中国基础设施援助的女性赋权效应
——基于撒哈拉以南非洲的地理空间匹配数据

黄梅波[1]，张宇宁[2]
（1. 上海对外经贸大学 国际发展合作研究院，上海 200336；2. 上海对外经贸大学 国际经贸学院，上海 201620）

摘　要：文章以联合国 2030 年可持续发展目标中“性别平等和增强妇女权能”为背景，考察了中国援助对撒哈拉以南非洲女性赋权的影响。文章利用 AidData 中国基础设施援助地理信息，将其与 26 个受援国的 37 万余名女性样本进行空间匹配，基于此构建微观层面识别框架，比较已受援地区、即将受援地区与未受援地区女性的赋权差异。研究发现，与其居住地附近存在即将落地的援助项目的女性相比，居住地附近 50 千米范围内已有中国援助项目的女性，其综合赋权指数会提高 0.0256 个标准差。机制分析表明，中国援助通过改善女性劳动力市场表现、缓解其时间贫困以及拓宽其信息获取渠道来推动女性赋权提升。进一步分析结果显示，上述赋权效应在不同基础设施类型、援助密度以及个体特征下存在显著异质性。文章从女性赋权视角丰富了中国援助的社会效应研究，并为评估南南合作在促进包容性发展和性别平等方面的作用提供了新的经验证据。

关键词：中国对外援助；女性赋权；撒哈拉以南非洲
中图分类号：F125.4　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1001-9952（2026）09-0109-15
DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20260625.201

一、引　言

联合国 2030 年可持续发展议程将“实现性别平等，增强所有妇女和女童的权能”确立为独立目标，并以此引导各国采取行动，消除限制妇女在私人和公共领域权利的诸多歧视性根源。女性赋权是实现性别平等的关键环节，更是推动社会全面进步的重要基础。尽管各国普遍重视并出台了相关政策，但全球女性赋权水平仍存在显著地区差异，其中撒哈拉以南非洲（Sub-Saharan Africa，SSA）的情况尤为薄弱。根据《2025 年可持续发展报告》，该地区仅有 36.8% 的女性对自身性与生殖健康权利拥有完整决策权，并且预计到 2030 年该地区儿童新娘在全球儿童新娘中的占比与绝对人数仍将持续上升。

推动性别不平等水平的降低，需要通过动员国内财政和引入外部资源等方式筹集更多资金（Pickbourn 和 Ndikumana，2016）。鉴于 SSA 国家在财政能力、社会治理等方面普遍受限，仅依靠本国力量弥合女性赋权差距仍十分困难，因而外部资源成为其突破瓶颈的关键支撑。官方发展援助（Official Development Assistance，ODA）作为最直接、可规模化且可定向投入公共产品的外部资源，可通过创造就业、改善健康、支持性别主流化等多种渠道促进女性赋权。

收稿日期：2025-12-19
基金项目：国家社会科学基金重大项目（25&ZD287）
作者简介：黄梅波（1966– ），女，福建三明人，上海对外经贸大学国际发展合作研究院教授；
张宇宁（1999– ），女，山东滨州人，上海对外经贸大学国际经贸学院博士研究生。

21 世纪以来，中国稳步扩大对外援助规模与范围，逐渐成为全球南方重要的双边发展合作伙伴。2013—2018 年中国对外援助累计达 2 702 亿元人民币，[①]这一现象引发了学术界的广泛关注。已有研究表明，以基础设施建设为主要特征的中国援助为受援国带来了积极的经济社会效应，如促进经济增长、减少贫困和抑制冲突等，其社会效应亦已延伸至女性就业和健康等领域。然而，学术界迄今仍缺乏关于中国援助对受援国女性赋权影响的系统性研究。为填补这一空白，本文聚焦 SSA 受援国的女性群体，探讨中国援助对其赋权水平的影响及作用机制，这既关系到援助有效性的评估，也为检验南南合作模式的实际影响力提供了实证依据。

目前，关于基础设施建设影响女性赋权的研究大多聚焦于单一国家的具体项目，如加纳“韧性水资源”项目通过改善水资源供给增加贫困妇女的创收机会（Akurugu 等，2021），印度农村公路缓解女性出行约束并改善家庭决策状况与反家暴规范（Bryan 和 Mekonnen，2023），但上述研究的结论能否推广至发展水平与社会文化各异的其他国家仍待检验。中国对外援助项目几乎覆盖全部 SSA 国家、涵盖多种基础设施类型，为在控制国家层面因素的基础上开展跨国分析，并比较不同类型基础设施的赋权差异提供了条件。

由于中国援助项目的选址并非随机，识别其对女性赋权的影响便颇具挑战。已有研究指出，中国援助的分配可能受到受援国自身发展战略、政治考量、外交政策以及疾病流行状况等因素的影响（Habiyaremye，2013；Dreher 等，2018，2019；Cervellati 等，2022），若上述因素与当地女性赋权状况相关，那么直接比较有援助地区与无援助地区的女性赋权水平，便可能产生遗漏变量偏误。此外，若两性平等程度较高的地区更易吸引援助项目落地，则还可能存在反向因果问题。

为解决识别难题、获得中国援助对女性赋权影响的净效应，本文依据地理编码数据，将 2001—2023 年间在 SSA 地区落地的中国对外援助项目中的 336 个项目，与对应的人口与健康调查（Demographic Health Survey，DHS）中的 37 万余名受访女性的空间信息相匹配，构建援助与女性赋权之间的微观分析框架，用于判定女性个体是否居住在中国援助项目附近。实证上采用类双重差分法，比较了居住在已完工的中国援助项目附近的女性和居住在即将实施的援助项目附近的女性赋权状况。通过对比“已受援组（处理组）”与“即将受援组（控制组）”的女性赋权状况，该方法在很大程度上缓解了中国援助项目在选址上与女性赋权相关的非随机性所带来的偏误，从而更为可靠地识别援助项目对女性赋权的净效应。此外，本文参考了 An 等（2025）的研究，在模型中加入“国家×年份”和次国家级地区固定效应，以吸收国家层面随时间变化的特征和地方层面不随时间变化的因素，并通过检验验证了已受援地区与即将受援地区的个体特征基本一致，从而进一步缓解了其他可能威胁识别假设的因素。实证结果表明，与附近存在“即将实施”的援助项目的女性相比，居住地附近 50 千米范围内已有中国援助项目的女性，其综合赋权指数提高了 0.0256 个标准差。该效应具有中长期持续性，项目实施多年后仍能持续累积；在空间上则随距离递减、主要集中于项目附近区域。进一步分析发现，这一正向影响主要通过改善劳动力市场表现、缓解时间贫困以及拓宽信息获取等渠道传导，并在基础设施类型、援助密度和个体特征等方面存在显著异质性。

本文的主要贡献体现在以下三个方面：其一，丰富了关于中国援助社会效应的研究。现有文献主要从改变受援国社会规范、提升当地福祉、减少地区暴力（Isaksson 和 Kotsadam，2018；黄贝等，2021；李嘉楠等，2021）等方面评价其社会影响。本文从女性赋权视角拓展了中国对外援助效果的研究，为“援助效果究竟如何”的争论提供了新的经验证据。其二，拓展了女性赋权影响因素的研究。相比仅覆盖政治参与（Baliamoune-Lutz，2016）或健康（Xu 等，2023）等单一维度的文献，本文参考 Miedema 等（2018）、Kazibwe 和 Li（2025）的研究，构建了全面反映女性赋权的

