**南南合作与粮食安全**

**——来自中国援非农业技术示范中心的实证**

林 屾 崔静波

**目 录**

[附录I 进一步讨论 1](#_Toc1760965068)

[附录II 援助影响机制分析 3](#_Toc2081614684)

[附录III 其他影响效果评估 7](#_Toc1963982427)

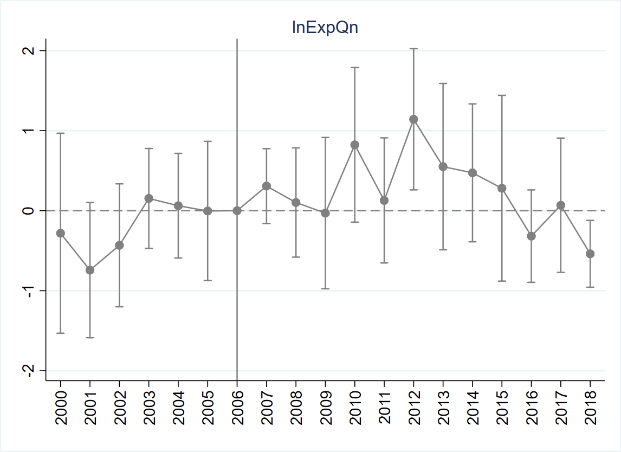
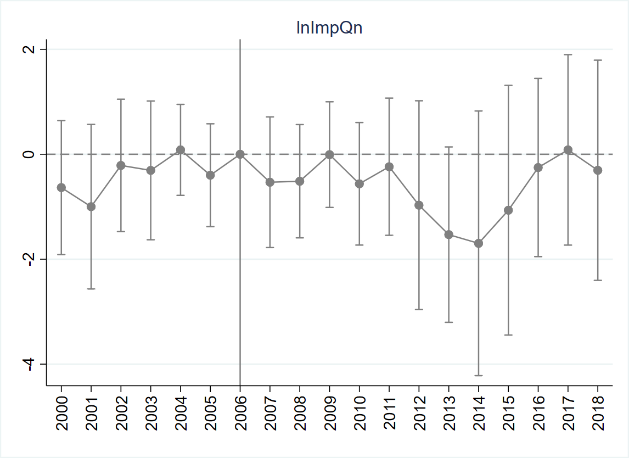
## 

## 附录I 进一步讨论

为保证主模型关于粮食作物贸易结论的稳健，本部分从动态效应、替换模型两方面进行系列检验。

**1.贸易动态效应**

为保证结论可靠，与主要实证模型类似，对援非农技中心试点政策的贸易动态效应进行实证检验，将原文模型（2）被解释变量替换为粮食作物贸易数据，其余部分不变。发现实验组和对照组在援非农技中心试点政策实施前不存在明显的差异，满足平行趋势假设，且政策效应均在之后展示出了促进效果，详见图I1至图I2。



**图I1 粮食作物进口动态效应 图I2 粮食作物出口动态效应**

**2.替换模型**

本文主模型为三重差分模型，为进一步验证结论的稳健性，将合并为一个变量，将这个变量与组成双重差分估计系数，并构建以下模型：

， (1)

其中，核心被解释变量表示非洲国家*r*在*t*年粮食作物*i*的贸易数据，得到中国援非农技中心试点政策对粮食作物贸易的影响双重差分（Difference-in-Differences, DID）模型（1），对粮食作物进口量（）、进口额（）、出口量（）和出口额（）分别进行了考察，上述变量均取对数。表示援非农技中心试点国家及示范作物虚拟变量，规定第一批援非农技中心所在国示范粮食作物的数值为1，其余为0。为政策试点前后虚拟变量，2006年政策实施以后取值为1，否则为0。为国别层面其他影响因素控制变量，与原文基准模型（1）一致。模型控制了国别粮食作物类的固定效应和时间固定效应。

