1t} < \overline{\text{CMP}_1} \\ \overline{\text{CMP}_1} + M_t \cdot \text{CMP}_{2t} + M_t \cdot S_t \leq W_t + R_t \cdot S_{t-1}, & \text{if } \text{CMP}_{1t} \geq \overline{\text{CMP}_1} \end{cases} \quad (8)$$

式(8)中, W_t 为家户名义工资; S_t 为家户储蓄; R_t 为家户资本回报率。首先当农产品产量有限时, 即当全部劳动力投入农业部门生产时, 人均产出仍不能到达满足点的特殊情形, 即满足式(8) $\text{CMP}_{1t} < \overline{\text{CMP}_1}$ 的情况: $\text{AP} \cdot L \leq \overline{\text{CMP}_1} \cdot L$ 或 $\text{AP} \leq \overline{\text{CMP}_1}$ 。此时由于农业生产率过低, 生产能力的限制导致农产品产量有限, 非洲家户的最优化决策是将全部收入用于农产品消费, 因而全部劳动力将留在农业部门从事生产。

下面分析当农业生产率进步时, 随着农业生产率的提高, 经济体内部要素的动态转移情况。即当农业生产率进步, 使 $\text{AP} > \overline{\text{CMP}_1}$ 时, 预算约束满足式(8) $\text{CMP}_{1t} > \overline{\text{CMP}_1}$ 的情况。由于对非农业援助使得受援国 AP 不断进步, 伴随着 AP 提高其将会在某个时点上超过 $\overline{\text{CMP}_1}$ (Gollin et al., 2002)。

1.3.1 市场贡献

此时, 非洲家户为进一步提高自身效用, 将通过调整自身消费结构的方式来实现效用最大化, 非洲家户的最优化决策将使其消费结构由单一消费农产品转向进一步增加工业品消费, 即将一部分收入用于农产品消费, 使其农产品消费量达到满足点 $\overline{\text{CMP}_1}$, 剩余收入则用于工业品消费, 形成了对工业品的“生活

消费扩容”;同时,AP 代表着农资产品、农业机械、灌溉设施以及技术改进等因素构成的生产函数,该函数水平的提高是由农资产品、农业机械的应用程度提升,灌溉设施、耕作设备的建设投入提高以及与技术改进间的相互作用带来的。以农业机械、灌溉设施为代表的工业品需求水平的提高归属于技术进步因素引致的生产性需求范畴,即为“生产消费扩容”,其与农产品消费量达到满足点后的“生活消费扩容”一并构成了农业进步对工业发展的“市场贡献”。因而相较之前,工业品消费需求相对增加,从而在需求端形成对工业生产的推力。

1.3.2 产品贡献

当人均产出超出满足点形成相对过剩的农产品时,由于其数量超出了正常的消费需求,其对于非洲家户不再产生效用,因此此时已不再存在家户层面的农产品消费需求,其实现最大效益的途径是从农产品商品化买卖转为工业品生产的粮食与原材料供给。相对过剩的农产品向工业部门转移提供了充足的工业品生产原材料,同时也保障了农业劳动力转向工业部门所需粮食消费的供给,二者作为农业部门对工业部门的农产品供给,形成了对工业发展的“产品贡献”,进而在生产端为工业部门扩大发展奠定了基础,最终带来工业部门生产规模的扩张。

1.3.3 要素贡献

基于上述分析,求解式(6)、式(7)、式(8)所构造的家户效用最大化模型,可得欧拉方程:

$$M_{t+1} \cdot (\text{CMP}_{2,t+1} + 1) = \beta R_{t+1} \cdot (\text{CMP}_{2t} + 1) \quad (9)$$

由于农产品只可用于消费,市场均衡条件为:

$$\text{AP} \cdot L = \overline{\text{CMP}_1} \cdot L \quad (10)$$

因此,工业部门劳动力数量为:

$$L_{2t} = L \cdot \left(1 - \frac{\overline{\text{CMP}_1}}{\text{AP}} \right) = L_2 \quad (11)$$

对式(11)中 AP 求导,显然有 $dL_2/d\text{AP} > 0$,即农业生产率提高对工业部门劳动力数量具有正向影响,二者存在同向变动关系。伴随着受援国 AP 的提高,农业劳动力的需求会减少,过量冗余的劳动力将不再适配于农业部门的生产与发展,因此其农业部门会产生“剩余”劳动力,即农业部门的部分劳动力会被挤出。此时“剩余”劳动力的机会成本几乎为 0,极低的雇佣成本使得受援国工业部门仅需很低的工资报酬就可以使得原本从事农业生产的劳动力转而从工业部门生产。充足的低成本劳动力是工业部门发展的重要基础,其可通过降低工业部门的雇佣成本进而带动工业部门的扩张,最终劳动力在部门间的大规模转移,形成了“劳动力贡献”,从而促进受援国工业发展水平的提高。同时,由于工

业部门雇佣劳动力的成本很低,且此时工业部门发展处于起步阶段,资本相对稀缺,这使得资本回报率极高,从而刺激了家户储蓄,进而推动了工业部门的资本积累速度。假设资本完全折旧,则资本积累方程为:

$$KS_{t+1} = S_t L \quad (12)$$

下面讨论模型稳态。在稳态情形下, $CMP_{2,t+1} = CMP_{2t} = \overline{CMP}_2$; $R_{t+1} = R_t = \bar{R}$; $KS_{t+1} = KS_t = \overline{KS}$, 对欧拉方程和预算约束式求稳态均衡,可得:

$$\begin{cases} \bar{R} = \frac{\bar{M}_t}{\beta} \\ \overline{KS} = (\alpha\beta)^{1/(1-\alpha)} L_2 \\ \bar{M}_t = AP(1-\alpha)^{-1} (\alpha\beta)^{-\alpha/(1-\alpha)} \end{cases} \quad (13)$$

由式(13)可知, $d\bar{M}_t/dAP > 0$; $d\overline{KS}/dAP > 0$ 。直观上,农业生产率的提高带动了工业部门的资本积累。可见,以援非农技示范中心为主要模式的对非农业援助为工业发展在资本、劳动力两个层面作出了重要的“要素贡献”。

1.3.4 外汇贡献

在开放状态下,受援国内 AP 提高后,基于国家间要素禀赋的差异,国内相对“过剩”的农产品将会形成出口,从而获取一定外汇收入,为工业发展作出“外汇贡献”,而本文构建的是封闭状态下的二元经济模型,对此不进行深入探讨。

综上,本文提出以下假说:

假说 1: 对非农业援助能够提升受援国工业发展水平。

假说 2: 对非农业援助可增加受援国农业部门对工业部门的粮食与原材料供给,带来产品贡献进而提升其工业发展水平。

假说 3: 对非农业援助可助力受援国家户对工业品的生活消费和生产消费扩容,带来市场贡献进而提升其工业发展水平。

假说 4: 对非农业援助可促进受援国农业部门向工业部门的劳动力转移并带动资本积累,形成要素贡献进而提升其工业发展水平。

2 研究设计

2.1 计量模型设定与变量选取

本文以援非农技示范中心开始运营作为外生冲击事件,构建国家层面与时间层面的双重差分模型,以实证估计对非农业援助对受援国工业发展水平的影响。由于援非农技示范中心不同批次的开始运营时间存在差异,故本研究采用

多期双重差分的实证策略进行估计,具体的模型构建如下:

$$\text{Ind}_{ct} = \alpha + \beta \cdot \text{Post} \times \text{ATDC}_{ct} + \theta \cdot Z_{ct} + \delta_c + \gamma_t + \varepsilon_{ct} \quad (14)$$

式中,下标 c 代表国家, t 代表年份, Ind_{ct} 是被解释变量,即受援国工业发展水平。 $\text{Post} \times \text{ATDC}_{ct}$ 表示援非农技示范中心开始运营的时间虚拟变量与处理组虚拟变量的交互项,如果国家 c 建设了援非农技示范中心并在年份 t 开始运营,则 $\text{Post} \times \text{ATDC}_{ct} = 1$; 反之, $\text{Post} \times \text{ATDC}_{ct} = 0$ 。 Z_{ct} 为一系列影响受援国工业发展水平的控制变量, θ 为其估计系数。 δ_c 表示国家固定效应; γ_t 表示年份固定效应。系数 β 是本文关注的核心系数,其度量了援非农技示范中心开始运营后对受援国工业发展水平的影响。

