

项目制治理模式与中国农业发展 ——以国家农业综合开发项目为例

郑世林¹, 余家林²

(1. 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, 北京 100732;

2. 中国人民大学经济学院, 北京 100872)

摘要: 随着农业剩余劳动力向城市快速转移, 中国开始通过项目制治理模式来促进农业发展。基于农业综合开发项目, 考察项目制治理模式对中国农业发展的影响。研究发现, 项目制治理模式促进中国农业发展。机制分析发现, 中央项目资金能改善灌溉、农机动力等基础设施。中央项目资金还撬动地方配套和自筹资金, 但是两类资金难以增加农业产出。基于产业化项目微观数据的研究发现, 中央项目资金增加农业产出和涉农企业的利润, 但不影响农民增收。研究结果可丰富对项目制特色治理模式的理解。

关键词: 项目制; 农业综合开发项目; 农业; 农民

中图分类号: F127

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2022)11-0037-10

Governance mode of project institutions and agricultural development in China: Evidence from agricultural comprehensive development project

ZHENG Shilin¹, YU Jialin²

(1. Institute of Quantitative and Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;

2. School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: With surplus agricultural labor moving to the cities, China adopts the project institution to promote agricultural development. This paper studies the effect of the project institution on agricultural development by exploiting Agricultural Comprehensive Development (ACD) Project. We find that project institution promotes agricultural development. We also find that central government project funds improve agricultural production conditions such as irrigation and agricultural machinery power. Central government project funds drive the increases of local government counterpart funds and other self-financing funds. However, the latter two funds hardly improve agricultural output. Moreover, by using the micro-data of industrialization project of ACD, we find that central government project funds increase the profits of agricultural enterprises, but cannot increase farmers' income. Our study enriches understanding of the project institution.

Key words: project institution; agricultural comprehensive development projects; agriculture; farmer

自1985年市场化改革以来, 经济发展重心从农村转向城市, 大量农村劳动力加速向城市转移。

同时, 农业基础设施逐渐落后, 农业生产条件开始恶化, 农业生产停滞不前, 导致粮食供需矛盾日益

收稿日期: 2022-03-01 修回日期: 2022-10-07

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71573272); 国家社科重大项目(2015YD03)。

作者简介: 郑世林(1975—), 男, 山东日照人, 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所研究员, 创新政策与评估研究室主任, 博士, 研究方向为中国式经济发展、科技创新、产业经济。

突出。在此背景下,中央政府采取项目制治理模式,以中央农业专项资金为引导,撬动地方配套和社会资金,试图通过工业剩余“反哺”农业,以促进农业发展。那么,这种治理模式能否促进农业发展?能否有效增加粮食生产和保障粮食安全?以及进一步促进农民增收?本文将国家农业综合开发项目(以下简称“农发项目”)为例,对这些问题进行深入的实证研究,探究目前中央财政支农的普遍治理模式——项目制的运作机制和效果。

自 20 世纪 90 年代分税制改革开始,项目制治理模式开始盛行^[1]。所谓项目制,是指中央部委将各项事务与财政资金打包为项目,凭借项目组织单元的临时性、解放性等特征,打破传统科层组织的僵化,通过申请机制向下委托,将中央、地方乃至企业、基层组织和个人“捆绑”起来,实现中央政府自上而下治理意图的体制模式^[2]。项目制比单位制更能体现“条条”治理的作用,也有别于以“块块”治理(地方政府)为出发点的准财政联邦主义和政治晋升锦标赛理论^[3-4],已成为自上而下贯通经济、政治、社会、教育等各个领域的普遍治理机制^①。

在农业领域,中央政府为解决粮食安全、基础设施、农民增收等特定问题,对农业扶持资金实现“专项化”。专项项目资金有专门的农业治理目标和申请指南,各级地方政府组织项目单位层层申请和筛选,项目单位自筹资金和地方配套资金进行配套,中央部委挑选项目单位进行项目立项。在部委审批后,项目单位获得项目资金并落实项目目标。一般项目监管责任也会下沉到地方政府,中央部委定期抽查项目实施效果。因此,在项目制治理模式下,既存在着项目单位之间的竞争,也存在着地方政府之间的竞争。而且,农业专项资金并不完全集中在农业部,也引发部委之间对项目资金盘子的竞争。

自 20 世纪 80 年代末以来,农业综合开发项目的实施是党中央、国务院加快全国农业和农村经济发展的重大战略决策。农发项目对中国“三农”

问题的解决起到非常大的推动作用,改善农业生产基本条件,并增强农业综合生产能力^[5]。此外,农发项目还显著增加农民收入^[6],而且对龙头企业技术效率具有显著的正效应^[7]。然而,狄金华^[8]发现,配套机制是中央转移支付时重要的信息甄别、控制权分配与激励设置的机制,但中央与地方政府在治理及其财政支出偏好的差异,使得农发项目配套制度设置偏离原有的预期。刘丙申^[9]也指出,农发项目长期以来存在地方财政配套不足的现象,许多市、县将配套负担转嫁到项目乡镇,使得项目配套效果不佳。