我们进一步运用双重差分模型（1），对粮食作物进口量（）、进口额（）、出口量（）和出口额（）分别进行了考察，上述变量均取对数。表I1列（1）、（2）、（3）和（4）汇报了针对粮食作物进口量、进口额、出口量、出口额的估计结果。我们所关注的双重差分项“”系数值与基准三重差分模型对应系数相比变化不大，且出口量、出口额均在10%统计水平上显著。因此，更换三重差分模型为双重差分模型并没有改变基准结论，也没有进一步削弱估计效果。

**表I1 DID模型援非农技中心对受援国示范粮食品种贸易的影响**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 |  |  |  |  |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | -0.283 | -0.048 | 0.432\* | 0.391\* |
|  | (0.479) | (0.293) | (0.214) | (0.195) |
| 观测值 | 6,546 | 10,296 | 10,296 | 10,296 |
| *R*-平方 | 0.881 | 0.894 | 0.764 | 0.764 |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y |
| 国别×年份固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 作物×年份固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 国别×作物固定效应 | Y | Y | Y | Y |

注：表中被解释变量为、、、，分别表示进口量、进口额、出口量、出口额，上述变量均取对数，解释变量为，表示援非农技中心试点政策实施地区及示范粮食作物、时点二次交互项。模型中各控制变量、常数项均已控制，括号内为作物层面的聚类调整标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

## 附录II 援助影响机制分析

为了考察援助实施机构对非洲粮食作物产量的影响，我们将原文基准三重差分模型（1）中核心解释变量替换为首批农技中心所在国援助各实施机构的评价变量。规定第一批援非农技中心所在国与农技中心相关的援助项目实施机构评价变量，分别为 “”“”“”，其中表示中方实施机构为科研机构的援助项目，表示中方实施机构为国有企业的援助项目，表示中方实施机构为非国有企业的援助项目。[[1]](#footnote-0)该援助实施机构指标同样存在四类评价指标，即项目援助来源多样化评级（source\_triangulation）、援助附加资源数（sources\_count）、援助字段完整性评级（field\_completeness）、援助投入资金额度（usd\_defl\_2014）的评分。因此，对每一种评价指标，我们考察不同援助实施机构对非洲国家粮食作物产出的影响，并构建以下模型：

.(2)

其他变量定义与原文基准模型（1）相同，得到本文的中国援非农技中心援助实施机构对粮食作物产出影响的模型。援助影响机制分析中变量描述性统计值详见表II1。

**表II1 援助影响机制分析中变量描述性统计值**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 指标含义 | 观测值 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|  | 粮食收获面积 | 3,666 | 10.443 | 2.888 | 0.000 | 16.105 |
|  | 粮食生产量 | 3,666 | 10.548 | 2.953 | 0.000 | 16.366 |
|  | 农用地面积 | 3,669 | 9.448 | 1.518 | 3.807 | 11.830 |
|  | 农业固定资本消耗 | 3,566 | 4.665 | 1.626 | 0.263 | 9.020 |
|  | 农村人口 | 3,664 | 8.880 | 1.335 | 4.102 | 11.436 |
|  | 国民生产总值 | 3,702 | 8.036 | 1.759 | 4.657 | 13.024 |
|  | 外商直接投资 | 3,541 | 5.562 | 1.982 | -0.889 | 9.936 |
|  | 农技中心虚拟变量 | 4,004 | 0.287 | 0.452 | 0 | 1 |
|  | 示范作物虚拟变量 | 4,004 | 0.629 | 0.483 | 0 | 1 |
|  | 政策节点虚拟变量 | 4,004 | 0.5 | 0.5 | 0 | 1 |
|  | 独立技术援助资金流 | 4,004 | 0.112 | 1.330 | 0 | 16.319 |
|  | 赠款援助资金流 | 4,004 | 0.270 | 2.051 | 0 | 16.665 |
|  | 科研机构援助项目 | 4,004 | 0.133 | 1.437 | 0 | 16.094 |
|  | 国有企业援助项目 | 4,004 | 0.096 | 1.238 | 0 | 16.281 |
|  | 非国有企业援助项目 | 4,004 | 0.106 | 1.286 | 0 | 16.319 |