① 数据来源于《新时代的中国国际发展合作》白皮书。

综合指标，并基于微观数据从时间和空间两个维度进行估计，将援助作为具有外生冲击性质的政策工具纳入女性赋权研究框架。其三，从女性赋权视角深化了对中国援助社会影响的理解，并为相关理论提供了经验支持。本文以经济发展为切口，从提供就业机会、减少家务负担和增加信息可及性阐释内在机制，呼应并支持 Duflo（2012）关于经济发展改善女性处境的论断。此外，本文还探讨了这一效应在更长时间尺度和更大空间范围内的表现，以及在不同援助类型、不同援助密度和不同个体特征下的异质性。

二、文献综述与研究假设

（一）文献综述

1. 女性赋权的衡量

女性赋权在文献中通常被理解为一个变迁过程，即原本被剥夺关键人生选择能力的女性逐步获得并行使该能力，是从“无权”到“有权”的演进（Kabeer，1999），一般包含赋权所需资源或条件（resources）、行动力即做出选择并付诸行动的能力（agency）以及女性在政治、经济、社会与文化领域所取得的成就（achievement）。

目前尚缺乏公认的衡量方法，现有研究大体可分为两类：一是基于随机对照试验，二是基于公开调查数据库。前者依托具体试验构造赋权指数，如 Haushofer 和 Shapiro（2016）以暴力与态度指数衡量肯尼亚农村女性的赋权状况，Jayachandran 等（2023）借助访谈与机器学习从经济决策、消费自主、社交行动等方面筛选赋权指标。但此类指数依托于具体试验情境，难以在更大范围内推广。后者则构建跨国可比指数，如 Jennings 等（2014）从经济、社会家庭、法律三个维度选取 9 个问题并加总，Ewerling 等（2017，2020）提出并调整的基于调查的女性赋权指数，则从对暴力的态度、社会独立性与决策能力三个维度进行刻画，并采用主成分分析确定权重，但该类指数因方法依赖、效度检验不足且未公开因子载荷，其跨国比较因此受限（Asaolu 等，2018）。此外，Alkire 等（2013）、Malapit 等（2019）设计并调整了农业女性赋权指数，但其适用范围主要局限于农业部门。

本文借鉴 Miedema 等（2018）提出的测度框架，聚焦资源、能力与成就三维度的可量化领域：资产及赋权资源的可及性、在家庭内部行使选择权的能力、性别平等观念与态度的表达。继而遵循 Kazibwe 和 Li（2025）的做法对其进行操作化，即在上述三维度下选取相应 DHS 题项，对每个变量进行标准化（z-score）处理后，先计算各维度均值，再对三个维度的均值取平均，构建综合赋权指数。

2. 对外援助和女性赋权

对外援助与女性赋权的研究可归为两支。第一支考察发展援助对女性平等的影响。例如，教育援助提高入学率（Dreher 等，2008）、卫生援助降低儿童死亡率（Mishra 和 Newhouse，2009），从而减轻女性负担、提升整体福祉；定向支持妇女组织的援助还能促进妇女政治参与（Baliamoune-Lutz，2016）。第二支关注援助分配是否具有“需求导向”，发现援助对受援国性别差距的响应较为有限，并受援助国自身政治特征调节（Dreher 等，2015；Lu 和 Breuning，2014）。与本文密切相关的文献是 Berlin 等（2024），其研究发现总体援助与性别定向援助均能提升附近女性的赋权水平。但该研究仅以马拉维为样本，无法检验跨国异质性；对赋权渠道的分析仍停留在推论层面，缺少对不同部门差异化效应及内在机制的检验；赋权指标主要聚焦家庭决策、性与生殖健康权利和反暴力态度等，未涉及劳动力市场参与、收入独立等经济领域。因此，尽管既有文献已有少量涉及对外援助，却尚未系统评估中国作为单一援助国对多个受援国女性赋权的政策效应。

（二）理论分析与研究假设

作为最直接、可规模化且可定向投入公共产品的外部资源，对外援助通过引入资源、改善基础设施和扩展公共服务，缓解当地面临的发展约束。中国对非援助以基础设施建设为主要载

体，规模可观且覆盖广泛，已有研究表明其能够显著促进当地居民就业（An 等，2025）与减贫（李晓等，2023）；Berlin 等（2024）针对马拉维的研究也表明，居住在援助项目附近的女性赋权水平更高。结合前文对女性赋权影响因素的梳理可知，关键资源的可及性、家务时间约束的松动与信息环境的改善是推动女性赋权实现的重要条件。尽管学术界对中国援助的社会效应看法尚不一致，也有研究提示其可能影响受援国既有社会规范（Isaksson 和 Kotsadam，2018），但在撒哈拉以南非洲这一基础设施严重缺位、女性赋权水平普遍薄弱的地区，中国基础设施援助通过缓解基础设施硬约束所释放的赋权收益，其正向效应可能占据主导。综上，本文提出如下研究假设：

假设 1：中国对外援助能够显著提升撒哈拉以南非洲受援国当地女性的赋权水平。

经济独立是女性赋权的基础。女性往往只有获得稳定且自主的经济资源，才能在家庭与社会层面获得议价能力（Kabeer，1999，2001）。已有研究表明，援助能够改善当地劳动力市场表现（An 等，2025），并提升女性收入（Roy 和 Huang，2022），从而为其赋权积累物质基础。

中国对非援助以交通、电力、通信、供水、卫生及教育设施为主要载体。本文关注项目完工后的持续效应，而非施工阶段的短期用工，其影响可从三方面理解。其一，交通设施改善降低了流动成本与市场进入门槛，使女性更易进入就业市场（Asher 和 Novosad，2020），或将自主经营的产品销往更远地区（Aggarwal，2018），为获得稳定收入创造条件。其二，医疗设施可及性的提高降低疾病负担，有助于形成更健康、更稳定的女性劳动力（Vanzella-Yang 和 Veenstra，2021）；许多中国援助项目还配套开展职业技能培训与基础教育，使女性较快掌握与本地需求匹配的技能，进入技能型岗位并在项目结束后持续受益（Harris，2021）。其三，依托工业园区、经济特区与港口物流等生产性基础设施的制造业、轻工业与服务业，倾向于大量吸纳女性劳动力，此类岗位以正规、稳定的雇佣关系为特征，推动女性向非农部门与高技能岗位转移，并提升就业的稳定性。因此，中国基础设施援助通过降低交通成本、提升人力资本以及创造非农就业等路径改善周边女性的劳动力市场表现。当女性能够独立支配相对稳定的收入并对自身消费决策拥有更强的控制权时，其在家庭生育、子女教育、资源分配等领域的话语权便随之提升，也更能抵御家庭暴力等负面冲击（Anderson 和 Eswaran，2009；Kabeer，2009；Duflo，2012），进而形成由经济参与向综合赋权的传导链条。

时间贫困是女性赋权的重要约束。SSA 地区小农妇女普遍承担着过重且不成比例的劳动负担（Arora，2015），家务、照护与自给农业投入大多无偿且未被认可，从而形成“责任女性化”（Chant，2016）。当供水、燃料、医疗等设施匮乏时，时间贫困便会加剧（Bain 等，2018）。调查显示，76% 的家庭取水主要由妇女和儿童承担，这大量占用了女性用于创收或上学的时间（WHO/UNICEF，2010），使其被迫流向低薪、不稳定岗位（Hyde 等，2020）。若时间贫困未能得到有效缓解，赋权效应也可能被抵消，乌干达的东非乳业项目即为反例：女性虽因参与乳制品销售提升了收入控制权，却因奶牛饲养与家务叠加而陷入更深的时间约束（Bain 等，2020）。