关于农业综合开发的文献多数是定性分析,鲜见文献较为细致而又严谨地实证分析农发项目对中国农业发展的影响。为此,本文检验项目制治理模式对中国农业发展的影响。与既有文献相比,可能的贡献体现在:一是突破前人大多局限在以一个村庄(或社区)或县为单位进行案例研究。本文以农发项目为例,从宏观和微观数据两个层面首次实证分析项目制运作的农业财政支出对农业发展的影响。二是中国农业治理是典型的项目制治理模式实践。本文不仅探究项目制对农业发展的影响,还考察项目地方配套、银行贷款和自筹资金对农业发展的影响,从而拓展项目制治理模式的研究框架。三是本文还检验项目制对农业发展的影响机制与传导路径,发现农业基础设施改善是农业产出增加的重要渠道。

一、制度背景与研究假说

随着中国市场化改革浪潮不断推进,农业发展出现一些新的问题和矛盾。一方面,市场化改革带来城市就业增加,城镇化使得农村耕地不断减少,导致农业生产积极性下降,粮食产量徘徊不前;另一方面,20 世纪 80 年代末期,人口数量增加较快,粮食需求进一步膨胀,粮食供需之间的矛盾加剧了人们对粮食安全的担忧。为了保障粮食安全,并充分利用工业发展的成果来“反哺”农业,国务院在 1988 年启动了国家农业综合开发项目。同

①“条条”是指从中央到地方各级政府中业务内容和性质相同的职能部门系统“块块”是指由不同职能部门组合而成的省、地、县、乡各级政府。

年,财政部成立了国家农业综合开发办公室(以下简称国家农发办)^②,负责制订农业综合开发的方针政策,统筹管理和安排农发项目资金,组织检查农发项目的落实情况。此后,各省、地级市和县市财政或农业部门都设立了相应的农业综合开发办事机构(以下简称农发机构),与国家农发办共同构成农发项目运作的“条条”治理系统(见图1)。

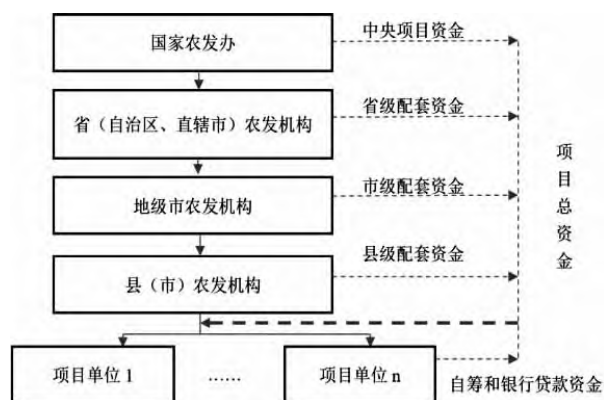


图1 国家农发项目在条条系统的运作机制

依托农发“条条”系统,基层项目单位自下而上申请项目,国家农发办和省级农发机构自上而下审定,并择优选定农发项目。作为项目发包方,国家农发办每年会依据农业发展政策或特定事项,设置不同的农发项目^③。项目单位申请必须出示自筹项目资金和银行贷款证明,才能通过当地农发机构逐级申报至省级农发机构。项目上报后,省级农发机构统一组织专家评审、竞争立项,自筹资金成为筛选项目单位的重要标准。重点项目则需由国家农发办组织评审,项目申请批准后,地方政府必须按照一定比例资金进行项目配套,由项目单位进行农发项目的落实和实施。农发机构会组织定期检查或专项检查,确保工程质量和资金使用效益。最后,农发项目还需组织竣工验收。验收工作主要由省级农发机构承担,对项目建设任务、工程建设质量、资金使用情况等进行检查。而且,国家农发办每年采取直接检查或者委

托中介机构对竣工项目综合检查。

农发项目以农业综合发展政策为导向,以项目为支撑,通过中央项目资金的引导,充分发挥项目资金“四两拨千斤”的作用,形成了地方资金配套,银行贷款、龙头企业和农民自筹资金等其他社会资金共同投入的局面(见图1)。2002年国家农发办明确规定农业综合开发实行“国家引导、配套投入、民办公助、滚动开发”的投入机制,除了中央财政安排农业综合开发项目资金外,地方政府财政要相应地落实配套资金,项目单位也要按照一定的比例和方式投入自筹资金。1998—2012年间,国家农业综合开发资金开始呈现出快速增长态势。截至2012年,国家累计投入农业综合开发资金5 632.63亿元。其中,中央项目资金2 002.84亿元,地方财政配套资金1 342.30亿元,银行贷款403.45亿元,自筹资金1 884.06亿元。从国家农业综合开发资金构成情况来看(见图2),中央项目资金明显带动了地方配套和自筹资金投入,地方政府财政按照中央项目资金60%以上进行配套,项目单位自筹资金接近100%。但2010年之后,国家农发办着力调减自筹比例,自筹资金开始大幅度地下降,地方配套资金的比例也有所下降。此外,由于农业效益较低,中央项目资金对银行贷款的引导作用并不明显。

农业综合开发项目运行具有典型的项目制治理模式特征,中央政府凭借“条条”系统,充分利用项目组织单元,实现对基层农业发展的特定治理。农发项目涵盖项目制的核心要素,充分体现项目制“治理目标专项化、权责运作条条化、程序规范技术化”的重要特征^[10]。在项目制治理模式下,农发项目不仅可以调动地方政府和项目单位的积极性,还可以解决农业基础设施的市场失灵问题,从而解决农业公共品的供给不足问题,改善农村基础设施和生产条件落后的状况。根据统计资料,1988—2012年农发项目中央项目资金累计投