表II2报告了非农技中心援助资金流对非洲农业产出的回归结果。回归中得到、和三组三次交互项的结果。同样，第（1）、（2）列，第（3）、（4），第（5）、（6）列，第（7）、（8）列分别从援助来源多样化评级、援助附加资源数、援助字段完整性评级、援助投入资金额度四个方面，检验了援助实施机构对收获面积与产量的作用。模型添加其他国家层面控制变量、国别×年份固定效应、作物×年份固定效应，以及国别×作物固定效应，所有回归模型都统一采用了地区层面的聚类标准误差。

**表II2 援非农技中心实施机构对粮食作物产出的影响**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Triangulation | | Count | | Field | | USD | |
| 变量 |  |  |  |  |  |  |  |  |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|  | -0.082\*\*\* | -0.062\* | -0.067\*\* | -0.052 | -0.053 | -0.042 | -0.029 | -0.023 |
|  | (0.029) | (0.033) | (0.031) | (0.038) | (0.040) | (0.040) | (0.026) | (0.026) |
|  | 0.058\*\*\* | 0.055\*\*\* | 0.059\*\*\* | 0.056\*\*\* | 0.062\*\*\* | 0.064\*\*\* | 0.034\*\*\* | 0.028\*\* |
|  | (0.013) | (0.017) | (0.013) | (0.017) | (0.016) | (0.019) | (0.008) | (0.011) |
|  | -0.023 | -0.058 | -0.004 | -0.033 | 0.006 | -0.010 | -0.020 | -0.038\* |
|  | (0.073) | (0.095) | (0.113) | (0.127) | (0.056) | (0.034) | (0.015) | (0.019) |
| 观测值 | 3,315 | 3,315 | 3,315 | 3,315 | 3,315 | 3,315 | 3,385 | 3,385 |
| *R*-平方 | 0.984 | 0.981 | 0.984 | 0.981 | 0.984 | 0.981 | 0.985 | 0.982 |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 国别×年份固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 作物×年份固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 国别×作物固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |

注：表中被解释变量为、，分别表示收获面积和生产量，上述变量均取对数，解释变量为、、，表示援非农技中心试点政策实施地区各类援助实施机构、时点、示范粮食作物三次交互项，Triangulation、Count、Field、USD分别表示援助来源多样化评级、援助附加资源数、援助字段完整性评级、援助投入资金额度取对数，四种维度的援助项目评价指标，模型中各二次交互项、控制变量、常数项均已控制，括号内为地区层面的聚类调整标准误。\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

首先，第一行展示了援非农技中心科研机构为实施机构对非洲农业产出的回归结果。“”系数值均为负，在列（1）、（2）为-0.082和-0.062，且分别在1%和10%统计水平上显著；在列（3）、（4）为-0.067和-0.052，且分别在5%统计水平上显著和不显著；在列（5）、（6）为-0.053和-0.042，且均为不显著；在列（7）、（8）为-0.029和-0.023，且均为不显著。其次，第二行展示了援非农技中心国有企业为实施机构对非洲农业产出的回归结果。“”系数值均为正，在列（1）、（2）为0.058和0.055，且均在1%统计水平上显著；在列（3）、（4）为0.059和0.056，且均在1%水平上显著；在列（5）、（6）为0.062和0.064，且均在1%统计水平上显著；在列（7）、（8）为0.034和0.028，分别在1%和5%统计水平上显著。再次，第三行展示了援非农技中心非国有企业为实施机构对非洲农业产出的回归结果。“”系数值时正时负，在列（1）、（2）为-0.023和-0.058，且不显著；在列（3）、（4）为-0.004和-0.033，且均为不显著；在列（5）、（6）为0.006和-0.011，且均为不显著；在列（7）、（8）为-0.020和-0.038，且分别为不显著和在10%统计水平上显著。