本文使用的被解释变量为受援国工业发展水平。为避免因选用单一指标的衡量误差造成估计偏误,致使研究结果不具有稳健性,本文借鉴徐丽鹤等(2020)的研究,选取工业增加值(Ing)、工业增长率(GoIng)、工业增加值占 GDP 比重(PerIng)以及工业增加值占 GDP 比重取对数(LnPerIng)^①4个指标衡量受援国工业发展水平。

在机制检验中,出于数据的限制,借鉴李谷成等(2018)、林毅夫(2002)等的研究,本文选取农业就业人员占就业总数比重(Transag)、工业就业人员占就业总数比重(Transin)、国民储蓄净额(Nns)作为要素贡献的代理变量;借鉴高帆(2015)的研究,选取谷物产量(千克/公顷)(Prog)作为产品贡献的代理变量;借鉴黄群慧(2014)的研究,以人均居民最终消费支出(Perc)作为市场贡献的代理变量。

至于控制变量,参考冯凯等(2022)、冯凯等(2021)、严兵等(2021)、陈默等(2021)、徐丽鹤等(2020)等相关研究的通行做法,本文选取国家总人口(Popu)、其他国家援助(Otheraid)、自然资源租金占比(Rent)、政治和制度(Lops)、贸易开放度(Ieot)、技术水平(Tfp)^②、固定资产投资(Percap)、税收收入水平(Tax)、金融发展水平(Fmer)等。

2.2 样本选择与处理

本文使用 2000—2019 年世界银行(WDI)、全球治理指数(WGI)及格罗宁根增长与发展中心(GGDC)公布的佩恩表(PWT9.1)中相关非洲国家的跨国面

① 工业增加值占 GDP 的比重取对数,可反映工业 GDP 增速和 GDP 增速的差异。

② 佩恩表上提供了两种统计口径的全要素生产率:一种是以各国 2005 年全要素生产率水平为基准的纵向可比数据;另一种是以美国全要素生产率水平为基准的横向可比数据。为得到时序层面与截面层面同时可比的全要素生产率,本文将以美国为基准的横向全要素生产率与各国纵向可比全要素生产率相乘。

板数据。主要基于以下两点考虑,一是不同批次援非农技示范中心的开始运营时间存在差异,从第一批开始运营前至第三批开始运营后的 20 年的样本期间可以较好地观察政策实施效果的动态性;二是本文主要数据来源于 WDI^①,该数据库仅更新至 2019 年。

本文数据的处理过程如下:首先,考虑到原始数据可能的遗漏、重复、统计单位不一致等问题,借鉴 Brandt et al. (2012) 的做法,对初始数据进行了处理。其次,进一步对数据进行清理,对连续多年缺失数据的国家样本予以剔除,而对于某些年份的缺失值,则采用拟合法与插值法进行估算和补充。同时,考虑到极端值对研究结论造成的干扰,对连续变量采取 1% 和 99% 分位上的缩尾处理。此外,为减轻序列相关和异方差问题,对部分连续变量进行对数化处理,并对回归中的标准误在国家层面进行聚类调整。最终获得 54 个非洲国家的数据,变量描述性统计详见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量	定义	观测数	均值	标准差
被解释变量				
Ln(Ing)	工业增加值/亿的对数值	1017	21.678	1.875
GoIng	工业增长率/%	1034	4.479	8.759
PerIng	工业增加值占 GDP 比重/%	1044	26.101	14.569
LnPerIng	工业增加值占 GDP 比重/%的对数值	1044	3.141	0.514
控制变量				
Ln(Popu)	国家总人口(人)的对数值	1080	8.84	1.573
Ln(Otheraid)	收到的其他国家净官方发展援助和官方救 援物资净额(亿)的对数值	1042	19.652	1.388
Rent	自然资源租金占 GDP 比重(%)	1007	13.068	12.596
Lops	世界治理指数的腐败管控程度、政府效率、政治 稳定性、法律环境、政策质量、政治参与度等 6 项 指标取平均值	972	-0.656	0.763
Tfp	以美国为基准的横向全要素生产率与各国纵向 可比全要素生产率相乘	931	0.576	0.204
Ln(Percap)	人均固定资本形成额/美元的对数值	963	5.782	1.165
Tax	税收收入占非洲各国 GDP 比重/%	1061	14.781	0.177
Fmer	私人部门信贷占 GDP 比重/%	952	20.153	24.637
Ieot	CPIA 贸易评级(低=1,⋯,高=6)	917	3.571	0.734

① 文中,除政治和制度数据来自 WGI 和 FH、技术水平数据来自 GGDC 公布的佩恩表(PWT9.1)外,其他变量数据均来自于 WDI。

续表				
变量	定义	观测数	均值	标准差
中介变量				
Transag	农业就业人员占就业总数比重(%)	1060	49.052	22.434
Transin	工业就业人员占就业总数比重(%)	1060	14.074	8.553
Ln(Nns)	国民储蓄净额的对数值	980	22.1521	23.0873
Ln(Prog)	谷物产量(千克/公顷)的对数值	944	7.074	0.649
Ln(Perc)	人均居民最终消费支出/美元的对数值	992	5.134	1.356

3 基准回归分析

3.1 基准回归

首先依据式(14),在不加任何控制变量的情况下检验对非农业援助对受援国工业发展水平的影响,结果见表2第(1)列、第(3)列、第(5)列、第(7)列。结果显示,对非农业援助对受援国工业增加值、工业增长率、工业增加值占GDP比重、工业增加值占GDP比重取对数分别在5%和10%的水平上显著为正,这意味着其有效提升了受援国工业发展水平。然而,上述结果并没有排除其他因素的影响。为更准确地识别出净效应,第(2)列、第(4)列、第(6)列、第(8)列给出了加入控制变量后,对非农业援助对受援国工业发展水平的影响。在加入控制变量后,对非农业援助对受援国工业增加值、工业增长率、工业增加值占GDP比重、工业增加值占GDP比重取对数分别在1%和5%的水平上显著为正,本文结论仍然稳健,假设1得到验证。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Ing	Ing	RoIng	RoIng	PerIng	PerIng	LnPerIng	LnPerIng
ATDC	0.046** (0.021)	0.029** (0.013)	0.057* (0.031)	0.048*** (0.017)	0.026* (0.015)	0.015** (0.007)	0.021* (0.011)	0.012** (0.005)
Ln(Popu)		1.771*** (0.515)		1.692*** (0.392)		1.988*** (0.324)		0.691** (0.309)
Ln(Otheraid)		0.152*** (0.038)		0.314** (0.143)		0.202** (0.099)		0.087** (0.042)
Rent		0.059*** (0.018)		0.083** (0.039)		0.126* (0.070)		0.094*** (0.022)
Lops		0.101* (0.056)		0.130*** (0.046)		0.062** (0.029)		0.058** (0.026)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Ing	Ing	RoIng	RoIng	PerIng	PerIng	LnPerIng	LnPerIng
Tfp		0.042 ** (0.018)		0.048 * (0.025)		0.074 ** (0.032)		0.082 * (0.046)
Ln(leot)		0.039 * (0.022)		1.016 ** (0.496)		0.108 ** (0.053)		0.028 * (0.015)
Ln(Percap)		0.232 *** (0.084)		0.195 ** (0.096)		0.156 ** (0.064)		0.247 *** (0.081)
Tax		0.113 *** (0.036)		0.144 *** (0.054)		0.205 *** (0.073)		0.136 ** (0.062)
Fmer		0.081 *** (0.021)		0.097 ** (0.042)		0.108 ** (0.049)		0.319 ** (0.153)
N	1017	726	1034	726	1044	726	1044	726
R ²	0.981	0.734	0.178	0.594	0.910	0.471	0.886	0.694

注：***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著；括号中数值为聚类至国家层面的稳健标准误；表中未报告常数项以及年份固定效应、国家固定效应的估计结果。