② 国家农发办原名为国家土地开发建设基金管理领导小组办公室,在1990年后进行更名。

③ 主要包括两大领域:一是土地治理项目,针对中低产田改造等基础设施进行投资,建设旱涝保收、稳产高产、节水高效的高标准农田,以提高农业综合生产能力;二是产业化经营项目,针对农业产业化龙头企业和农民专业合作社等经营主体进行扶持,推动农业产业化经营。

入 2 002.84 亿元,平均每年投入 83.45 亿元,有效解决农业基础设施建设资金短缺的问题。农发项目投资大幅提高农业生产能力。2003—2012 年期间粮食和蔬菜年均新增 32.36 和 4.43 亿公斤。从图 3 可以看出,中央项目资金与农业产出之间存在明显的正相关关系。

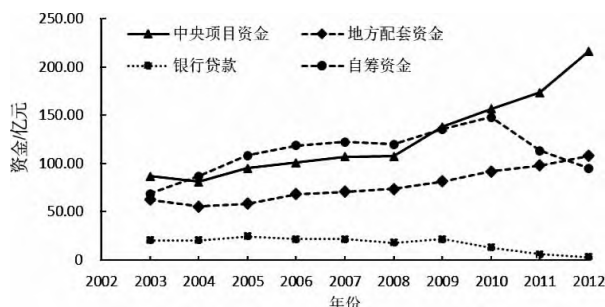


图2 2003—2012 年国家农业综合开发资金构成

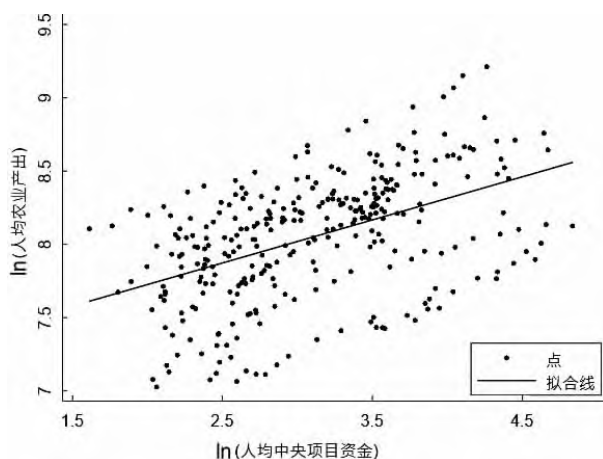


图3 2003—2012 年各省中央项目资金与农业产出

二、数据与计量模型

(一) 数据来源及处理

本文使用 2003—2012 年中国大陆 31 个省份 (不含港澳台) 的面板数据。数据来源包括历年《中国统计年鉴》《中国农业综合开发年鉴》《中国财政年鉴》等。此外,1997—2006 年安徽农业综合开发产业化经营项目数据来源于《安徽农业综合开发产业化发展之路》^[11]。本文的核心被解释变量为各省份人均农业产出的对数 ($\ln output$), 由第一产业增加值除以地区人口数计算而得, 并使用各省份第一产业增加值指数平减为 2003 年不变价。农业综合开发项目资金投入性指标包括对数化的人均中央项目资金 ($\ln project$)、人均地方配套资金

($\ln local$)、人均银行贷款 ($\ln bank$)、人均自筹资金 ($\ln self$) 和人均项目总资金 ($\ln total$), 并使用各省固定资产投资价格指数进行平减。其它控制变量的主要衡量指标包括: 人均农业财政支出 ($\ln exp_agr$), 由各省份扣除农发项目总资金后的农业财政支出除以地区人口数而得; 城镇化水平 ($Urban$), 由城镇人口占该地区总人口的比重计算而得; 农民受教育程度 (Edu), 采用农民人均受教育年限来衡量, 该指标由文盲或半文盲、小学、初中、高中、中专、大专以上以 1 年、6 年、9 年、12 年、12 年和 17 年为权重计算而得; 经济发展水平 ($Growth$) 用各省份 GDP 增长率衡量。

(二) 计量模型

为了验证第二部分的研究假说, 本文设计如下计量模型:

$$y_{it} = \alpha_1 \ln project_{it} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 Z_{it} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, i 表示省份, t 表示年份。 y 表示农业发展, 用人均农业产出来衡量。 $\ln project$ 表示项目制治理模式。项目制更多的是中央政府通过专项补助在职能部门 (‘条条’) 上进行 ‘项目发包’, 从而来实现基层经济治理, 因此本文采用农业综合开发人均中央项目资金来捕捉项目制治理模式。考虑到在项目制下地方配套资金、银行贷款和自筹资金共同参与农发项目投资建设, 本文在计量模型中加入人均银行贷款、自筹资金和地方财政配套资金作为一组控制变量 X , 以控制农发项目中其他来源资金对农业产出的影响。同时, 控制变量 X 也包含人均农业财政支出, 以控制除农发项目以外其他财政资金对农业产出的影响。另外一组控制变量 Z 主要包括地区农民受教育程度、城镇化水平和经济发展水平。此外, δ_i 表示省份固定效应, θ_t 表示年份固定效应, ε_{it} 表示随机误差项。

三、实证结果分析

(一) 基准结果

表 1 第 (1) 列仅控制省份和年份固定效应, 结果显示, 人均中央项目资金的回归系数在 5% 统计水平上显著为正, 人均中央项目资金提高 1 个百分点, 人均农业产出平均提高 0.278 个百分点。在项