在制约女性时间分配的家庭基础设施中，电力与清洁烹饪燃料尤为关键。缺乏电网接入会限制女性劳动时间的延展，使其难以在日光衰退后继续生产与学习（Van De Walle 等，2017）；薪柴收集、手工炊事亦持续占用时间（Kohlin 等，2011）。此外，固体燃料使用不仅延长燃料采集与炉灶管理的时间（Jeuland 等，2015），还会因室内空气污染损害健康（Imelda，2020）。实证研究证实，家庭用电显著提高女性非农就业率与劳动参与率（Dinkelman，2011），并增强其社会经济参与与生育决策的自主权（Sedai 等，2021）；清洁烹饪燃料及改良炉灶则可为女性每日节省一至数小时（Bensch 和 Peters，2015）。中国对非援助以满足基本生活需求为核心，尤其关注能源需求。其中，中国援助以“硬”基础设施为主要载体，水电站、火电站、输配电网与农村电气化工程能够从供给侧直接拓展稳定电力供应，并改善清洁烹饪燃料的可及性，缩短女性在收集柴火、手工

炊事、照明替代等家务劳动上的时间投入，使其时间与精力重新配置于职业培训、非农就业、社区参与与继续教育等更具赋权效应的活动。

信息约束是发展中国家女性赋权的核心障碍之一。在传统规范较强、流动性受限的环境中，女性往往被排斥于公共信息网络之外，这易使既有性别分工趋于固化。从可行能力框架来看，“资源”不仅包括物质资源，也包括信息与认知资源（Kabeer，1999）；只有当女性获取并理解关于自身权利、外部机会及行为后果的信息时，才能形成有效能动性。已有研究从多角度证实了媒介接触与女性赋权之间的因果联系。基于印度有线电视逐村扩张的自然实验研究表明，接入有线电视显著降低女性对家庭暴力的容忍度、提高其生育决策自主权（Jensen 和 Oster，2009）；巴西肥皂剧扩散研究发现，大众媒体会影响社会规范与人口行为，表现为生育意愿下降、对离婚接受度提升（Chong 和 La Ferrara，2009；La Ferrara 等，2012）。这是因为，大众传媒为女性提供对照性参考群体，更新其性别规范与认知（DellaVigna 和 La Ferrara，2015）。除态度层面外，信息可及性还具有经济价值。媒介与通信技术降低市场信息搜寻成本（Jensen，2007），使女性更易获知就业机会与公共服务信息；广播、电视的寓教于乐式干预也有助于改善女性健康结果（Rogers 等，1999；La Ferrara，2016）。

撒哈拉以南非洲地区面临信息基础设施供给不足，而中国援建的骨干光缆网、移动通信基站与广播电视发射台扩大了信号覆盖范围，“万村通”数字电视入户项目则将信号延伸至家庭，降低了女性收听收看的技术门槛；移动网络的延伸大幅降低了信息搜寻成本，使女性更易获取就业、市场与健康等方面的信息（Aker 和 Mbiti，2010；Rotondi 等，2020）。因此，中国的基础设施援助，尤其是通信基础设施援助，能够拓宽女性的信息获取渠道，进而提升其赋权水平。据此，本文提出如下机制假设：

假设 2：中国对外援助将通过改善劳动力市场表现、缓解时间贫困以及拓宽信息获取渠道，提升撒哈拉以南非洲受援国女性的赋权水平。

三、数据来源和模型构建

（一）女性赋权的数据来源

女性赋权的数据来自人口和健康调查（Demographic and Health Survey，DHS）这一重复截面调查数据库，重点覆盖 15 至 49 周岁的育龄女性，并逐步纳入了旨在测量女性赋权且具有广泛适用性的相关问题（Jennings 等，2014）。本文借鉴 Kazibwe 和 Li（2025）的做法，从人力与社会资产、性别化信念与态度、家庭决策三个维度构建综合指数，分别对应赋能条件、内在能动性与工具性能动性。Kazibwe 和 Li（2025）在性别化信念与态度维度还纳入两项与性行为协商相关的变量，本文因这些变量在样本中缺失比例过高而予以剔除，但保留的暴力正当性态度条目仍能稳定刻画内在能动性（Asaolu 等，2018），强行保留高缺失变量反而会引入更严重的样本选择偏误。指数构建采用等权加总法，在完成赋值并剔除缺失值后，对每一变量计算 z-score，求各维度均值，再对三个维度取平均，得到综合赋权指数，数值越大，表示赋权水平越高。

（二）中国对非援助的数据

中国对非援助项目数据来自 AidData 全球中国发展融资数据集（Version 3.0）。数据筛选按以下步骤展开：其一，AidData 依据 OECD-DAC 指南将中国对外官方资金划分为类官方发展援助（ODA-like）、其他官方资金（OOF-like）与其他资金（OF），鉴于 ODA-like 与 OOF-like 在目标定位、实施方式与指导理念上差异较大，国际发展援助领域在考察援助对经济增长、减贫等效果时通常更侧重 ODA-like（胡建梅等，2021），故本文仅保留 ODA-like 项目，并通过“Infrastructure”字段为“Yes”识别其中的基础设施项目。其二，为实现与 DHS 群落的精确匹配，仅保留精度等

级为“Precise”和“Within 5km”的项目。其三，进一步限定项目状态为“Completion”的已完工项目，排除承诺、签约与处于在建阶段等尚未产生实质影响的项目。鉴于 DHS 并未在所有非洲国家连续开展标准化调查，本文将研究对象限定为 2001—2023 年间接受过中国基础设施援助，且至少开展过两轮 DHS 调查的撒哈拉以南非洲国家，既确保援助前后均有可比微观数据，又排除了大量未受援地区。据此最终选取 26 国，合计接受 336 个具有精确地理信息的已完工的 ODA 基础设施援助项目。

（三）模型构建

模型构建的核心挑战在于识别援助对女性赋权的净因果效应。援助分配并非随机，若援助方侧重受援国发展需要，往往优先投向经济水平偏低、资源匮乏、气候冲击严重的地区，未加以控制会低估援助效果；若强调经济回报，则可能优先布局于基础条件较好、当地公众态度积极的地区，这又会高估援助效果。由于 DHS 为重复截面、群落不重访，缺乏同一群落前后两期观测，无法实施经典面板双重差分（DID）。为剥离选择效应，本文利用援助完工时点与 DHS 调查时点的先后构造准自然实验，以“即将受援”群落作为“已受援”群落的反事实，核心估计量为两者赋权差异之差。该设计在逻辑上与 DID 一致（下文称类 DID），但识别来自跨群落的事件时序对比。参考 Knutsen 等（2017），本文先以 DHS 群落为圆心考察其周围 50 千米内是否存在中国援助项目，再比较调查时点与项目完工时点的先后，将影响半径内样本划分为调查晚于完工的 *active*50 组，早于完工的 *inactive*50 组，其余为 *noproject* 组。需说明的是，最新版援助数据不再以单一代表点表征项目，而是从 OpenStreetMap 中提取点、线、面三类矢量并封装为多边形，以刻画项目真实空间覆盖（Goodman 等，2024）。据此本文改用面对面的空间相交判定，以每个群落为圆心生成 50 千米缓冲区，若与任一已完工项目几何对象相交，即认定处于援助暴露范围。为避免虚拟变量陷阱，以*noproject*组作为基准组，仅对*active*50组和*inactive*50组设置虚拟变量并纳入回归方程。回归模型如下：

$$index_{i,v,t}=\beta_0+\beta_1 active50_{v,t}+\beta_2 inactive50_{v,t}+X_i\alpha+u_z+\rho_{ct}+\varepsilon_{i,v,t} \quad (1)$$