上述结果表明，相较于援非农技中心试点政策中的其他实施机构，国有企业对粮食作物产出有进一步促进作用，非国有企业对粮食作物产出作用不明确，科研机构对粮食作物产出有进一步抑制作用；从援助来源多样化评级方面评价，上述作用更显著。因此，确定以列（1）、（2）为最终汇报结果。在控制了非洲各国其他激励因素后，援非农技中心试点政策中的国有企业，相对于其他援助实施机构，使得受援国示范粮食作物收获面积和生产量平均提升5.97%和5.65%；援非农技中心试点政策中的科研机构，相对于其他援助实施机构，使得受援国示范粮食作物收获面积和生产量平均下降7.87%和6.01%，但不显著；援非农技中心试点政策中的非国有企业，相对于其他援助实施机构，对受援国示范粮食作物收获面积和生产量影响仍不明确。

综上，这表明相对于其他援助实施机构，援非农技中心的国有企业援助实施机构可以更有效提升粮食作物产出。近年来中国部分种企紧跟国际步伐，研发经费出现增长势头。例如，2019年中国上市种企隆平高科的研发投入为41.16亿元，占公司主营收入的13%；登海种业研发投入为0.82亿元，占主营收入的9.9%。在援助项目实施的过程中，表现出国家、运营单位和个人三方在经济利益上的博弈。运营单位的性质决定了项目的日常运行模式，如运营者为企业的项目，其运营目标自然是最大程度的减少运营成本，增加项目收入（李小云等，2017）。在援非农技中心的实施机构中，中方选派了一批具有科研技术实力的国有企业，与受援国开展合作，体现了我国特有的合作机制。

## 附录III 其他影响效果评估

为提高实证结果的丰满度和说服力，阐述援非农技中心到底给非洲带来了什么？我们考虑用东道国的农业、农村、农民三个维度的特征数据来做结果变量。在联合国粮农组织统计数据库中粮食安全与营养指标分库中，选取人均粮食产量变化率指标（，per capita food production variability）。在联合国粮农组织统计数据库中土地利用分库中，选取永久性作物占用的土地占农业用地的份额（，原指标名称为land under permanent crops share in agricultural land）、农田灌溉用地面积取对数（，原指标名称为land area equipped for irrigation share in cropland）。在泛非洲、无党派调研机构发布的“非洲晴雨表”调查数据中，选取第二次提问中认为粮食短缺最重要的频次（，原指标名称为 countryfamine2rate）在国际粮食政策研究所发布的全球饥饿指数中，选取饥饿指数指标（，原指标名称为global hunger index）。构建国别层面影响的农业、农村、农民维度的结果变量。各农业、农村、农民维度特征数据变量描述性统计值详见表III1。

**表III1 各农业、农村、农民维度特征数据变量描述性统计值**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 指标含义 | 观测值 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| 粮食安全与营养指标面板数据 | | | | | | |
|  | 人均粮食产量变化率 | 780 | 8.00 | 6.54 | 0.3 | 53.2 |
| 土地利用面板数据 | | | | | | |
|  | 永久性作物占用的土地占农业用地的份额 | 1,026 | 10.20 | 17.58 | 0 | 90.67 |
|  | 农田灌溉用地面积 | 1,023 | 9.00 | 17.50 | 0.05 | 100 |
| “非洲晴雨表”调查面板数据 | | | | | | |
|  | 第二次提问中认为粮食短缺最重要的频次 | 167 | 0.07 | 0.05 | 0.0008 | 0.27 |
| 全球饥饿指数面板数据 | | | | | | |
|  | 饥饿指数 | 158 | 29.34 | 12.57 | 6 | 65.1 |