至于控制变量,国家总人口、其他国家援助、自然资源租金占比、政治和制度、贸易开放度、技术水平、固定资产投资、税收收入水平、金融发展水平的回归系数均显著为正,这与冯凯等(2022)、冯凯等(2021)、严兵等(2021)、陈默等(2021)、徐丽鹤等(2020)等的研究发现相一致。

3.2 平行趋势检验与动态效应分析

上文所构建双重差分模型的估计结果成立,需要满足平行趋势假设,即需要检验在控制一系列可观测因素的情况下,未受援非农技示范中心开始运营影响的对照组与干预组的工业发展水平的变化趋势是否具有一致性。本文借鉴Beck et al. (2010)的研究,进行平行趋势检验,设定如下回归模型:

$$Ind_{ct} = \alpha + \sum_{t=-5}^3 \beta \cdot Post \times ATDC_{ct} + \theta \cdot Z_{ct} + \delta_c + \gamma_t + \varepsilon_{ct} \tag{15}$$

式中,Post×ATDC_{ct}表示不同时间点上援非农技示范中心开始运营的虚拟变量,t的取值范围为[-5,3]。如果估计系数β在援非农技示范中心开始运营之前,其大小在0处浮动,且不能通过显著性检验,则可说明满足平行趋势。利用式(15)进行平行趋势检验的结果如表3所示。

结果显示,对照组和干预组在援非农技示范中心开始运营之前,Post×ATDC_{ct}的系数均不显著,满足了平行趋势检验;Post×ATDC_{ct}的系数从开始运营第二年开始显著,这表明对非农业援助提升受援国工业发展水平是一个长期过程,存在一定滞后性。

表 3 平行趋势检验和动态效应分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Ing	RoIng	PerIng	lnPerIng	Ing	RoIng	PerIng	lnPerIng
ATDC _{<i>i</i>} ×	-0.012	0.026	-0.019	0.059				
Trend ₅	(-0.471)	(0.338)	(-0.703)	(1.329)				
ATDC _{<i>i</i>} ×	0.071	-0.019	-0.035	-0.102				
Trend ₄	(1.339)	(-1.207)	(-1.836)	(-0.713)				
ATDC _{<i>i</i>} ×	0.209	-0.088	0.171	-0.291				
Trend ₃	(1.227)	(-0.391)	(0.421)	(-1.022)				
ATDC _{<i>i</i>} ×	-0.126	0.094	-0.108	0.099				
Trend ₂	(-0.433)	(0.389)	(-0.529)	(0.457)				
ATDC _{<i>i</i>} ×	0.137	-0.069	0.118	0.245				
Trend ₁	(1.831)	(-1.296)	(0.773)	(0.651)				
ATDC _{<i>i</i>} ×					0.109	0.033	0.064	0.072
Year ₀					(0.394)	(0.507)	(0.201)	(0.577)
ATDC _{<i>i</i>} ×					0.035	0.041	0.023	0.036
Year ₁					(0.396)	(0.105)	(0.273)	(1.641)
ATDC _{<i>i</i>} ×					0.031 *	0.053 ***	0.019 **	0.016 **
Year ₂					(0.017)	(0.012)	(0.009)	(0.007)
ATDC _{<i>i</i>} ×					0.038 ***	0.059 ***	0.026 ***	0.024 **
Year ₃					(0.007)	(0.019)	(0.008)	(0.010)
CV	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	726	726	726	726	726	726	726	726
R ²	0.524	0.571	0.455	0.372	0.498	0.646	0.441	0.591

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著；括号中数值为聚类至国家层面的稳健标准误。

4 稳健性检验

为提高本文结论的稳健性,本文还从安慰剂检验、子样本回归、替换被解释变量、排除其他政策的影响、排除双向影响的干扰 5 个方面进行稳健性检验。

4.1 安慰剂检验

根据表 2 的回归结果,对非农业援助显著提升了受援国的工业发展水平。进一步地,为判断对非农业援助对受援国工业发展水平的影响是真实客观存在,而不是由随机因素引致,本文采用随机抽取处理组的方式,从样本中随机抽取非洲国家进行置换检验,以排除不可观测因素对基准回归所造成的干扰。具体而言,本文随机产生一组对非农业援助受援国样本,从而构建一个虚拟变量 $\beta^{\text{randomfalse}}$ 。由于“伪”处理组为随机生成,因此该有误的估计变量将不会对受援国

工业发展水平产生影响,即 $\beta^{\text{randomfalse}}=0$ 。反之,如果 $\beta^{\text{randomfalse}}$ 的估计系数显著偏离于0,则表明模型设定存在遗漏变量偏差。同时,为避免小概率事件对估计结果的干扰,本文重复1000次上述过程进行回归。检验结果如图2所示,图2(a)、图2(b)、图2(c)、图2(d)中 $\beta^{\text{randomfalse}}$ 的分布均在0的附近且服从正态分布,而其真实处理组的估计系数均明显异于“伪”处理组的估计系数,证得受援国工业发展水平所受正向影响是由于对非农业援助所导致,而非其他随机因素。

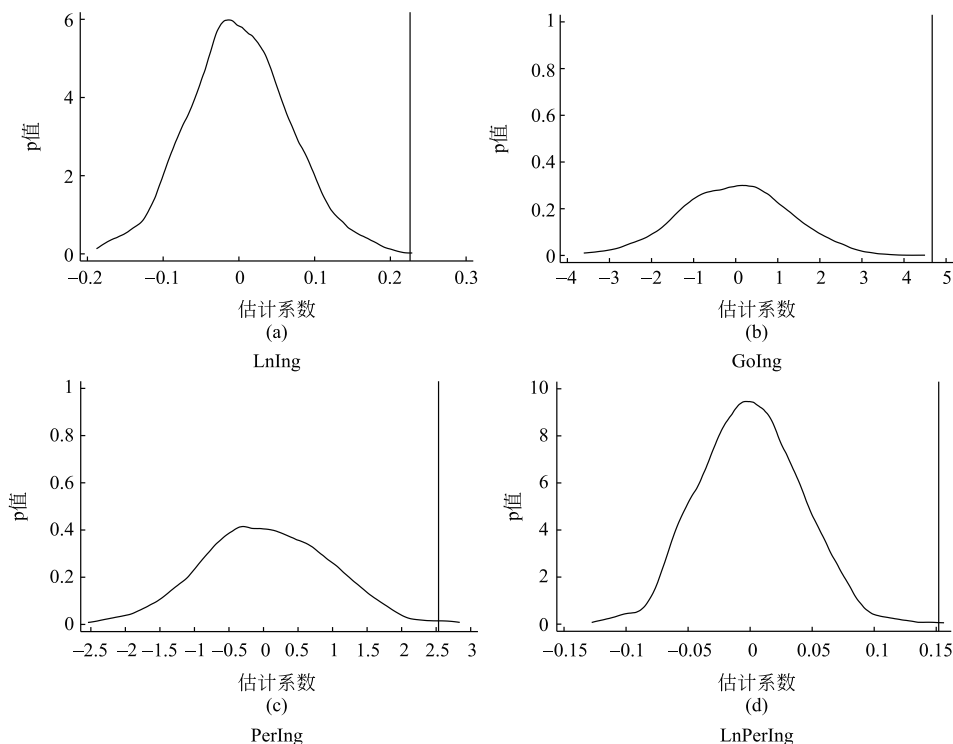


图2 安慰剂检验(1000次随机模拟)

4.2 子样本回归

本文样本中,对非农业援助主要流向撒哈拉沙漠以南的非洲国家,援非农技示范中心的开展也仅限于上述区域的国家,而且北非国家在自然资源、气候特征、工业化发展水平与产业结构模式相较撒哈拉沙漠以南的非洲国家存在较大差异(朱玮玮等,2018)。因此,本文将北非国家剔除,仅保留撒哈拉以南区域非洲相关国家的样本,就对非农业援助的效果加以考察,这在一定程度上可以提高处理组和控制组之间的可比性。回归结果如表4所示。剔除北非国家后^①,回