目制模式下,中央资金还带动地方政府和项目单位的投资,同时为了控制除农发项目外其他财政资金对农业产出的影响。为此,第(2)列加入人均银行贷款、自筹资金、地方配套资金和其它农业财政支出等控制变量,结果显示,人均中央项目资金的回归系数仍然显著为正。第(3)列进一步控制可能影响农业产出的地区宏观经济和社会因素,主要包括地区农民城镇化水平、受教育程度和经济发展水平等指标,结果显示,在1%显著水平上,人均中央项目资金提高1个百分点,人均农业产出平均提高0.212个百分点。因此,项目制治理模式更能够有效促进地区农业生产。自20世纪80年代中期以来,工业成为中国经济增长的主要贡献力量,中央政府利用工业创造的经济成果来“反哺”农业,凭借项目制模式牵头组织农发项目,解决农业特定问题,形成了地方政府之间和涉农单位之间的项目竞争运动,摆脱了财政支农“摊煎饼”的困境,优化了支农资金配置,对促进中国农业发展发挥了重要作用。

然而,从第(3)列结果来看,其他项目资金的使用效果并不理想。

首先,银行贷款对农业产出的影响不显著。可能的解释是,由于银行具有追逐利润的盈利性特征,不愿投资于风险大、周期长、效益低的农业生产领域,使得农发项目缺乏金融资本的支持。

其次,自筹资金在1%显著水平上系数为负,这说明自筹资金抑制了农业产出的增加,其使用效果差强人意。这可能也是由于村庄或企业等项目单位出于自身利益的反控制作用,具体表现在两个方面:一是“小马拉大车”损害农业生产。由于农发项目申请时要求一定比例的自筹资金,项目单位为了申请更大的项目,当资金不足时进行民间借贷或抵押贷款,后期又不得不偿还高额利息,这不仅增加了项目建设成本,还可能导致项目经营破产;二是大量自筹资金挪作他用。由于农发办与项目单位信息不对称,加之农业比较效益低下,项目单位往往擅自调整变更项目初步设计,导致工程质量差、无管护,或将节余资金用于其他高回报产业。

最后,地方财政配套资金对农业产出的影响并不显著。在项目制下,中央政府利用配套资金将地方政府捆绑到农发项目上,但却容易被地方政府利益最大化或政绩逻辑所反控制。由于中央项目资金是地方政府财政收入的重要来源,在农发项目申请时,地方政府做大资金配套以争取中央项目资金。然而,一旦农发项目申请下来,地方政府不愿意将配套资金落实到财政收入少且难以体现政绩的农业项目上,往往凭借国家项目的名分和合法性,将资金重新“打包”投资于地方获益更大的领域。也有些地方政府将配套责任层层转嫁到没有财政能力的乡镇政府,造成配套资金难以落实。而且,一些落实的配套资金中也有相当部分为财务空转,资金并没有实际到位。因此,配套资金使用效果不佳,也是影响农发中央项目资金乘数效应偏低的直接原因之一。

进一步地,本文估计农发项目总资金对农业产出的影响,结果报告于第(4)列。结果显示,项目总资金对农业产出并不显著。这就表明,尽管中央项目资金效果显著,但其他3项资金效果较差,使得农业综合开发项目总体效果不显著。

表1 项目制治理模式与农业产出

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnoutput			
lnproject	0.278 ** (0.122)	0.298 *** (0.098)	0.212 *** (0.068)	— —
lntotal	— —	— —	— —	0.013 (0.035)
lnbank	— —	0.019 *** (0.007)	0.011 (0.007)	— —
lnself	— —	-0.081 *** (0.021)	-0.061 *** (0.017)	— —
lnlocal	— —	0.008 (0.040)	0.006 (0.025)	— —
lnexp_agr	— —	0.103 ** (0.045)	0.069 ** (0.030)	0.101 ** (0.043)
控制变量	否	否	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	310	310	310	310
R ²	0.844	0.875	0.916	0.895

注:括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示 p<1%、p<5%、p<10%有统计学意义。下表同。

(二) 内生性问题

由于选址偏差(site selection bias) 的存在,一个地区农业发展越快,就越可能获得更多的项目

和中央项目资金^[12]。这就使得项目制与农业发展之间可能存在反向因果关系。此外,一些遗漏变量也会影响到农业综合开发项目的实施,进而影响农业产出。为保证结果的稳健性,本文寻找合适的工具变量来克服内生性问题。一个理想的工具变量应该不仅要与内生性变量具有相关性,而且要满足与残差项无关的排他性约束。

在相关性方面,既有文献已证实官员在财政项目资金分配方面具有明显的“家乡偏爱”效应^[13]。在美国,两院(众议院和参议院)委员会主席家乡得到的联邦专项拨款明显增加^[14]。“家乡偏爱”效应也存在于发展中国家,比如,肯尼亚教育部长在任期间所在家乡的财政教育投入明显增加^[15]。中国分税制改革以来,中央政府掌握着许多重大投资项目的立项审批权和财政专项资金,“家乡偏爱”效应同样存在。与普通人一样,官员对其家乡怀有天然的感情,关心家乡发展^[16]。因此,“家乡偏爱”效应满足工具变量的相关性要求,为寻找工具变量提供了思路。考虑到农发项目由财政部负责管理,本文收集了财政部和农发办相关领导的个人简历,构造官员领导家乡虚拟变量 $LeaderD_i$,即如果地区 i 是当年财政部领导的家乡,则 $LeaderD_i$ 为 1,否则为 0。