其中，$index_{i,v,t}$代表群落v的受访女性i在受访年份t的赋权得分。虚拟变量$active50_{v,t}$表示后处理组，如果受访女性所在群落v在t年接受调查时，其周围 50 千米以内至少存在一个已完工的中国基础设施援助项目，则取值为 1，否则为 0。虚拟变量$inactive50_{v,t}$表示前处理组，如果受访女性所在群落v在t年接受调查时，其周围 50 千米以内尚不存在已完工项目，但存在将来完工的中国基础设施援助项目，则取值为 1，否则为 0。系数β_1反映同一 ADM2 区域和国家—年份背景下$active50_{v,t}$组相对于*noproject*组的女性赋权差异，β_2则反映*inactive*50组相对于*noproject*组的女性赋权差异，两者之差（$\beta_1-\beta_2$）是排除援助选址影响之后中国基础设施援助对女性赋权的净效应，这是本文关注的核心估计量。

控制变量X_i包括个体特征和群落特征，本文参照中国援助微观评估文献（Isaksson 和 Kotsadam，2018；Dreher 等，2019；Bluhm 等，2025），按照同时影响女性赋权与援助暴露的标准来选取。个体层面变量包括：城乡变量（城镇=1，农村=2），以剥离城乡赋权差距；宗教信仰，分为十类，[①]以捕捉与性别规范相关的宗教信息（Njoh 和 Akiwumi，2012）；已育子女数量，以控制生育结构（Atake 和 Gnakou Ali，2019）；家庭财富指数，以控制经济状况（Bruederle 和 Hodler，2018），

① 宗教按照下述标准进行编码：0 = 无宗教信仰，1 = 天主教（Catholic），2 = 卫理公会（Methodist），3 = 神召会（Assembly of God），4 = 普世教会（Universal），5 = 耶和华见证人（Jehovah’s Witnesses），6 = 新教（Protestant），7 = 伊斯兰教（Islamic），8 = 万物有灵信仰（Animist），9 = 其他宗教信仰。

其取值从低到高依次为 1 到 5。年龄变量已通过赋权指数中的初婚、初育年龄间接控制，受教育年限因本身为赋权指数构成项，故均不重复纳入。群落层面变量取自 DHS 地理协变量数据集，距离与密度类变量进行 ln(x+1)变换，人口密度、到最近城市的时间、夜间灯光强度刻画经济活动强度与区位通达性(Bluhm 等，2025)；距国境线、水体、自然保护区的距离刻画边界约束(Henderson 等，2018)；50 千米内石油虚拟变量与金、铜、钻石矿床数量控制资源效应(Knutsen 等，2017)。u_z为县级(ADM2)固定效应，覆盖 3 306 个次国家二级行政区；[①]ρ_{ct}为国家—年份固定效应；$\varepsilon_{i,v,t}$为聚类到群落v的稳健标准误。

此外，为了检验中国基础设施援助项目对当地女性赋权的长期动态影响，本文参考 An 等(2025)的研究，构建了以下模型：

$$index_{i,v,t}=\beta_0+\sum_{\tau=1}^{T}\beta_\tau active50_{v,t-\tau}+\beta_{T+1}active50_{v,t-(T+1)}+\beta_2 inactive50_{v,t}+X_i\alpha+u_z+\rho_{ct}+\varepsilon_{i,v,t} \quad (2)$$

其中，$active50_{v,t-\tau}$是指 DHS 调查前τ年完工的援助项目对群落 v 的暴露程度，若群落 v 的 50 千米范围内存在$t-\tau$年完工的援助项目，则取值为 1，这意味着该群落中的女性居民已接受τ年中国援助项目的影响。$\beta_\tau-\beta_2$描述了援助项目完工对当地女性赋权的渐进影响。变量$active50_{v,t-(T+1)}$用于衡量$T+1$年前完工项目的累积效应，$\beta_{T+1}-\beta_2$则描述了项目完工$T+1$年后的长期影响。控制变量、固定效应和稳健标准误的设计均同模型(1)。各变量的描述性统计见表 1。

表 1　描述性统计

变量简称	变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
index	女性赋权指数	376 159	0.0000	0.4705	−1.5093	1.5012
*active*50	50千米内存在已完工项目	376 159	0.2567	0.4368	0.0000	1.0000
*inactive*50	50千米内存在将来完工项目	376 159	0.1103	0.3133	0.0000	1.0000
$active_{t-1}$	50千米内存在$t-1$年完工项目	376 159	0.0156	0.1240	0.0000	1.0000
$active_{t-2}$	50千米内存在$t-2$年完工项目	376 159	0.0227	0.1489	0.0000	1.0000
$active_{t-3}$	50千米内存在$t-3$年完工项目	376 159	0.0199	0.1396	0.0000	1.0000
$active_{t-4}$	50千米内存在$t-4$年及之前完工项目	376 159	0.1985	0.3989	0.0000	1.0000
urban	城镇/农村	376 159	1.6407	0.4798	1.0000	2.0000
religion	宗教信仰	376 159	2.7082	2.2178	0.0000	9.0000
children	已育子女数量	376 159	3.9195	2.4576	1.0000	18.0000
wealth	财富指数	376 159	2.9809	1.4279	1.0000	5.0000
population	人口密度	376 159	4.7854	1.8514	0.0000	10.6095
travel_times	到最近城市的时间	376 159	4.6534	1.3767	0.0000	7.9936
nightlights	夜间灯光强度	376 159	0.4816	0.8542	0.0000	4.1653
borders	距国境线的距离	376 159	10.6139	1.4881	0.0975	13.2953
protected_areas	距自然保护区的距离	376 159	10.7361	1.4310	0.0000	13.3599
water	距水体的距离	376 159	10.6688	1.9008	0.0000	13.4544
petro	50千米内是否有石油	376 159	0.0259	0.1589	0.0000	1.0000
gold	50千米内是否有黄金矿床	376 159	0.0623	0.2417	0.0000	1.0000
copper	50千米内是否有铜矿矿床	376 159	0.0412	0.1988	0.0000	1.0000
diamond	50千米内是否有钻石矿床	376 159	0.0175	0.1313	0.0000	1.0000

① 行政区数据来自全球行政区划数据库，网址为 https://gadm.org/maps.html。

四、实证分析

（一）排除识别障碍和事前趋势检验[①]

为适应 DHS 重复截面数据的特性，本文的识别思路建立在援助项目完工时间与 DHS 调查时间的先后顺序之上，其前提是两者在条件分布上彼此独立。本文参考 An 等（2025）的做法，对这一前提进行检验，发现在控制 ADM2 固定效应与国家—年份固定效应后，*active*50 组与 *inactive*50 组受访女性的各项特征差异均不显著，支持了基于时间差划分组别的外生性，即在条件分布上，DHS 调查时间与项目完工时间可视为独立事件。本文进一步采用事件研究框架检验事前趋势，以 t=0 为基准期，援助落地前各期系数均围绕 0 波动且不显著，联合检验也不能拒绝其全部为 0 的原假设（F=1.665，p=0.139），上述结果表明受援与对照群落在援助落地前不存在系统性差异。