^① 北非国家包含埃及、突尼斯、利比亚、阿尔及利亚、摩洛哥。

归系数分别在 1%和 5%的水平上显著为正,表明本文基准回归的结果是稳健的。

表 4 子样本回归

样本 变量	剔除北非国家				替换被解释变量
	(1) Ing	(2) RoIng	(3) PerIng	(4) LnPerIng	(5) Agrml
ATDC	0.041 ** (0.019)	0.052 *** (0.017)	0.019 ** (0.008)	0.017 ** (0.008)	0.167 *** (0.054)
CV	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	620	620	620	620	726
R ²	0.721	0.716	0.764	0.559	0.641

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著;括号中数值为聚类至国家层面的稳健标准误。

4.3 替换被解释变量

一国的工业发展水平是其经济发展状况的核心体现。借鉴朱玮玮等(2018)的研究,本文将实证过程中使用的工业 GDP、工业增长率、工业增加值占 GDP 比重、工业增加值占 GDP 比重取对数替换为非洲受援国的夜间灯光均值年增长率(Agrml)^①,重新对双重差分模型进行估计。由表 4 第(5)列的结果可知,估计系数在 1%的水平上显著为正,这说明对非农业援助可以提高受援国工业发展水平,即前文估计结果是稳健的。

4.4 排除其他政策的影响

在对非农业援助的同时,中国为进一步拓展合作深度,亦实施了其他政策,如在非洲建立境外经贸合作区(DID01)。境外经贸合作区的推行,显著扩大了非洲各国进出口贸易规模,有助于提高其工业发展水平(严兵等,2021)。为排除上述政策可能带来的干扰,本文借鉴孙天阳等(2020)的研究,将上述政策纳入式(14)进行回归。

所得估计结果汇报于表 5 第(1)列、第(2)列、第(3)列、第(4)列。可知,对上述政策进行控制后,估计系数仍显著为正,即本文结果是稳健的。

4.5 排除双向影响的干扰

在基准回归中,控制变量与被解释变量之间可能存在反向因果关系。因

^① 本文选用 NOAA 所提供数据中的稳定灯光数据(stable lights)进行分析。需要指出的是,夜间灯光存在饱和度、同一年度不同卫星的数据和同一卫星不同年度的数据具有不可比性等问题。为提高数据准确性,本文参考 Liu et al. (2012)的做法,对灯光数据进行校准、合并和修复。

此,为了排除上述干扰,本文将控制变量进行滞后一期处理。由表 5 第(5)列、第(6)列、第(7)列、第(8)列可知,估计系数未发生实质性变化,即基准回归结果是稳健的。

表 5 稳健性检验

样本 变量	排除其他政策影响				排除双向影响的干扰			
	(1) Ing	(2) RoIng	(3) PerIng	(4) LnPerIng	(5) Ing	(6) RoIng	(7) PerIng	(8) LnPerIng
ATDC	0.027 ** (0.012)	0.042 *** (0.013)	0.014 ** (0.006)	0.011 ** (0.004)	0.023 ** (0.010)	0.046 ** (0.021)	0.021 * (0.012)	0.019 ** (0.009)
DID01	0.057 ** (0.025)	0.081 *** (0.030)	0.126 * (0.069)	0.122 ** (0.056)				
CV	Yes	Yes	Yes	Yes				
Controls _{t-1}					Yes	Yes	Yes	Yes
N	726	726	726	726	726	726	726	726
R ²	0.882	0.729	0.511	0.675	0.690	0.701	0.813	0.668

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著;括号中数值为聚类至国家层面的稳健标准误。

5 内生性探讨

中国对非农业援助中受援国的选择并非完全随机,这意味着援非农技示范中心的运营对受援国工业发展水平的影响可能受到潜在内生性问题的干扰,因而本文采用工具变量法加以解决。

参照孙楚仁等(2020)的研究,本文选取联合国大会投票数据作为本文的工具变量。中国当下的对非援助可能受到历史援助项目的影响,中国援助(包括投资)更可能流向“中国人民的老朋友”,历史上接受中国援助比较多的非洲国家,现在也更可能有较多的中国投资和援助流入(Morgan and Zheng,2019)。尽管联合国大会针对不同问题的投票结果所反映的现象并不相同,但是它反映了中国政府与非洲国家在全球或者某些地区政治、经济、文化等方面的立场态度,而中国对非援助可能与二者在联合国进行投票的态度高度相关,满足相关性条件。同时,联合国大会投票情况与当前非洲国家的工业发展水平之间难以认为存在关联,符合外生性条件。由于联合国大会投票数据为截面数据,不可直接用于面板模型进行估计,本文借鉴孙传旺等(2019)的研究,采用联合国大会投票数据对数值(UNGAvd)与时间虚拟变量(post)的交互项作为工具变量,第一阶段与第二阶段的估计结果分别见表6和表7。

由表6可知,UNGAvd×post对援非农技示范中心的影响均显著为正,说明联合国大会投票数据与对非农业援助之间存在较强的相关性。

表 6 工具变量法第一阶段的估计结果

变量	ATDC	变量	ATDC
UNGAvd×post ₂₀₀₀	0. 011 ** (0. 005)	UNGAvd×post ₂₀₁₀	0. 027 * (0. 014)
UNGAvd×post ₂₀₀₁	0. 013 ** (0. 005)	UNGAvd×post ₂₀₁₁	0. 024 ** (0. 010)
UNGAvd×post ₂₀₀₂	0. 016 * (0. 008)	UNGAvd×post ₂₀₁₂	0. 032 *** (0. 004)
UNGAvd×post ₂₀₀₃	0. 012 ** (0. 006)	UNGAvd×post ₂₀₁₃	0. 037 ** (0. 015)
UNGAvd×post ₂₀₀₄	0. 017 *** (0. 002)	UNGAvd×post ₂₀₁₄	0. 034 ** (0. 006)
UNGAvd×post ₂₀₀₅	0. 015 *** (0. 003)	UNGAvd×post ₂₀₁₅	0. 035 *** (0. 008)
UNGAvd×post ₂₀₀₆	0. 011 * (0. 006)	UNGAvd×post ₂₀₁₆	0. 025 ** (0. 012)
UNGAvd×post ₂₀₀₇	0. 018 ** (0. 009)	UNGAvd×post ₂₀₁₇	0. 023 ** (0. 011)
UNGAvd×post ₂₀₀₈	0. 019 ** (0. 009)	UNGAvd×post ₂₀₁₈	0. 028 ** (0. 013)
UNGAvd×post ₂₀₀₉	0. 026 ** (0. 013)	UNGAvd×post ₂₀₁₉	0. 025 *** (0. 004)
CV	Yes		
N	726		

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著；括号中数值为聚类至国家层面的稳健标准误。

表 7 工具变量法第二阶段的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS
	Ing	GoIng	PerIng	LnPerIng
ATDC	0. 045 ** (0. 020)	0. 041 *** (0. 013)	0. 036 * (0. 019)	0. 033 ** (0. 015)
CV	Yes	Yes	Yes	Yes
N	726	726	726	726
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	31. 562 *** (0. 000)	37. 871 *** (0. 000)	32. 049 *** (0. 000)	36. 147 *** (0. 000)
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	29. 782 (12. 258)	49. 309 (17. 503)	51. 768 (20. 818)	37. 044 (16. 096)
Hansen J 统计量	6. 891 (0. 477)	7. 114 (0. 530)	6. 590 (0. 631)	9. 610 (0. 302)

注：Kleibergen-Paap rk LM 统计量和 Hansen J 统计量括号内数字为 *p* 值，Kleibergen-Paap rk Wald *F* 统计量括号内数字为 Stock-Yogo 弱识别检验 10%水平下的临界值，***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著，括号中数值为聚类至国家层面的稳健标准误。

由表 7 可知,Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10%水平下的临界值,排除“弱工具变量”的可能;Kleibergen-Paap rk LM 统计量对应的值小于 0.01,排除识别不足问题;Hansen J 统计量未能通过显著性检验,即证工具变量不存在过度识别问题。援非农技示范中心开始运营对工业 GDP、工业增长率、工业增加值占 GDP 比重、工业增加值占 GDP 比重取对数的影响均显著为正,这说明在考虑内生性问题后,对非农业援助提升受援国工业发展水平的作用依然稳健。