在排他性约束方面,财政部领导的任免对于家乡来说是外生的。一是官员无法选择自己的家乡;二是在中国现行的干部管理体制下,地方政府也无力使其来源地的官员成为财政部和农发办领导。此外,排他性约束要求本文所使用的工具变量仅通过中央项目资金这一渠道影响农业产出。然而,如果仅使用 $LeaderD$ 作为工具变量, $LeaderD$ 不仅会捕捉到农发项目的中央项目资金,还会捕捉到财政部其他项目的中央项目资金。为此,本文参照 Bettinger 等(2017)^[17]的思路,并且考虑农发办年龄的非线性影响,采用各省份农发办年龄(Age)及其平方项(Age^2)与 $LeaderD$ 的交互项作为农发中央项目资金的工具变量。

由于省农发办成立时间不同,某一省份农发

办年龄(Age)越长,在申请农发项目上积累经验越丰富,该省份越容易申请到农发项目,因此,农发办年龄与地区申请到的中央项目资金显著正相关。而且,自 1988 年中国开始实施农发项目以来,随着国家农业综合开发办公室成立,在 1988—1996 年间,各地区相继成立省级农业综合开发办公室。农发办成立带有一定的随机性,并不是非粮食主产区的省农发办成立就比较晚。比如,1988 年最早成立的一批省级农发办既有河南、黑龙江等产量大省,也有新疆、广西等非产粮大省。

为检验各省农发办成立的外生性,本文采用事件史分析方法(Cox 回归模型)考察了 1987—1997 年间各省农发办成立的历史进程^④。其中,被解释变量为某省成立农发办的风险(即农发办成立时间先后的概率),解释变量为取对数的人均第一产业增加值($\ln primary_percap$)、第一产业增加值占 GDP 的比重($Share_primary$)、第一产业就业人数占就业人数的比重($Share_employ_primary$)、取对数的人均耕地面积($\ln land_percap$)、取对数的人均农业机械总动力($\ln power_percap$)和抗灾能力($Resilience$)等,回归结果报告于表 2。可以看出,以上解释变量均不显著,说明各省农业发展水平和生产条件与农发办成立时间先后不相关,从而验证省级农发办成立的外生性。

表 2 各省份农发办成立事件史分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln primary_percap$	0.934 (0.606)	0.612 (0.778)	0.702 (0.891)	0.547 (0.960)
$Share_primary$	— —	1.597 (1.838)	1.028 (3.182)	2.666 (3.886)
$Share_employ_primary$	— —	— —	0.370 (1.640)	0.094 (1.929)
$\ln land_percap$	— —	— —	— —	0.200 (0.504)
$\ln power_percap$	— —	— —	— —	0.439 (1.022)
$Resilience$	— —	— —	— —	1.418 (0.997)
观测值	106	106	106	106
WaldChi ²	2.378	4.688	4.926	10.40

注:回归结果为风险率(hazard ratios),回归模型采用 Cox 模型的等比例风险假定。

④ 中国各个省级行政区(重庆除外)在 10 年内共有 300 个观测值,在 Cox 回归模型中,由于省级农发办成立后的省份样本被删截,最终得到 106 个观测值。

本文采用 $LeaderD \times Age$ 和 $LeaderD \times Age^2$ 作为农发中央项目资金的工具变量,并且在第一阶段和第二阶段公式中均控制 $LeaderD$ 、 Age 和 Age^2 的影响,以尽可能缓解排他性假定的约束。在本文控制官员家乡后,排他性假定仅要求官员家乡除了通过农业综合开发项目影响农业产出以外的其他渠道与农发办年龄无关。显然,官员家乡是否带来其他农业财政项目是基于家乡偏好,与外生的农发办年龄无关。同理,农发办年龄影响农业产出的其他渠道很少可能与官员家乡相关。此外,本文借鉴 Combes 等^[18]的做法,利用 LIML 估计工具变量回归结果,以克服可能存在的弱工具变量问题。

表 3 第 (1) 列结果可以看出, $LeaderD \times Age$ 和 $LeaderD \times Age^2$ 作为工具变量具有良好的统计特征,其对人均中央项目资金呈现出显著的二次曲线关系^⑤。弱识别检验结果显示,工具变量可能存在弱工具变量问题,因此本文利用 LIML 进行工具

表 3 项目制治理模式与农业产出 (IV_LIML)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	First Stage: Inproject		Second Stage: Inoutput	
$LeaderD \times Age$	-0.195 *** (0.063)	—	—	—
$LeaderD \times Age^2$	0.005 *** (0.002)	—	—	—
$Leader \times Age$	—	-0.121 *** (0.042)	—	—
$Leader \times Age^2$	—	0.003 *** (0.001)	—	—
Inproject	—	—	0.883 ** (0.343)	0.866 ** (0.342)
LeaderD	1.876 *** (0.616)	—	0.027 (0.029)	—
Leader	—	1.145 *** (0.404)	—	0.019 (0.017)
Age	0.420 *** (0.096)	0.417 *** (0.097)	-0.003 (0.143)	0.004 (0.144)
Age^2	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
RKF test	4.72	4.39	—	—
观测值	310	310	310	310
R^2	—	—	0.958	0.960