（二）基准回归

表 2 列（3）中 *active*50 的系数显示，与附近没有援助项目的对照组女性相比，居住地附近 50 千米内有已落地援助项目的女性赋权指数提高了 0.0308 个标准差，且在 1% 显著性水平上显著。*inactive*50 的系数表明，居住地周边有尚未完工的中国援助项目的女性，其赋权水平与对照组并无显著差异，这说明援助项目选址不太可能受到调查时点既有女性赋权水平的影响。根据两组系数的差值可知，中国基础设施援助项目使得女性赋权指标提高了 0.0256 个标准差，同样在 1% 的水平上显著，这表明在援助项目实施后，女性赋权水平实现了提升。上述结果表明中国援助显著提升了受援国女性赋权水平，假设 1 由此得到验证。

表 2　基准回归

	（1）	（2）	（3）
	index		
*active*50	0.0437***（5.9134）	0.0309***（4.5984）	0.0308***（4.5813）
*inactive*50	0.0187**（2.4135）	0.0057（0.8070）	0.0051（0.7255）
群落特征			控制
个体特征		控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
$\beta_1-\beta_2$	0.0249***（4.2232）	0.0252***（4.6457）	0.0256***（4.7215）
N	376 158	376 158	376 158
Adj.R^2	0.3877	0.4031	0.4032

注：括号内为t值，由聚类稳健的线性组合检验得到；*、**和***分别为在10%、5%和1%的显著性水平上显著异于0；列（3）回归结果已加入群落特征、个体特征和固定效应。下同。

（三）中长期效应

表 3 在基准模型的基础上引入了 *active*50 的滞后项，用以考察中国援助对附近女性赋权的中长期动态效应。列（3）对应模型（2），回归结果显示，*inactive*50 的系数不显著，这说明在项目落地之前，处于未来将受援地区的女性赋权水平和无援助项目地区并无显著差异，不存在预期效应，与事前趋势检验结论一致。项目完工后，动态效应呈现“短期上升—中期略有回落—长期巩固”的特征：项目落地后的第 1 年，女性赋权水平显著提高 0.0220 个标准差，第 2 年效应增强至 0.0261 个标准差，第 3 年效应有所减弱且统计显著性下降，第四年回升至 0.0286 个标准差。这表明中国基础设施援助对附近女性赋权的提升作用并非短期脉冲，而是在较长时期内形成了持续的正向影响。

① 限于篇幅，没有报告相关估计结果。

表 3　中国援助对当地女性赋权的中长期效应的估计

	（1）	（2）	（3）
	index		
$\beta_{t-1}-\beta_2$	0.0152（1.4050）	0.0214**（2.1340）	0.0220**（2.1975）
$\beta_{t-2}-\beta_2$	0.0254**（2.3220）	0.0256***（2.5779）	0.0261***（2.6261）
$\beta_{t-3}-\beta_2$	0.0185*（1.7527）	0.0177*（1.9074）	0.0179*（1.9281）
$\beta_{t-4}-\beta_2$	0.0290***（4.2678）	0.0281***（4.5008）	0.0286***（4.5710）
N	376 158	376 158	376 158
Adj.R^2	0.3877	0.4031	0.4032

（四）稳健性检验

1. 改变缓冲区

本文将三组样本的缓冲区半径从 10 千米逐步扩大至 150 千米，以界定不同邻近范围，考察不同邻近范围内赋权效应的稳健性（限于篇幅，省略了相关结果）。当缓冲区半径处于 20–100 千米区间时，*active*50 与 *inactive*50 的系数之差稳定在 0.012–0.026，其峰值出现在 30–50 千米；缓冲区半径超过 100 千米后，该差值降至 0.005 左右且不再显著。这表明援助的赋权效应随距离递减，并在 50 千米附近最为突出，从而凸显了援助地理近接性的重要性，也印证了基准缓冲半径设为 50 千米的合理性。

2. 安慰剂检验

本文从时间和空间两个维度进行安慰剂检验（限于篇幅，省略了具体结果）。在时间维度上，将援助完工年份与居民调查年份在样本内进行 500 次随机重匹配，并每次重估基准模型（1）；在空间维度上，对援助项目地理位置进行 500 次随机分配，并重估基准模型（1）。结果显示，系数之差近似围绕 0 对称分布，对应的 *F* 统计量绝大多数低于参考阈值，这表明在反事实情境下拒绝原假设的概率极低，即无论时间还是空间维度的安慰剂检验，均无法拒绝“援助对女性赋权无显著影响”的原假设。

3. 其他稳健性检验

本文进一步从多个角度检验稳健性，结果见表 4。列（1）剔除有效样本量较小的纳米比亚；列（2）对援助高度集聚区进行截尾处理，剔除周边 50 千米内项目数超过第 95 百分位（7 个）的样本；列（3）加入受援国领导人—区县固定效应，以控制受援国政治裙带导致的选址偏差；列（4）和列（5）分别剔除受援国领导人出生地所在的 ADM1 和 ADM2 样本。在上述设定下，援助变量系数均保持显著，这表明结论并非由个别国家、项目过度集聚、受援国政治裙带或受援国领导人出生地偏好驱动，具有较强稳健性。

表 4　其他稳健性检验

	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	剔除纳米比亚	剔除项目过多的样本	加入受援国领导人—区县固定效应	剔除受援国领导人出生地（ADM1）	剔除受援国领导人出生地（ADM2）
*active*50	0.0303***（4.4935）	0.0295***（4.3857）	0.0279***（4.0559）	0.0335***（4.0281）	0.0325***（4.5932）
*inactive*50	0.0036（0.5051）	0.0066（0.9293）	0.0070（0.9429）	0.0055（0.6463）	0.0069（0.9415）
$\beta_1-\beta_2$	0.0267***（4.8851）	0.0229***（4.0432）	0.0209***（2.9213）	0.0281***（4.5240）	0.0256***（4.5029）
N	372 807	359 319	376 144	297 144	355 643
Adj.R^2	0.4016	0.4064	0.4217	0.3873	0.4014

（五）机制检验

1. 劳动力市场结果

本文选取五个劳动力市场结果变量，作为机制检验的因变量，以检验中国基础设施援助能

否改善女性劳动力市场结果。[①]其中，*occu_status* 表示当前就业状态，正在工作赋值为 1；*occu_year* 表示是否全年受雇，若在调查前一年全年受雇赋值为 1；*occu_own* 表示是否自主经营，反映创业行为，若为自主经营则赋值为 1；*occu_tech* 表示是否从事高技能岗位，将专业/技术/管理、行政/文书、销售、服务及熟练工等职业归为高技能岗位，赋值为 1；*occu_noagri* 表示是否脱离农业，若不从事农业则赋值为 1。