6 作用机制分析

根据基准回归可知,对非农业援助有效提高了受援国工业发展水平。为进一步证实对非农业援助影响受援国工业发展水平的作用机制有效性,基于前文的理论分析,本部分从产品贡献、市场贡献、要素贡献三个方面进行检验。回归结果如表 8 所示。

表 8 作用机制检验

变量	(1) 每公顷谷物 产量	(2) 人均居民最终消费 支出	(3) 农业就业人员 占比	(4) 工业就业人员 占比	(5) 国民储蓄净额
ATDC	0.082 ** (0.040)	0.065 ** (0.031)	-0.061 *** (-0.015)	0.109 ** (0.045)	0.241 ** (0.108)
CV	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	726	726	726	726	726
R^2	0.651	0.677	0.734	0.719	0.591

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著,括号中数值为聚类至国家层面的稳健标准误。

其中,表 8 第(1)列显示,对非农业援助对每公顷谷物产量的估计系数为 0.082,在 5%的水平下显著,说明对非农业援助有效提升了谷物产量,而谷物产量的提高可有效为工业品生产供给劳动力所需粮食,并增加农业原材料的供给,压低农业原材料价格,降低工业品生产的要素成本(史桂芬和李梅,2021)。故对非农业援助可通过粮食和农业原材料的供给,带来产品贡献,从而提升受援国工业发展水平。假设 2 得到验证。

由表 8 第(2)列可知,对非农业援助对人均居民最终消费支出的估计系数为 0.065,在 5%的水平下显著,说明对非农业援助有效提升了人均居民最终消费支出,而人均居民最终消费支出的增加有助于从生活、生产两方面扩大工业品消费的市场规模,从需求端刺激工业品生产,提供工业部门生产扩大的驱动力。故对非农业援助可通过工业品消费扩容,带来市场贡献进而提升受援国工业发展水平。假设 3 得到验证。

由表 8 第(3)列、第(4)列可知,对非农业援助对农业就业人员占比的估计系数为-0.061,在 1%的水平下显著为负,对工业就业人员占比的估计系数为 0.109,在 5%的水平下显著为正,说明对非农业援助通过带动农业部门技术水平发展,能够对劳动力转移产生“推力”,促进劳动力流向工业部门,提高工业部门劳动力数量占比。而农业部门大量剩余劳动力的涌出,为劳动力市场上提供了充足的廉价劳动力,为工业部门扩张奠定了劳动力要素基础(李谷成等,2018)。由表 8 第(5)列可知,国民储蓄净额的估计系数为 0.241,在 5%的水平下显著为正,说明对非农业援助有效提高了受援国家户的储蓄水平,而农户储蓄水平的提高则为工业部门的投资增长提供了资金保障,有助于提高工业部门的资本积累水平,为工业部门规模扩张奠定了资本要素基础(林毅夫,2002)。故对非农业援助可通过劳动力转移和资本积累,提供要素贡献进而提升受援国工业发展水平。假设 4 得到验证。

7 异质性分析

考虑到不同非洲国家的特征对非农业援助效果在多维度上存在异质性,因此本文进一步讨论可能的异质性因素对非农业援助的受援国工业发展水平提升作用所造成的影响。

7.1 经济发展水平

根据联合国贸易和发展会议发布的《2020 年统计手册》,可按收入水平将非洲国家划分为“高收入水平(mhic)”“中等收入水平(mlic)”和“低收入水平(lic)”三组样本。由于高收入水平和中等收入水平非洲国家样本量较少,将二者合并归类至中高收入水平非洲国家(mhlic)^①。同时,本文对样本组间差异性采用费舍尔组合检验法进行验证。表 9a 显示,经济发展水平分组的组间差异性检验的经验概率均小于 0.1,说明经济发展水平异质性存在。

回归结果如表 9a 所示,对非农业援助的估计系数均显著为正,说明对非农业援助对不同经济发展水平的受援国工业发展水平均有显著提升作用。并由其结果可知,随着经济发展水平提高,对非农业援助的估计系数逐渐减小,对非

^① 高收入水平国家包括阿尔及利亚、安哥拉、博茨瓦纳、赤道几内亚、加蓬、利比亚、毛里求斯、纳米比亚、塞舌尔、南非;中等收入水平国家包括喀麦隆、佛得角、吉布提共和国、埃及、加纳、科特迪瓦、毛里塔尼亚、摩洛哥、莱索托、尼日利亚、刚果共和国、苏丹、南苏丹、坦桑尼亚、突尼斯、赞比亚、圣多美和普林西比、斯威士兰;低收入水平国家包括贝宁、布基纳法索、布隆迪、中非、乍得、科摩罗、刚果民主共和国、埃塞俄比亚、厄立特里亚、几内亚、几内亚比绍、肯尼亚、冈比亚、利比里亚、马达加斯加、马拉维、马里、莫桑比克、尼日尔、卢旺达、塞内加尔、塞拉利昂、索马里、多哥、乌干达和津巴布韦。

农业援助对受援国工业发展水平提高的边际作用呈现出逐渐减弱的趋势。原因可能在于,经济发展水平较低的非洲国家,其获取的对非农业援助额度通常相对较高(Brückner,2013),且其工业发展水平更为落后,由对非农业援助所引发的产品贡献(粮食和原材料供给)、市场贡献(生活消费和生产消费扩容)和要素贡献(劳动力转移和资本积累)的边际效用更大。

表 9a 基准回归结果

样本	mhlic	lic	mhlic	lic	mhlic	lic	mhlic	lic
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Ing	Ing	RoIng	RoIng	PerIng	PerIng	LnPerIng	LnPerIng
ATDC	0.022 ** (0.009)	0.033 *** (0.010)	0.041 ** (0.017)	0.055 ** (0.027)	0.010 ** (0.004)	0.018 *** (0.005)	0.008 * (0.004)	0.017 ** (0.008)
CV	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
组间差异性 检验	(1) vs (2)		(3) vs (4)		(5) vs (6)		(7) vs (8)	
	0.067 *** (0.009)		0.046 ** (0.023)		0.073 *** (0.011)		0.058 ** (0.025)	
N	396	330	396	330	396	330	396	330
R ²	0.633	0.597	0.702	0.770	0.615	0.607	0.523	0.541

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著,括号中数值为聚类至国家层面的稳健标准误。

7.2 高低风险经济体

高风险所伴随的不确定性不仅是阻碍中国对非农业援助的关键因素,对援助额度具有负面效应,也将影响到产品贡献(粮食和原材料供给)、市场贡献(生活消费和生产消费扩容)和要素贡献(劳动力转移和资本积累)的效果,从而使对非农业援助对不同风险水平的受援国工业发展水平的影响存在区别。因此,参考 Conconi et al. (2016)的研究,本文使用风险评级国别数据(ICRG),以政府稳定性和投资风险性两个指标对样本进行划分,进一步考察对非农业援助效果在不同风险经济体的差异。

基于不同风险程度的样本,本文设置“是否为政治高风险国家”虚拟变量^①(hprc),若样本国为政治高风险国家,取值为1,否则取值为0。同理,设置“是否为投资高风险国家”虚拟变量^②(herc),取值同前。估计结果见表9b,“是否

① 以各国政府稳定性指标是否处于中位数以上作为划分标准,若高于中位数为高风险国家,低于中位数为低风险国家。

② 以各国投资风险性指标是否处于中位数以上作为划分标准,若高于中位数为高风险国家,低于中位数为低风险国家。

为政治高风险国家”虚拟变量与对非农业援助的交互项估计系数分别在 1%和 5%的水平上显著为负;“是否为投资高风险国家”虚拟变量与对非农业援助的交互项估计系数分别在 5%和 10%的水平上显著为负,表明对非农业援助对政治高风险受援国、投资高风险受援国的工业发展水平的提高作用分别弱于政治低风险受援国、投资低风险受援国。