注: 其他控制变量同表 2 第 3 列。下表同。

变量回归是合理的。第 (3) 列报告的第二阶段回归结果显示,在 5% 的统计水平上,中央项目资金对农业产出具有显著的正向影响。这个结果说明,以农发项目为例的项目制治理模式促进农业发展,进一步验证了研究假说的稳健性。而且,工具变量法捕捉局部平均处理效应 (LATE),因此回归系数 (0.883) 比 OLS 估计的系数 (0.212) 要大。此外,本文用各省份家乡的财政部领导的数目 ($Leader$) 替代 $LeaderD$,重新进行基于 LIML 的工具变量回归,第一阶段和第二阶段回归结果分别报告于第 (2) 和 (4) 列。从有效性检验看, $Leader \times Age$ 和 $Leader \times Age^2$ 作为工具变量具有良好的统计特征。而且,回归结果再次验证项目制治理模式对农业产出的促进作用。

(三) 影响机制

从表 4 的 A 部分可以看出,中央项目资金显著增加粮食产量,这说明项目制治理模式实现了中央政府实施粮食安全战略的意图,对解决人民吃饭问题起到了促进作用。进一步地,B 和 C 部分将粮食产量分解为单位面积产量和播种面积。可以看出,中央项目资金对粮食的单位面积产量没有显著影响,但是显著增加粮食的播种面积。这说明农发项目主要通过增加粮食播种面积来提高粮食产量,但难以显著提高粮食生产力。此外,中央项目资金还促进人均糖料和单位面积油料的产出,但是对人均棉花、油料、蔬菜产量影响不显著,也对单位面积棉花、糖料和蔬菜产量影响不显著。

本文考察土地治理项目对主要农作物播种面积的影响,回归结果报告于 D 部分^⑥。结果显示,土地治理项目财政资金在 1% 统计水平上显著增加了粮食的播种面积,说明土地治理项目通过中低产田改造等农业基础设施建设,解决“市场失灵”问题,改善粮食生产条件,提高粮食播种面积,从而有效保障粮食生产。此外,土地项目资金并未显著增加棉花、油料、糖料和蔬菜的播种面积。由于农发产业化经营项目主要涉及种植、养殖和

⑤ 二次曲线表现出“U”型,本文的解释是,地区农发办成立初期可能较难协调拿到农发项目,但是随着时间推移,地区农发办申请农发项目经验越来越丰富,会明显促进拿到更多农发项目和资金。

⑥ 数据仅有中央财政资金和地方配套资金合并后的财政资金,因此本部分利用财政资金来捕捉项目制治理模式的影响。鉴于表 2 中地方配套资金的效果不显著,所以有理由相信本部分利用财政资金仍能较好估计项目制治理模式的影响。

农产品加工等项目,与预期一致,其对主要农产品的播种面积影响并不显著。

表 4 项目制治理模式影响农业产出的渠道分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
A. 人均产量					
变量	lngrain	lncotton	lnoil	lnsuger	lnveg
lnproject	0.166* (0.082)	-0.096 (0.210)	0.275 (0.180)	0.606* (0.327)	0.195 (0.126)
R ²	0.640	0.144	0.410	0.116	0.632
B. 单位面积产量					
变量	lngrain_unit	lncotton_unit	lnoil_unit	lnsuger_unit	lnveg_unit
lnproject	0.072 (0.043)	0.256 (0.301)	0.106* (0.060)	0.484 (0.349)	0.050 (0.033)
R ²	0.489	0.127	0.499	0.080	0.497
C. 播种面积					
变量	lngrain_area	lnoil_area	lncotton_area	lnsuger_area	lnveg_area
lnproject	0.086* (0.045)	-0.006 (0.030)	-0.041 (0.036)	-0.002 (0.004)	0.049 (0.031)
R ²	0.526	0.378	0.173	0.102	0.547
D. 土地治理项目对主要农作物播种面积的影响					
变量	lngrain_area	lnoil_area	lncotton_area	lnsuger_area	lnveg_area
lnfina_land	0.048*** (0.010)	-0.008 (0.008)	0.001 (0.008)	0.002 (0.003)	-0.017 (0.010)
lntotal_indu	0.003 (0.008)	0.002 (0.006)	0.007 (0.006)	0.003 (0.004)	0.007 (0.005)
观测值	310	310	310	310	310
R ²	0.524	0.386	0.160	0.079	0.532

上述结果表明,农发项目采用项目制治理模式实施项目建设,增加粮食的播种面积,进而提高粮食的产量。更具体地说,农发项目对农业进行的基础设施投资涵盖对山、水、田、林、路的综合治理,试图通过持续改善农业生产条件,提高抗御自然灾害的能力,提高农业生产能力。基于此,本文进一步考察项目制治理模式对农业产出的传导路径,回归结果报告于表 5。结果显示,中央项目资金显著增加了农机总动力(lnpower)、灌溉面积(lnirrig)、除涝面积(lnflood)和水土流失治理面积(lnerosion),这说明农发项目实施中低产田改造、建设高标准农田、实施灌区节水配套等措施对“山水田林路”进行综合治理,有力改善农业生产基本条件,改变传统农业“靠天吃饭”的落后状况。

表 5 项目制治理模式与农业基础设施

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnpower	lnirrig	lnflood	lnerosion
lnproject	0.277** (0.104)	0.123** (0.060)	0.058*** (0.012)	0.117* (0.062)
观测值	310	310	310	310
R ²	0.805	0.585	0.444	0.556