注：表中“非洲晴雨表”调查面板数据为7轮调查数据，且涉及被调查国家随着调查轮次逐步增加，因此样本量较少。全球饥饿指数面板数据为4轮调查数据，因此样本量较少。

基于国别层面面板数据，我们试图检验援非农机中心对受援国的农业发展影响，并构建以下双重差分模型：

， (3)

其中，核心被解释变量表示非洲国家*r*在*t*年的农业、农村或农民维度的特征结果。表示援非农技中心试点国家虚拟变量，规定第一批援非农技中心所在国数值为1，其余为0。为政策试点前后虚拟变量，2006年政策实施以后取值为1，否则为0。为国别层面其他影响因素控制变量，与基准三重差分模型一致，上述变量均取对数。模型控制了分国家的固定效应，用于吸收各个国家层面不随时间变化的个体异质性不可观察因素。此外，为时间固定效应。最后，是随机扰动项。

表III2报告了援非农技中心对农业、农村、农民影响的回归结果。回归中得到二次交互项的结果。模型添加其他国家层面控制变量、国别固定效应、年份固定效应，所有回归模型都统一采用了地区年份层面的聚类标准误差。

首先，第（1）列人均粮食产量变化率的回归结果。“”系数值在控制了国别固定效应、年份固定效应后为1.188，且在10%统计水平上显著。第（2）列汇报了永久性作物占用的土地占农业用地的份额的回归结果。“”系数值为1.097，且在1%统计水平上显著。第（3）列汇报了农田灌溉用地面积取对数的回归结果。“”系数值为1.934，且在1%统计水平上显著。其次，第（4）列汇报了第二次提问中认为粮食短缺最重要的频次的回归结果。“”系数值为-0.024，且在10%统计水平上显著。最后，第（5）列汇报了饥饿指数的回归结果。“”系数值为-0.963，且不显著。

**表III2 援非农技中心对农业、农村、农民的影响**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 |  |  |  |  |  |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|  | 1.188\* | 1.097\*\*\* | 1.934\*\*\* | -0.024\* | -0.963 |
|  | (0.633) | (0.274) | (0.491) | (0.013) | (1.133) |
| 观测值 | 735 | 908 | 909 | 157 | 144 |
| *R*-平方 | 0.662 | 0.990 | 0.970 | 0.794 | 0.968 |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 国别固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 年份固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |

注：表中被解释变量为表示人均粮食产量变化率，表示永久性作物占用的土地占农业用地的份额，为农田灌溉用地面积，代表第二次提问中受访者认为粮食短缺最重要的频次，而为饥饿指数。模型中控制变量、国别固定效应、年份固定效应、常数项均已控制。括号内为地区年份层面的聚类调整标准误。\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

因此，在控制了非洲各国其他激励因素后，中国援非农技中心试点政策使得受援国相对于非受援国，在试点政策实施后，人均粮食产量变化率平均提升228.05%、永久性作物占用的土地占农业用地的份额平均提升199.52%、农田灌溉用地面积平均提升591.71%、第二次提问中认为粮食短缺最重要的频次平均下降2.37%、饥饿指数平均下降61.83%。这表明中国援非农技中心试点政策能够使受援国农业、农村、农民方面产生积极影响。示范效果激励着非洲人开始反思自身的发展问题，对可持续发展的探索也鼓励示范中心承担起引导中国企业走进非洲农业领域进行投资，并督促其承担起规模化技术培训和示范的国家使命。由此鼓励非洲政府和人民探索和效仿中国农业发展经验，探索本国农业发展道路（李小云等，2017）。

参 考 文 献

1. 李小云、唐丽霞、陆继霞、徐秀丽、张传红、张悦齐、顾波，《新发展的示范-中国援非农业技术示范中心的微观叙事》。 北京: 社会科学出版社，2017年。

**注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处**。

1. 因ATDC援助项目数据量有限和模型多重共线性，仅识别出上述三种援助实施机构组成的三次交互项。 [↑](#footnote-ref-0)