表 9b 异质性检验 2

测度方式	是否为政治高风险国家				是否为投资高风险国家			
变量	(1) Ing	(2) RoIng	(3) PerIng	(4) LnPerIng	(5) Ing	(6) RoIng	(7) PerIng	(8) LnPerIng
hpre× ATDC	-0.121 ** (-0.057)	-0.106 ** (-0.047)	-0.085 *** (-0.023)	-0.091 ** (-0.039)				
here× ATDC					-0.152 ** (-0.063)	-0.073 * (-0.040)	-0.065 ** (-0.031)	-0.058 * (-0.032)
CV	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	726	726	726	726	726	726	726	726
R ²	0.761	0.426	0.508	0.669	0.694	0.732	0.550	0.701

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著,括号中数值为聚类至国家层面的稳健标准误。

7.3 农业自然条件差异

不同的农业自然条件就对非农业援助所带来的农业生产率进步效果具有显著差异,从而导致受援国工业发展水平所受提升作用存在差异。水是决定非洲农业发展水平的关键因素,而非洲主要灌溉用水为地表水。受非洲气候干旱的影响,地表水资源最大的补给来源是降水。因此,参考 Suri and Udry (2022) 的研究,本文以平均降水深度(年毫米)对受援国农业自然条件状况加以反映,从而对样本进行划分,探讨农业自然条件对非农业援助所形成的受援国工业发展水平提升作用的异质性影响。

基于不同农业自然条件的样本,本文设置“农业自然条件是否良好”虚拟变量^①(Anc),若样本国为农业自然条件良好的国家,取值为 1,否则取值为 0。估计结果见表 9c 第(1)列、第(2)列、第(3)列、第(4)列,“农业自然条件是否良好”虚拟变量与对非农业援助的交互项估计系数分别在 1%和 5%的水平上显著为正,表明对非农业援助对农业自然条件良好的受援国工业发展水平的提高作用强于农业自然条件恶劣的国家。

^① 以平均降水深度是否处于中位数以上作为划分标准,若高于中位数为农业自然良好的国家,低于中位数为农业自然条件恶劣的国家。

表 9c 异质性检验与拓展性研究

测度方式 变量	农业自然条件是否良好				拓展性研究		
	(1) Ing	(2) RoIng	(3) PerIng	(4) LnPerIng	(5) Aniox	(6) Tco	(7) Lopm
Anc×ATDC	0.119 *** (0.037)	0.082 ** (0.037)	0.070 ** (0.030)	0.025 ** (0.011)			
ATDC					-0.046 ** (-0.020)	-0.127 ** (-0.058)	-0.092 * (-0.049)
CV	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No	No
N	726	726	726	726	510	939	578
R ²	0.496	0.507	0.661	0.684	0.639	0.774	0.802

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著,括号中数值为聚类至国家层面的稳健标准误。

8 拓展性研究

在前文已证实对非农业援助显著提升了受援国工业发展水平的基础上,出于对现有先行发展中国家环境污染现状及原因的总结,从有助于非洲各国长期发展的角度考虑,探讨对非农业援助是否推动了农业绿色发展,进而产生了“污染光环”效应。鉴于非洲各国单位面积化肥消费量远低于世界平均水平^①,本文借鉴刘朝等(2022)的研究,选取除化肥消费量(每公顷耕地千克数)以外的农业一氧化二氮排放量(千公吨二氧化碳当量)(Aniox)、二氧化碳排放量(千吨)(Tco)、PM2.5 浓度(微克/立方米)(Lopm)对农业生产过程是否实现了绿色发展加以表征,评估对非农业援助是否产生了“污染光环”效应。回归结果如表 9c 第(5)列、第(6)列、第(7)列所示。

结果显示,对非农业援助分别在 5%和 10%的水平上显著降低了非洲国家的农业一氧化二氮排放量、二氧化碳排放量和 PM2.5 浓度。这意味着援非农技示范中心以科学发展观和“两山论”为指导理念,不仅注重提高受援国农业生产的技术禀赋,还注重对于当地生产环境的保护,从而有效降低了农业一氧化二氮、二氧化碳排放量和 PM2.5 浓度,对受援国温室效应起到了扼制作用,并改善了空气质量,提高了受援国的生态环境水平,产生了显著的“污染光环”效应。

9 结论与政策建议

非洲国家多存在工业和农业发展水平偏低,且发展受阻的困境,对非农业

^① 以远低于世界平均水平的单位面积化肥消费量来对非洲各国农业发展中的污染水平加以反映,严谨性存在欠缺,因此排除该指标。

援助使其所面临的部分发展问题得以缓解。本文以援非农技示范中心开始运营作为研究对象,从生产端、需求端和要素端就对非农业援助影响受援国工业发展水平的机制进行刻画,以探讨对非农业援助提升受援国工业发展水平的效用。相关结论可以总结为三个方面:第一,对非农业援助通过产品贡献(粮食和原材料供给)、市场贡献(生活消费和生产消费扩容)和要素贡献(劳动力转移和资本积累)三条路径显著提高了受援国工业发展水平,具有长期性,这一结论在经一系列稳健性检验验证后仍然成立,但同时非农业援助的提升效应具有一定的滞后性。第二,提升效果与经济发展水平、政治和投资风险程度、农业自然条件紧密相关。随着受援国经济发展水平的提高,对非农业援助对工业发展水平的边际提升作用逐渐减弱;对政治、投资风险低以及农业自然条件良好的受援国,对非农业援助对工业发展水平的提升作用更强。第三,对非农业援助对各受援国自然环境产生了显著的“污染光环”效应。

本文在丰富对非援助相关研究的同时,也为非洲各国通过重视农业进步进而推动“以农兴工”,最终实现工农联动发展,初步提供了依据。本文的政策建议如下:

第一,加强援非农技示范中心建设,增强政策持续性。一方面,扩大现有援非农技示范中心覆盖范围,突破区位、空间的限制,持续带动受援国多地区农业进步。另一方面,完善金融支持机制,丰富筹资入股方式,扩大援非农技示范中心政策试点规模,助力多点开花,尽快实现由点到面的覆盖,形成援非农技示范中心多国联动、多向互聚的发展格局,以充分发挥援非农技示范中心的帮扶效能。

第二,充分发挥援非农技示范中心“以农兴工”的作用。受援国要不断提高财政支农力度,加快兴建农业相关基础设施,打破农业发展自然条件的桎梏,减缓自然灾害对农作主体的冲击,持续健全投资保护机制并加大农业投资政策优惠,从而疏通示范中心推动工业水平提高的传导渠道;同时,中国应积极总结示范中心试点创新的实施成效,将示范中心探索形成的成熟经验在不同国家间共享,改善示范中心援助效果,最终使示范中心对受援国工业发展的产品贡献、市场贡献和要素贡献得以充分发挥。

第三,实施差异化的援非农技示范中心建设策略,避免政策的“一刀切”。由于受援国经济发展程度、风险水平以及农业自然条件不同,因此示范中心建设战略要因“国”而异。对经济发展水平落后的受援国,中国应加大援助力度,使援非农技示范中心在数量和规模上同时实现长足增长,从而充分带动受援国农业部门的发展,增强农业进步对其经济发展的驱动力;就风险较高的受援国而言,中国应积极与受援国完善双边经济合作风险防控机制,降低援非农技示范中心“走出去”所面临的投资风险,督促受援国将降低投资风险、解决政治危

机作为当务之急,营造和平稳定的示范中心发展环境;对农业自然条件较差的受援国而言,中国需通过援非农技示范中心向当地引进更为抗灾、耐性更高的作物品种,增加受援国农业领域的防雷击和当地疾病等自然灾害的险种,提高保险额度,增强当地农作主体的抗风险能力。

当然,本研究还存在一定的局限性。首先,受限于数据,本文在机制检验的变量选取上稍欠公允。产品贡献的衡定本应为农业部门向工业部门的粮食与原材料供给,市场贡献本应为农业部门对工业品的生活消费和生产消费扩容,要素贡献中的资本积累本应为农业部门对工业部门作出的资本积累。但囿于数据可获性,本文分别采用谷物产量对数值(千克/公顷),包含着农产品、工业品和服务业产品消费的人均居民最终消费支出对数值以及国民储蓄净额的对数值加以表征。其次,本文基于经济学原理在理论机制的推导中提出了伴随着援助的推进,人均农业生产率将会在某一时点超过富足点这一假设,但由于工业部门从农业部门购买原材料数量与家户工业品消费支出的数据缺失,并未能对该假设进一步加以证实,在后续研究中本文将通过合理化变量选取来进一步提高研究结果的可信度。