⑦ Urb_Rur 采用城市居民人均收入/农村居民纯收入衡量。

(四) 项目制治理模式的意外后果

根据农发项目“国家引导、配套投入、民办公助、滚动开发”的投入机制,中央不仅加大财政投入力度,而且推动地方财政积极落实配套资金,引导农民、银行、企业等社会资金共同投资,扩大农业综合开发项目资金投入规模。从表 6 可以看出,中央项目资金在 1% 显著水平上带动地方财政配套资金和项目单位自筹资金的投入,从而显著扩大农发项目资金投入规模。结合前文表 1 的回归结果来看,虽然中央项目资金对地方配套资金和项目自筹资金的拉动效果明显,但是两种资金并没有促进农业发展。虽然项目制发挥中央政府的动员能力,但是农发项目往往被地方政府和项目单位的自身利益所反控制,存在着假配套、虚配套、配套空转、配套资金和自筹资金挪作他用等问题,造成地方配套资金和自筹资金使用效果差。因此,中央项目资金存在拉动效应,但是配套资金使用效果不好。

表 6 项目制治理模式对各项资金的拉动效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnlocal	lnbank	lnself	lntotal
lnproject	0.642*** (0.129)	0.659* (0.386)	1.121*** (0.318)	0.977*** (0.127)
lnexp_agr	-0.079 (0.147)	-0.326 (0.338)	-0.133 (0.328)	-0.180 (0.115)
观测值	310	310	310	310
R ²	0.565	0.320	0.392	0.707

中央设立农业专项的初衷除了实现农业增产之外,还有一个重要目标是增加农民收入以减少城乡差距。为此,本文进一步考察项目制对农民收入和城乡收入差距的影响,结果报告于表 7。第 (1) 列报告中央项目资金对农民收入的回归结果。结果显示,中央项目资金对农民收入的影响不显著。接着,第 (2) 列回归结果显示,中央项目资金对农民家庭经营性收入影响同样不显著。最后,第 (3) 列估计中央项目资金对城乡收入差距(Urb_Rur)的影响,显示,中央项目资金对城乡收入差距的影响并不显著^⑦。上述结果说明,尽管中央项目资金通过项目制治理模式自上而下落实到农业基

层并增加农业产出,但是难以真正促进农民增收,也难以缩小城乡差距,并未实现工业“反哺”农业的初衷。

表 7 项目制治理模式与农民增收

变量	(1)	(2)	(3)
	lnincome	lninc_jia	Urb_Rur
lnproject	0.023 (0.033)	0.171 (0.233)	0.013 (0.103)
观测值	310	310	310
R ²	0.981	0.349	0.466

四、利用项目数据的进一步验证

首先,本文利用安徽农发产业化经营项目数据重新估计项目制对农业产出的影响,结果报告于表 8。第(1)列控制年份固定效应,结果显示,中央项目资金(lnproject^W)显著提高农业产出(lnoutput^W)。第(2)列和第(3)列依次加入县固定效应、地方配套资金(lnlocal^W)、企业自筹资金(lnfirm^W)和银行贷款(lnbank^W)等控制变量,结果仍然稳健。第(4)列加入县-年份固定效应,以控制县级层面的经济发展和政策变化等的影响。结果显示,在 1% 显著性水平上,中央项目资金每增加 1 个百分点,产业化经营项目农业产出增加 0.339 个百分点。此外,从第(4)列可以看出,地方配套资金、银行贷款和自筹资金对农业产出的影响均不显著,与基本结果一致。这再次说明,农发项目中仅有中央项目资金能增加农业产出。

表 8 项目制治理模式与产业化经营项目农业产出

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnoutput ^W			
lnproject ^W	0.238 *** (0.062)	0.191 *** (0.060)	0.156 ** (0.067)	0.339 *** (0.102)
lnbank ^W	—	—	0.112 *** (0.039)	0.103 (0.070)
lnfirm ^W	—	—	0.018 (0.065)	0.031 (0.114)
lnlocal ^W	—	—	0.207 *** (0.069)	0.184 (0.126)
年份固定效应	是	是	是	否 ^①
县固定效应	否	是	是	否 ^②
县-年份固定效应	否	否	否	是
观测值	739	739	739	739
R ²	0.110	0.405	0.420	0.840

注:①②年份固定效应和县固定效应被县-年份固定效应吸收,故无需控制。

其次,本文进一步对不同类型的产业化项目进行分析。从表 9 可以看出,中央项目资金仅对加

工类项目有显著促进作用,但对种植类和养殖类项目影响并不显著。据笔者调研获悉,基于我国增值税征收政策,农业生产者销售的种植和养殖类农产品属于免税范围,而加工类农产品的销售需要交纳一定比例的增值税,地方政府为增加当地财政收入,更倾向于将申请下来的中央项目资金“打包”向加工类农业企业倾斜,但对种植养殖类产业缺乏重视。这说明,项目制即便控制中央项目资金,但也会受到地方政府自身利益的影响,从而影响到产业化项目实施效果。

表 9 项目制治理模式与产业化项目农业产出:基于不同类型产业的异质性

变量	(1)	(2)	(3)
	lnoutput ^W		
	种植类	养殖类	加工类
lnprojec ^W	-0.185 (0.477)	-0.063 (0.271)	0.461 ** (0.202)
观测值	188	231	308
R ²	0.978	0.952	0.872