由表 5 可知，当群落 50 千米内存在已投入运营的援助项目后，女性当前正在工作的概率提高约 2.66 个百分点，该效应在五列结果中最为突出，这表明援助首先且最显著地降低了女性进入劳动力市场的门槛。在此基础上，女性由农业转向非农、开展自主经营及进入高技能岗位的概率分别净增约 2.30、2.23 和 1.81 个百分点，这说明援助不仅推动职业结构“去农业化”，也激活了自主创业行为，并促使其向技能含量更高的岗位流动；全年受雇概率增加 1.65 个百分点，这表明援助创造了更持久稳定的就业机会。需要指出的是，*inactive*50 系数在多数列中不显著，但在自主经营一列显著为负，这说明未来将受援、尚未完工地区的女性自雇率本就低于纯对照组，这一差异既反映援助选址的非随机性，也凸显了本文识别策略的合理性。总体而言，中国基础设施援助的落地提高了女性总体就业概率，并促使其向非农部门、高技能岗位和自主经营转移，同时延长其受雇周期。这表明硬件基础设施的改善为女性创造了更高质量的就业与创业机会，从而在劳动力市场维度上实质性增强了女性赋权。

表 5　劳动力市场结果的机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	occu_status	*occu_year*	*occu_own*	*occu_tech*	*occu_noagri*
*active*50	0.0255***(3.2235)	0.0252***(3.4145)	0.0034(0.4148)	0.0208***(3.0837)	0.0249***(3.3602)
*inactive*50	−0.0011(−0.1326)	0.0087(1.1471)	−0.0190**(−2.2219)	0.0027(0.3966)	0.0018(0.2417)
$\beta_1-\beta_2$	0.0266***(4.1617)	0.0165***(2.7228)	0.0223***(3.4391)	0.0181***(3.2389)	0.0230***(3.8045)
N	364 814	364 814	364 814	364 814	364 814
Adj.R^2	0.2010	0.2006	0.1863	0.2519	0.2337

注：各机制检验样本量差异源于被解释变量题项应答率不同，表6和表7同理。

2. 缓解时间贫困

为验证中国基础设施援助能否缓解女性面临的时间贫困，从而释放其家务劳动时间，本文分别用 *clean_fuel* 和 *electricity* 两个变量来衡量受访女性家庭是否使用清洁燃料以及家中是否通电。*clean_fuel* 变量基于家庭烹饪燃料类型来构造，若家庭烹饪使用电力、液化气等清洁能源，则赋值为 1，若使用木炭、薪柴、秸秆等传统固体燃料，则赋值为 0；若家中通电，则 *electricity* 赋值为 1。回归结果见表 6。在基于全部援助项目的列(1)和列(2)中，援助使通电概率提升 1.65 个百分点；当样本限定为能源类援助项目时，如列(3)和列(4)所示，清洁燃料使用率与通电率分别提升 3.82 与 5.65 个百分点，这表明能源类援助是改善受援地居民能源可及性的核心驱动力，该类援助通过减少女性在收集柴火、手工炊事等家务劳动上的时间投入，将原本被占用的时间与精力重新分配至职业技能培训、非农就业、社区治理参与及继续教育等更具赋权潜能的活动中，进而通过人力资本积累、收入提升与议价能力增强等多重渠道推动女性赋权水平的整体提升。

① 综合赋权指数中“人力与社会资产维度”下的“女性工资性就业”指标，用以衡量女性所从事工作是否有报酬，因而与就业状况直接相关。为排除机制检验中的被解释变量与“女性工资性就业”指标高度重叠的疑虑，本文将“女性工资性就业”从综合指数中剔除，重新构建赋权指数并重估基准回归。结果显示，净效应系数及其显著性同主回归结果基本一致，表明基准结论并非由该就业指标的机械纳入所驱动。

表 6　缓解时间贫困的机制检验

	（1）	（2）	（3）	（4）
	clean_fuel	*electricity*	*clean_fuel*	*electricity*
*active*50	0.0149***（3.2996）	0.0329***（3.9773）	0.0370***（3.6462）	0.0402*（1.7828）
*inactive*50	0.0083*（1.8167）	0.0164*（1.8882）	−0.0012（−0.1092）	−0.0163（−0.7053）
$\beta_1-\beta_2$	0.0067（1.4439）	0.0165**（2.4802）	0.0382***（3.4823）	0.0565***（3.3214）
N	368 008	369 416	245 207	246 129
Adj.R^2	0.4851	0.5946	0.4143	0.5613

注：能源类、通信类子样本以群落50千米内最早完工项目的部门标记来划分，最早项目属其他部门的不纳入；*active*50和*inactive*50沿用主回归定义，对照组仍为*noproject*群落。样本量因此下降。

3. 拓宽信息获取渠道

本文基于 DHS 中关于读报、听广播、看电视频率的信息，构造报纸、广播、电视三类媒介接触哑变量，当频率为“not at all”时赋值为 0，其余情况赋值为 1。综合指标 *media_exposure* 定义为三类中任一变量为 1 即赋值为 1，用以衡量女性是否接触过任一大众传媒。表 7 报告了回归结果，列（1）至列（4）是基于全部援助项目样本，列（5）至列（8）将样本限定为通信类项目。全样本结果显示，*media_exposure* 和 *fre_radio* 的系数显著为正，*fre_paper* 和 *fre_tv* 的系数较小或方向相反，这说明援助的促进效应在不同媒介间分布不均。然而，将样本限定在通信部门后，四个机制变量的系数全部显著为正，*media_exposure* 和 *fre_radio* 的净效应升至两倍以上，*fre_paper* 的系数亦由负转正。这一结构性差异与理论预期一致，表明通信类基础设施作为直接作用于信号覆盖与媒介可及性的供给侧投入，对拓展女性信息获取渠道的作用最为突出。综上，假设 2 得到验证。

表 7　拓宽信息获取渠道的机制检验

	（1）	（2）	（3）	（4）
	media_exposure	*fre_paper*	*fre_radio*	*fre_tv*
*active*50	0.0249***（3.9192）	0.0102**（2.3218）	0.0144**（2.0508）	0.0272***（3.7805）
*inactive*50	−0.0038（−0.5780）	0.0256***（5.3497）	−0.0073（−1.0119）	0.0192**（2.5507）
$\beta_1-\beta_2$	0.0287***（5.6511）	−0.0153***（−3.5626）	0.0217***（3.8356）	0.0080（1.3924）
N	376 158	375 790	375 944	375 870
Adj.R^2	0.3013	0.2175	0.2303	0.4337
	（5）	（6）	（7）	（8）
	media_exposure	*fre_paper*	*fre_radio*	*fre_tv*
*active*50	0.0307（1.4882）	0.0307**（2.4200）	0.0158（0.8318）	0.0321*（1.9277）
*inactive*50	−0.0370（−1.4642）	0.0057（0.3371）	−0.0466*（−1.8571）	−0.0147（−0.7168）
$\beta_1-\beta_2$	0.0677***（3.7950）	0.0251*（1.8631）	0.0624***（3.3875）	0.0469***（2.6194）
N	252 564	252 248	252 396	252 319
Adj.R^2	0.2891	0.2065	0.2331	0.4060

（六）异质性分析[①]

1. 援助项目所属行业的异质性

第一类为交通基础设施，主要为公路、铁路的建设与升级，其使赋权指数提高 0.034 个标准差，且在项目落地后第 2 年及之后才显现。原因在于路网建设周期较长，路网贯通后劳动力流动与市场接入才能实质性改善，且社区对女性出行安全与性别规范的适应也有滞后。第二类为