附录

附表 1 援非农技示范中心实施状况

第一批援非农技示范中心		第二批、第三批援非农技示范中心	
国家	项目进度	国家	项目进度
贝宁	2009 年 3 月开始建设;2011 年 2 月开始运营	安哥拉	2014 年 10 月开始建设; 2017 年 2 月开始运营
喀麦隆	2007 年 1 月开始建设;2010 年 4 月开始运营	马拉维	2012 年 7 月开始建设; 2014 年 11 月开始运营
刚果(布)	2010 年 1 月开始建设;2012 年 1 月开始运营	刚果(金) (第一个农技中心)	2012 年 9 月开始建设; 2015 年 1 月开始运营
埃塞俄比亚	2011 年 1 月开始建设;2012 年 6 月开始运营	赤道几内亚	2015 年 7 月开始建设; 2017 年 11 月开始运营
利比里亚	2008 年 4 月开始建设;2011 年 1 月开始运营	毛里塔尼亚 (农业中心)	2012 年 11 月开始建设; 2015 年 3 月开始运营
莫桑比克	2009 年 7 月开始建设;2011 年 7 月开始运营	毛里塔尼亚 (种植业中心)	2012 年 11 月开始建设; 2015 年 3 月开始运营
卢旺达	2009 年 4 月开始建设;2012 年 4 月开始运营	尼日利亚	待提交可研报告
南非	2009 年 11 月开始建设; 2011 年 1 月开始运营	中非	战乱暂停实施

续表

第一批援非农技示范中心		第二批、第三批援非农技示范中心	
国家	项目进度	国家	项目进度
苏丹	2009 年 9 月开始建设;2011 年 6 月开始运营	马里	停工
坦桑尼亚	2009 年 10 月开始建设;2012 年 3 月开始运营	津巴布韦 (第二个农技中心)	待提交立项建议书
多哥	2009 年 6 月开始建设;2011 年 4 月开展技术合作	刚果(金) (第二个农技中心)	待可行性研究
乌干达	2008 年 3 月开始建设;2010 年 12 月开始运营		
赞比亚	2007 年 4 月开始建设;2012 年 3 月开始运营		
津巴布韦 (第一个农技中心)	2010 年 3 月开始建设;2011 年 10 月开始运营		

注：由于第二批、第三批援非农技示范中心开始运营的时间难以查询，故在此基于第一批援非农技示范中心开始建设与开始运营的平均时间差加以推算。

参考文献

陈默，李荣林，冯凯. 2021. 中非产能合作能否照亮非洲经济腾飞之路：基于对外承包工程视角[J]. 世界经济研究, (10): 119-133, 136.

Chen M, Li R L, Feng K. 2021. Can China-Africa production capacity cooperation illuminate the road for Africa's economic take-off? [J]. *World Economy Studies*, (10): 119-133, 136. (in Chinese)

冯凯，李荣林，陈默. 2021. 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[J]. 国际贸易问题, (11): 21-36.

Feng K, Li R L, Chen M. 2021. China's foreign aid to Africa and economic growth in African countries: theoretical model and empirical analysis [J]. *Journal of International Trade*, (11): 21-36. (in Chinese)

冯凯，李荣林，陈默. 2022. 中国对非援助与非洲国家经济增长的动态关系研究[J]. 经济学(季刊), 22(1): 175-196.

Feng K, Li R L, Chen M. 2022. Research on the dynamic relationship between China's aid to Africa and the economic growth of African countries [J]. *China Economic Quarterly*, 22(1): 175-196. (in Chinese)

高帆. 2015. 我国区域农业全要素生产率的演变趋势与影响因素——基于省际面

- 板数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 32(5): 3-19, 53.
- Gao F. 2015. Evolution trend and internal mechanism of regional total factor productivity in Chinese agriculture[J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 32(5): 3-19, 53. (in Chinese)
- 黄群慧. 2014. “新常态”、工业化后期与工业增长新动力[J]. 中国工业经济, (10): 5-19.
- Huang Q H. 2014. ‘The new normal’, the late stage of industrialization and the new power of industrial growth[J]. *China Industrial Economics*, (10): 5-19. (in Chinese)
- 李谷成, 李烨阳, 周晓时. 2018. 农业机械化、劳动力转移与农民收入增长——孰因孰果? [J]. 中国农村经济, (11): 112-127.
- Li G C, Li Y Y, Zhou X S. 2018. Agricultural mechanization, labor transfer and the growth of farmer's income: a re-examination of causality[J]. *Chinese Rural Economy*, (11): 112-127. (in Chinese)
- 林毅夫. 2002. 发展战略、自生能力和经济收敛[J]. 经济学(季刊), 1(2): 269-300.
- Lin J Y. 2002. Development strategy, viability and economic convergence[J]. *China Economic Quarterly*, 1(2): 269-300. (in Chinese)
- 刘朝, 吴纯, 李增刚. 2022. 中国对“一带一路”沿线国家直接投资的碳排放效应[J]. 中国人口·资源与环境, 32(1): 9-18.
- Liu Z, Wu C, Li Z G. 2022. Effects on carbon emission of China's direct investment in belt and road countries[J]. *China Population, Resources and Environment*, 32(1): 9-18. (in Chinese)
- 刘洪银. 2011. 我国农村劳动力非农就业的经济增长效应[J]. 人口与经济, (2): 23-27, 51.
- Liu H Y. 2011. Economic growth effect of rural labors' employment in non-agricultural industry in China[J]. *Population & Economics*, (2): 23-27, 51. (in Chinese)
- 潘丹. 2014. 考虑资源环境因素的中国农业绿色生产率评价及其影响因素分析[J]. 中国科技论坛, (11): 149-154.
- Pan D. 2014. Evaluation and determinants of agricultural green productivity in China[J]. *Forum on Science and Technology in China*, (11): 149-154. (in Chinese)
- 史桂芬, 李梅. 2021. 农业现代化、劳动力转移与城乡二元经济结构[J]. 东北农业大学学报(社会科学版), 19(3): 1-11.

- Shi G F, Li M. 2021. Agricultural modernization, labor transfer and dual economic structure[J]. *Journal of Northeast Agricultural University (Social Science Edition)*, 19(3): 1-11. (in Chinese)
- 孙楚仁, 王松, 陈瑾. 2018. 国家制度、行业制度密集度与出口比较优势[J]. 国际贸易问题, (2): 33-42.
- Sun C R, Wang S, Chen J. 2018. National institutions, industrial institutional intensity and comparative advantage of exports[J]. *Journal of International Trade*, (2): 33-42. (in Chinese)
- 孙楚仁, 梁晶晶, 徐锦强, 等. 2020. 对非援助与中国产品出口二元边际[J]. 世界经济研究, (2): 3-18, 135.
- Sun C R, Liang J J, Xu J Q, et al. 2020. China's aid to Africa and dual marginal of its exports to African recipient countries[J]. *World Economy Studies*, (2): 3-18, 135. (in Chinese)
- 孙传旺, 罗源, 姚昕. 2019. 交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据[J]. 经济研究, 54(8): 136-151.
- Sun C W, Luo Y, Yao X. 2019. The effects of transportation infrastructure on air quality: evidence from empirical analysis in China[J]. *Economic Research Journal*, 54(8): 136-151. (in Chinese)
- 孙天阳, 陆毅, 成丽红. 2020. 资源枯竭型城市扶持政策实施效果、长效机制与产业升级[J]. 中国工业经济, (7): 98-116.
- Sun T Y, Lu Y, Cheng L H. 2020. Implementation effect of resource exhausted cities' supporting policies, long-term mechanism and industrial upgrading[J]. *China Industrial Economics*, (7): 98-116. (in Chinese)
- 王钊. 2020. 中国的基础设施建设援助与国际发展援助的“共生”——援助国产业结构差异的视角[J]. 外交评论, 37(2): 51-81.
- Wang Z. 2020. The symbiosis between China's infrastructure aid and international development system: an industrial structure's perspective [J]. *Foreign Affairs Review*, 37(2): 51-81. (in Chinese)
- 文丰安. 2022. 乡村振兴战略背景下我国农业现代化治理的重要性及推动进路[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 28(1): 43-53.
- Wen F A. 2022. Agricultural modernization governance in the context of rural revitalization strategy: importance and path ahead [J]. *Journal of Chongqing University (Social Science Edition)*, 28(1): 43-53. (in Chinese)
- 徐建国, 张勋. 2016. 农业生产率进步、劳动力转移与工农业联动发展[J]. 管理世界, 32(7): 76-87, 97.