注:控制变量同表 8 第 4 列。下同。

最后,本文进一步考察项目制对其他相关农业绩效指标的影响,结果报告于表 10。可以看出,中央项目资金仅显著增加涉农企业的净利润(lnetpro),但对农民就业和收入(主要指标包括直接受益农民年收入增加总额(lninc_add)、直接受益农业人口数(lnagrpap)和新增就业人数(lnemploy))均无显著影响。这说明,产业化经营项目通过对涉农龙头企业等经营主体扶持,带动农业产出增加,但并未给农民带来实质性的收益,最终仅使涉农龙头企业受益。在企业与农户进行利益博弈时,企业更会处于强势和支配地位。受天然的自身利润最大化目标影响,企业获得的政府项目补贴收入并不会向农户倾斜。此外,由于信息不对称,项目制会形成项目单位反控制问题,涉农龙头企业为追求利润,容易将项目资金挪作他用,擅自更改项目初步设计,甚至存在着利益集团“骗补”问题。

表 10 项目制治理模式与农业绩效指标

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lninc_add	lnagrpap	lnemploy	lnetpro
lnproject ^W	-0.048 (0.121)	-0.142 (0.163)	0.165 (0.109)	0.323 *** (0.089)
观测值	739	739	739	739
R ²	0.824	0.828	0.831	0.848

五、结论与启示

20 世纪 80 年代末期以来,在工业“反哺”农业的方针指导下,项目制成为中国农业治理的基本模式。本文以农业综合开发项目为例,考察项目制治理模式对中国农业发展的影响。研究发现,项目制治理模式显著增加中国农业产出,中央项目资金通过改善灌溉、农机总动力等农业基础设施进而提高农业产出。然而,中央项目资金仅显著增加涉农企业的利润,但对农民收入影响不显著。研究还发现,中央项目资金项目制虽然撬动地方配套和自筹资金,但后两类资金对农业产出没有起到促进作用,甚至出现显著的负效应,最终导致农发项目总体实施效果不尽理想。

本文研究结果说明,项目制对于中国农业发展具有重要的促进意义。但由于农业本身的复杂性和地方政府及项目单位的反控制逻辑,地方配套和自筹资金都没有实现最初设计者的初衷,不可避免地出现中央项目资金唱“独角戏”的局面,在一定程度上制约项目制治理的整体效果。本文结论对于实施乡村振兴战略具有重要的启示。首先,在项目制治理组织设计方面,应减少“条条”跨越层级,避免各级地方政府对项目制的反控制。其次,大幅削减或取消地方政府配套资金和项目单位自筹资金,不以配套资金和自筹资金的筹集能力作为选择项目单位的标准,逐步以项目申请单位的实际需求作为首要评选条件。再次,应加强中央政府的项目监管力度,甚至引入第三方监管主体。最后,政府应缩小项目制的应用范围,财政政策逐步由点向面的项目制向普惠性政策转型,扩大农作物保险等普惠型的财政支农模式。

参考文献:

- [1] 郑世林. 中国政府经济治理的项目体制研究 [J]. 中国软科学, 2016(2): 23-38.
- [2] 郑世林, 应珊珊. 项目制治理模式与中国地区经济发展 [J]. 中国工业经济, 2017(2): 24-42.
- [3] JIN H H, QIAN Y Y, WEINGAST B R. Regional decentralization and fiscal incentives: federalism, Chinese style [J]. Journal of public economics, 2005 (9/10): 1719-1742.
- [4] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究, 2007(7): 36-50.
- [5] 黄季焜, 夏耕, 张超超, 等. 入世后中国农业综合开发的对策研究 [J]. 农业经济问题, 2001(3): 10-14.
- [6] 朱湖根, 万伦来, 金炎. 中国财政支持农业产业化经营项目对农民收入增长影响的实证分析 [J]. 中国农村经济, 2007(12): 28-34.
- [7] 万伦来, 马娇娇, 朱湖根. 中国农业产业化经营组织模式与龙头企业技术效率——来自安徽农业综合开发产业化经营龙头企业的经验证据 [J]. 中国农村经济, 2010(10): 27-35.
- [8] 狄金华. 项目制中的配套机制及其实践逻辑 [J]. 开放时代, 2016(5): 113-129.
- [9] 刘丙申. 农业综合开发投资的公共品属性分析与对策 [J]. 中国农村经济, 2002(7): 45-50.
- [10] 陈家建, 张琼文, 胡俞. 项目制与政府间权责关系演变: 机制及其影响 [J]. 社会, 2015(5): 1-24.
- [11] 项仕安. 安徽农业综合开发产业化发展之路 [M]. 合肥: 安徽人民出版社, 2008: 143-258.
- [12] ALLCOTT H. Site selection bias in program evaluation [J]. The quarterly journal of economics, 2015(3): 1117-1165.
- [13] HODLER R, RASCHKY P A. Regional favoritism [J]. The quarterly journal of economics, 2014(2): 995-1033.
- [14] COHEN L, COVAL J, MALLOY C. Do powerful politicians cause corporate downsizing? [J]. Journal of political economy, 2011(6): 1015-1060.
- [15] KRAMON E, POSNER D N. Ethnic favoritism in education in kenya [J]. Quarterly journal of political science, 2016(1): 1-58.
- [16] 李书娟, 徐现祥. 身份认同与经济增长 [J]. 经济学(季刊), 2016(3): 941-962.
- [17] BETTINGER E P, FOX L, LOEB S, et al. Virtual classrooms: how online college courses affect student success [J]. American economic review, 2017(9): 2855-2875.
- [18] COMBES P P, DURANTON G, GOBILLON L. The costs of agglomeration: house and land prices in french cities [J]. The review of economic studies, 2019(4): 1556-1589.

(本文责编: 王延芳)