① 限于篇幅，没有报告相关估计结果。

电力和水利基础设施，包括发电厂、输配电网、水库与供水管网等，其赋权指数整体提升0.061 个标准差，且呈现即期显效、长期稳健的特征。此类设施可直接替代取水、拾柴、手工洗涤等家务劳动，释放时间红利，并提升女性的市场参与度和人力资本积累水平。第三类为社会基础设施，涵盖卫生、教育、政府与公民社会等项目，仅使赋权指数提高 0.014 个标准差，且仅在项目落地后第 1 年与第 4 年显著。一方面，约 45% 的项目为政府办公与公共仪式性场馆，主要服务于受援国政府，对本地女性缺乏直接传导效应，从而稀释了平均效应；另一方面，真正具有赋权潜力的医院与学校属于“软”基础设施，其效能依赖于人力资源与运营经费。第四类为通信与生产类基础设施，包括通信设施、农林渔、工矿建筑等，该类援助使赋权指数提高 0.033 个标准差，但仅在项目落地后第 3 年及之后显著。通信支撑的数字经济、农业示范带来的技术扩散以及工业产能投产所衍生的就业机会，均有赖于女性技术习得的完成和配套市场生态的成熟，因此存在明显时滞。

2. 援助项目密度

从项目数量看，高密度组的赋权提升幅度显著大于低密度组，这表明援助在空间上集中时更易通过互补设施、信息溢出等渠道产生正向外部性；从项目金额看，高密度组同样表现出更强的赋权改善效应，这意味着资金体量同样发挥关键作用，金额更大通常对应更高技术含量与更完善的配套设施，此类项目具备更强的就业创造与公共品提供能力。综上所述，无论以数量还是金额度量，高密度组的净赋权效应均显著大于低密度组，这表明中国援助项目间存在明显的协同效应与规模经济，从而能在集聚区域更有力地推动女性赋权。

3. 女性个体特征

本文分别从教育、城乡与财富三个维度展开异质性分析。其一，按受教育水平分为未完成小学、完成小学与小学以上三类，援助的赋权效应随受教育程度提升呈现递减趋势，未完成小学组提升幅度最大、小学以上组最弱。其二，按居住地分为农村与城镇，结果发现，援助仅对农村组具有显著影响。其三，按家庭财富分为相对贫困组与相对富裕组，相对贫困组的赋权改善幅度约为相对富裕组的三倍。上述结果一致表明，中国对非基础设施援助对基础禀赋较弱的女性形成了显著的“包容性红利”，其中受教育程度中下、身处资源相对匮乏环境的女性受益最大。

五、结论和启示

本文将 AidData 数据库中 2001—2023 年中国基础设施援助的地理信息与 26 个 SSA 国家的 37 万多名女性微观数据相匹配，采用包含“国家×年份”与次国家级固定效应的类双重差分法，评估了中国对外援助对当地女性赋权的影响。研究发现：第一，援助完工后，项目周边 50 千米内的女性综合赋权指数提升了 0.0256 个标准差，该效应在较长时间内存在，在空间上随距离递减，在 100 千米外不再显著，且在安慰剂检验、调整缓冲区及剔除异常样本等设定下均保持稳健。第二，援助通过三条渠道发挥作用：一是推动女性转向全年受雇、非农、高技能或自主经营岗位，提高其收入与议价能力；二是提高供电和清洁燃料使用概率，缓解其时间贫困；三是拓展信息接触渠道，推动性别观念向更平等方向演进。第三，异质性检验表明，经济和生产类基础设施的赋权效应优于社会类项目；援助密度越高，赋权改善幅度越大；受教育程度较低、居住在农村和家庭相对贫困的女性受益更多，这体现了中国对外援助的“包容性红利”。在数据与方法上，本文采用覆盖至 2023 年的援助地理编码数据，并以多边形“面对面”空间相交判定来测度援助暴露，较传统“点对点”匹配更为准确。当然，本文也存在局限，如赋权测度受限于 DHS 问卷题目，潜在的跨群落空间外溢也未被充分捕捉。未来研究可结合纵向追踪数据与定性访谈，深化对援助—赋权传导链条的刻画。

本文的研究发现对通过中非合作深化女性赋权与性别平等具有重要政策含义。一是就项目类型而言，应优先扩大电力、水利、通信等经济类基础设施投入。其中，电力、水利等设施可即期释放时间红利与就业机会，赋权提升效应最大且长期稳健；通信设施则需同步完善配套以缩短时滞。设计时应嵌入入户供电、社区供水、数字技能培训及女性主导的运维模式。交通设施需配套性别敏感的安全设计、公交补贴与市场衔接，通信与生产类设施应同步引入数字素养与农业技术培训。社会类基础设施项目占比虽高，但其平均赋权效应被稀释，应在卫生、教育项目中配备医生、教师，并设立奖学金等配套措施，使硬件真正转化为人力资本。二是针对个体异质性，应将基础禀赋较弱的女性群体作为优先对象。实证结果表明，未完成小学教育、居住在农村、家庭相对贫困的女性改善幅度最大。据此，项目选址应向农村与发展水平较低地区倾斜，对受教育程度较低的女性优先提供流动课堂、基础读写、数字素养等低门槛培训，配套托幼服务与交通补贴；对具有小学及以上学历的女性，可预留技术管理岗位、联合职校定制课程，并提供融资与继续教育支持。三是鉴于援助密度与赋权效应显著正相关，应实施分区域差异化策略。低密度区域应补齐道路、电力等基础设施短板，并同步开展技能培训与基本医疗服务，通过多部门联动形成微型集群以扩大外部性；高密度区域应建立跨社区共享服务平台，并辅以差异化转移支付，引导资源向周边扩散，实现赋权收益的空间均衡。

主要参考文献：

[1]胡建梅，郝杰，张意博，等. 中国对外援助的空间演化分析[J]. 世界地理研究，2021，(3)：454−464.

[2]黄贝，王霄，刘哲希. 中国海外基础设施建设与当地冲突——基于水电站项目的实证分析[J]. 世界经济与政治，2021，(11)：38−66.

[3]李嘉楠，龙小宁，姜琪. 援助与冲突——基于中国对外援助的证据[J]. 经济学(季刊)，2021，(4)：1123−1146.

[4]李晓，张李云鹏，庄宇航. 中国对非援助的减贫效应：基于时空估计策略的研究[J]. 世界经济，2023，(7)：56−87.

[5]Aker J C，Mbiti I M. Mobile phones and economic development in Africa[J]. Journal of Economic Perspectives，2010，24(3)：207−232.

[6]Alkire S，Meinzen-Dick R，Peterman A，et al. The women's empowerment in agriculture index[J]. World Development，2013，52：71−91.

[7]An J F，Guo S Q，Jiang H C. Foreign-assisted infrastructure and local employment：Evidence from China's aid to Africa[J]. Journal of Comparative Economics，2025，53(1)：118−138.

[8]Arora D. Gender differences in time-poverty in rural Mozambique[J]. Review of Social Economy，2015，73(2)：196−221.

[9]Asaolu I O，Alaofè H，Gunn J K L，et al. Measuring women's empowerment in sub-Saharan Africa：Exploratory and confirmatory factor analyses of the demographic and health surveys[J]. Frontiers in Psychology，2018，9：994.

[10]Asher S，Novosad P. Rural roads and local economic development[J]. American Economic Review，2020，110(3)：797−823.

[11]Bain C，Ransom E，Halimatusa'diyah I. 'Weak winners' of women's empowerment：The gendered effects of dairy livestock assets on time poverty in Uganda[J]. Journal of Rural Studies，2018，61：100−109.