- Xu J G, Zhang X. 2016. The progress of agricultural productivity, the transfer of labor and the linkage development of industry and agriculture [J]. *Journal of Management World*, 32(7): 76-87, 97. (in Chinese)
- 徐丽鹤, 吴万吉, 孙楚仁. 2020. 谁的援助更有利于非洲工业发展: 中国还是美国 [J]. *世界经济*, 43(11): 3-27.
- Xu L H, Wu W J, Sun C R. 2020. Whose aid will promote the industrial development of Africa: China or the US? [J]. *The Journal of World Economy*, 43(11): 3-27. (in Chinese)
- 严兵, 谢心荻, 文博. 2021a. 中国对外援助与受援国经济增长: 兼论基础设施的中介效应[J]. *世界经济研究*, (2): 3-18, 134.
- Yan B, Xie X D, Wen B. 2021a. China's foreign aid and economic growth of recipient countries: analysis of the mediating effect of infrastructure [J]. *World Economy Studies*, (2): 3-18, 134. (in Chinese)
- 严兵, 谢心荻, 张禹. 2021b. 境外经贸合作区贸易效应评估——基于东道国视角 [J]. *中国工业经济*, (7): 119-136.
- Yan B, Xie X D, Zhang Y. 2021b. Evaluation of trade effect of overseas economic and trade cooperation zone—From the perspective of the host country [J]. *China Industrial Economics*, (7): 119-136. (in Chinese)
- 于法稳. 2018. 新时代农业绿色发展动因、核心及对策研究[J]. *中国农村经济*, (5): 19-34.
- Yu F W. 2018. An analysis of the reasons, core and countermeasures of agricultural green development in the new era [J]. *Chinese Rural Economy*, (5): 19-34. (in Chinese)
- 张宽, 漆雁斌, 沈倩岭. 2017. 农业机械化、农村劳动力转移与产业结构演进——来自河南省 1978—2014 的经验证据 [J]. *财经理论研究*, (4): 39-49.
- Zhang K, Qi Y B, Sheng Q L. 2017. Agricultural mechanization, rural labor transfer and industrial structure evolution: empirical evidence from Henan Province in 1978—2014 [J]. *Journal of Finance and Economics Theory*, (4): 39-49. (in Chinese)
- 张帅. 2021. 中国对非粮食安全合作: 理念、模式与前景 [J]. *当代世界与社会主义*, (6): 158-166.
- Zhang S. 2021. China's cooperation on African food security: concepts, models and prospects [J]. *Contemporary World and Socialism*, (6): 158-166. (in Chinese)
- 周瑾艳. 2019. 中国方案与非洲自主工业化的新可能 [J]. *文化纵横*, (1): 74-81, 143.

- Zhou J Y. 2019. African exploration of industrialization path and the role of Chinese solution[J]. *Beijing Cultural Review*, (1): 74-81, 143. (in Chinese)
- 朱玮玮, 徐康宁, 王美昌. 2018. 中国援助是否促进了非洲经济增长[J]. 国际贸易问题(7): 108-120.
- Zhu W W, Xu K N, Wang M C. 2018. Does China's aid effectively promote Africa's economic growth[J]. *Journal of International Trade*, (7): 108-120. (in Chinese)
- 朱月季, 周德翼, 汪普庆. 2015. 援非农业技术示范中心运行的现状、问题及对策——以中国—莫桑比克农业技术示范中心为例[J]. 世界农业, (9): 64-69, 251-252.
- Zhu Y J, Zhou D Y, Wang P Q. 2015. The operation of sino-African agricultural technology demonstration center and its challenges: the case in Mozambique[J]. *World Agriculture*, (9): 64-69, 251-252. (in Chinese)
- Beck T, Levine R, Levkov A. 2010. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y F. 2012. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Econometrics*, 97(2): 339-351.
- Brückner M. 2013. On the simultaneity problem in the aid and growth debate[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 28(1): 126-150.
- Conconi P, Sapir A, Zanardi M. 2016. The internationalization process of firms: from exports to FDI[J]. *Journal of International Economics*, 99: 16-30.
- Gollin D, Parente S, Rogerson R. 2002. The role of agriculture in development[J]. *American Economic Review*, 92(2): 160-164.
- Gomanee K, Morrissey O, Mosley P, et al. 2005. Aid, government expenditure, and aggregate welfare[J]. *World Development*, 33(3): 355-370.
- Hsieh C T, Klenow P J. 2007. Relative prices and relative prosperity[J]. *American Economic Review*, 97(3): 562-585.
- Jin Y, Zeng Z X. 2017. Expropriation and foreign direct investment in a positive economic theory of foreign aid[J]. *Economic Theory*, 64(1): 139-160.
- Liu Z F, He C Y, Zhang Q F, et al. 2012. Extracting the dynamics of urban expansion in China using DMSP-OLS nighttime light data from 1992 to 2008[J]. *Landscape and Urban Planning*, 106(1): 62-72.
- McCormick D. 2008. China & India as Africa's new donors: the impact of aid on development[J]. *Review of African Political Economy*, 35(115): 73-92.
- Morgan P, Zheng Y. 2019. Tracing the legacy: China's historical aid and contemporary

- investment in Africa[J]. *International Studies Quarterly*, 63(3): 558-573.
- Shifa A B. 2015. Does agricultural growth cause manufacturing growth? [J]. *Economica*, 82(S1): 1107-1125.
- Suri T, Udry C. 2022. Agricultural technology in Africa [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 36(1): 33-56.
- Thangamani B, Xu C S, Zhong C P. 2011. The relationship between foreign aid and FDI in south Asian economies [J]. *International Journal of Economics and Finance*, 3(2): 143-149.
- Vollrath D. 2009. The dual economy in long-run development [J]. *Journal of Economic Growth*, 14(4): 287-312.
- Wang X B, Ozanne A, Hao X. 2014. The west's aid dilemma and the Chinese solution? [J]. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 12(1): 47-61.
- Wang X B, Yamauchi F, Huang J K. 2016. Rising wages, mechanization, and the substitution between capital and labor: evidence from small scale farm system in China [J]. *Agricultural Economics*, 47(3): 309-317.

Can China's Agricultural Assistance to African Countries Improve the Level of Industrial Development —Quasi natural experiment based on African Agricultural Technology Demonstration Center

Yang Gao^{1,2} Yaqi Wang² Shoupeng Wang¹

(1. School of Economics and Management, Northwest University;

2. School of Economics, Qufu Normal University)

Abstract The promotion of agricultural modernization is the cornerstone and power source of industrial development. This study used the time-varying DID model to evaluate the effect of the exogenous impact event that the start of the operation of the Agricultural Technology Demonstration Center for Africa assistance, to investigate the impact of agricultural assistance to African countries on the level of industrial development of recipient countries and its paths, by using the panel data of 54 developing countries in the African from years 2000 to 2019. This article have found that the implementation of agricultural assistance to African countries has significantly improved the level of industrial development of the recipient countries through the paths of product contributions (grain and raw material supply), market contributions (expansion of daily consumption and productive consumption), and factor contributions (labor transfer and capital

accumulation). Agricultural assistance to African countries has a stronger effect on improving the level of industrial development of recipient countries with lower economic development, less political and investment risk and better agricultural natural conditions than others. Extensive analysis shows that agricultural assistance to African countries has a “pollution halo” effect on recipient countries. While enriching the literature on assisting Africa, this article also provides support for African countries to promote the “revitalization of industry with agriculture” by paying attention to agricultural progress, and finally realize the coordinated development of industrial sector and agricultural sector.

JEL Classification Q18, O13, O14