[12]Berlin M P，Bonnier E，Olofsgård A. Foreign aid and female empowerment[J]. The Journal of Development Studies，2024，60(5)：662−684.

[13]Bluhm R，Dreher A，Fuchs A，et al. Connective financing：Chinese infrastructure projects and the diffusion of economic activity in developing countries[J]. Journal of Urban Economics，2025，145：103730.

[14]Bruederle A，Hodler R. Nighttime lights as a proxy for human development at the local level[J]. PLoS One，2018，13(9)：0202231.

[15]Dinkelman T. The effects of rural electrification on employment：New evidence from South Africa[J]. American Economic Review，2011，101(7)：3078−3108.

[16]Dreher A，Fuchs A，Hodler R，et al. African leaders and the geography of China's foreign assistance[J]. Journal of Development Economics，2019，140：44−71.

[17]Duflo E. Women empowerment and economic development[J]. Journal of Economic Literature，2012，50(4)：1051−1079.

[18]Ewerling F，Lynch J W，Victora C G，et al. The SWPER index for women's empowerment in Africa：Development and validation of an index based on survey data[J]. The Lancet Global Health，2017，5(9)：916−923.

[19]Goodman S，Zhang S，Malik A A，et al. AidData's geospatial global Chinese development finance dataset[J]. Scientific Data，2024，11(1)：529.

[20]Harris J. Foreign aid，human capital accumulation and the potential implications for growth[J]. The Review of International Organizations，2021，16(3)：549−579.

[21]Haushofer J，Shapiro J. The short-term impact of unconditional cash transfers to the poor：Experimental evidence from Kenya[J]. The Quarterly Journal of Economics，2016，131(4)：1973−2042.

[22]Henderson J V，Squires T，Storeygard A，et al. The global distribution of economic activity：Nature，history，and the role of trade[J]. The Quarterly Journal of Economics，2018，133(1)：357−406.

[23]Imelda. Cooking that kills：Cleaner energy access，indoor air pollution，and health[J]. Journal of Development Economics，2020，147：102548.

[24]Isaksson A S，Kotsadam A. Chinese aid and local corruption[J]. Journal of Public Economics，2018，159：146−159.

[25]Jayachandran S，Biradavolu M，Cooper J. Using machine learning and qualitative interviews to design a five-question survey module for women's agency[J]. World Development，2023，161：106076.

[26]Jennings L，Na M，Cherewick M，et al. Women's empowerment and male involvement in antenatal care：Analyses of Demographic and Health Surveys（DHS）in selected African countries[J]. BMC Pregnancy and Childbirth，2014，14(1)：297.

[27]Jensen R，Oster E. The power of TV：Cable television and women's status in India[J]. The Quarterly Journal of Economics，2009，124(3)：1057−1094.

[28]Kabeer N. Resources，agency，achievements：Reflections on the measurement of women's empowerment[J]. Development and Change，1999，30(3)：435−464.

[29]Kabeer N. Conflicts over credit：Re-evaluating the empowerment potential of loans to women in rural Bangladesh[J]. World Development，2001，29(1)：63−84.

[30]Kazibwe D，Li J H. Universal secondary education，schooling and women's empowerment：Evidence from Uganda[J]. Journal of Development Economics，2025，174：103464.

[31]Knutsen C H，Kotsadam A，Olsen E H，et al. Mining and local corruption in Africa[J]. American Journal of Political Science，2017，61(2)：320−334.

[32]La Ferrara E. Mass media and social change：Can we use television to fight poverty?[J]. Journal of the European Economic Association，2016，14(4)：791−827.

[33]Malapit H，Quisumbing A，Meinzen-Dick R，et al. Development of the project-level Women's empowerment in Agriculture Index（pro-WEAI)[J]. World Development，2019，122：675−692.

[34]Miedema S S，Haardörfer R，Girard A W，et al. Women's empowerment in East Africa：Development of a cross-country comparable measure[J]. World Development，2018，110：453−464.

[35]Njoh A J，Akiwumi F A. The impact of religion on women empowerment as a millennium development goal in Africa[J]. Social Indicators Research，2012，107(1)：1−18.

[36]Rogers E M，Vaughan P W，Swalehe R M A，et al. Effects of an entertainment-education radio soap opera on family planning behavior in Tanzania[J]. Studies in Family Planning，1999，30(3)：193−211.

[37]Sedai A K，Vasudevan R，Pena A A，et al. Does reliable electrification reduce gender differences? Evidence from India[J]. Journal of Economic Behavior & Organization，2021，185：580−601.

[38]Van De Walle D，Ravallion M，Mendiratta V，et al. Long-term gains from electrification in rural India[J]. The World Bank Economic Review，2017，31(2)：385−411.

The Women's Empowerment Effects of China's Infrastructure Aid: Evidence from Geo-referenced Data in Sub-Saharan Africa

Huang Meibo[1], Zhang Yuning[2]

(1. *International Development Cooperation Academy*, *Shanghai University of International Business and Economics*, *Shanghai* 200336, *China*; 2. *School of International Business*, *Shanghai University of International Business and Economics*, *Shanghai* 201620, *China*)

Summary: Achieving gender equality and empowering all women and girls are a core target of the 2030 Sustainable Development Goals (SDG 5). Over the past two decades, China has rapidly expanded its development cooperation with the Global South and become a major bilateral partner for Sub-Saharan Africa (SSA), with infrastructure construction as the defining feature of its aid. While existing studies have identified the effects of China's aid on economic growth, poverty reduction, and conflict mitigation, systematic evidence on whether and how it affects women's empowerment in recipient countries remains scarce.

This paper matches the geo-referenced data of 336 completed infrastructure projects implemented between 2001 and 2023, from the latest AidData's Geospatial Global Chinese Development Finance Dataset (Version 3.0), with micro-level Demographic and Health Survey (DHS) samples of over 370,000 women aged 15–49 across 26 SSA countries. Employing a DID-style design that uses "about-to-be-treated" clusters as the counterfactual, it identifies the effect from the timing of project completion relative to survey dates. The results show that after completion, women within 50 km experience a 0.0256 standard-deviation increase in a composite empowerment index. This effect persists over a relatively long horizon, decays with distance, and approaches zero beyond 100 km. Mechanism testing reveals that aid shifts women toward year-round, non-agricultural, high-skill, and self-employed work, thereby raising their income and bargaining power; it improves access to electricity and clean cooking fuel, alleviating time poverty; and it broadens information access, moving gender norms toward greater equality. Heterogeneity analysis indicates that economic and productive infrastructure exerts a stronger effect than social infrastructure. This effect increases with aid density, and less-educated, rural, and poorer women benefit the most, pointing to an inclusive dividend.

This paper makes the following contributions: First, it extends research on the social effects of China's aid from the perspective of women's empowerment, offering new micro-level evidence for the study of South-South cooperation. Second, it draws on the most recent geocoded aid data and the latest DHS rounds, and upgrades exposure measurement from a point-to-point to a "face-to-face" spatial-intersection approach. Third, its micro-identification framework, which combines the latest geocoding, face-to-face exposure measurement, and the comparison between already-treated and about-to-be-treated areas, can be transferred to studies of other social effects of China's aid and of other donors.

Key words: China's foreign aid; women's empowerment; Sub-Saharan Africa

（责任编辑　景　行）