

农业领域政府和社会资本合作是否推动了 县域农业经济发展？

——基于多期倍差法的经验证据

鲍曙光

摘要：政府和社会资本合作是“十三五”时期重要的农业投融资模式。本文运用2000—2019年微观数据和宏观数据相结合的面板数据，使用多期倍差法，检验了农业领域政府和社会资本合作的县域农业经济发展效应及其作用机制。研究表明，农业领域政府和社会资本合作提高了县域农业经济发展水平。这一结论在进行实验组非随机分配检验、调整对照组、更换解释变量、调整实验组、考虑遗漏变量和经济社会环境延续性、采用PSM-DID方法后，仍然稳健。农业领域政府和社会资本合作具有长期经济增长效应，主要通过增加农业投资和优化制度环境两个渠道促进县域农业经济发展。相较于发达地区、低财力地区、农村金融市场不完善地区，农业领域政府和社会资本合作对农业发展的影响在欠发达地区、高财力地区和农村金融市场完善地区更显著。农业领域政府和社会资本合作对农业发展的影响也存在回报机制的异质性。

关键词：农业 政府和社会资本合作 县域 多期倍差法

中图分类号：F323.9 F812 **文献标识码：**A

一、引言

农业领域政府和社会资本合作（public-private partnership，简称“PPP”）是指通过政府与社会资本合作，发挥财政杠杆作用，引导社会资本积极参与农业农村公共服务项目的投资、建设、运营^①。农业领域PPP是“十三五”时期重要的农业投融资模式创新。2016年《关于推进农业领域政府和社会资本合作的指导意见》、2017年《关于深入推进农业领域政府和社会资本合作的实施意见》等一系列政策文件的印发，推动了农业领域PPP的快速发展，PPP也成为“十三五”期间金融和社会资本投入农业农村的重要方式。

PPP项目的绩效受到很多因素的影响，合适的风险分配、活跃的私人部门、稳定的政治支持和公

^①资料来源：《“农业领域PPP”模式》，http://www.moa.gov.cn/ztl/jrfwnyxdhgflt/sdms_a1012/201710/t20171012_5838739.htm。

众支持、透明的采购流程等因素是决定政府和社会资本合作成功与否的关键（Osei-Kyei and Chan, 2015）。相比于市政、交通运输等领域，农业领域的利益相关方更多且关系更加复杂；农业项目普遍建设周期长、投资规模大、比较效益不高，农业设施用地指标紧张，农业信贷困难。在农业基础设施建设中引入 PPP 模式，存在投资激励治理难题（唐祥来和杨娟娟，2012），面临更多挑战。这些原因导致农业领域 PPP 总体项目数量偏少，项目落地率较低，甚至出现了不少失败案例，形成了大量资金浪费。农业领域 PPP 项目实施面临配套环境不健全、不确定性成本较高等问题（赵勇智等，2019；严华东和丰景春，2020）。农业领域 PPP 项目是否能够有效推动县域农业经济发展仍存在一定疑问。从更宏观视角看，中国 PPP 总体进入规范发展的新阶段，推动其规范有序可持续发展、提升供给质量与效率成为主要发展方向。在这种背景下，评估农业领域 PPP 的政策效果，对于提高农业领域 PPP 项目效率和质量，完善相关政策及乡村振兴投融资体系具有重要意义。

随着理论和实践的不断演进，当前 PPP 研究的重点，已经从最初的概念、内涵和风险分析（刘薇，2015；贾康和孙洁，2009），发展到效率和绩效评价研究，绩效评价越来越成为 PPP 研究的热点。PPP 绩效评价研究主要从两个层面展开。大多数研究从微观层面基于 PPP 项目特点探索构建 PPP 项目绩效评价体系。例如，王泽彩和杨宝昆（2018）、Mohamad et al.（2018）分别探索提出了 PPP 项目绩效评价指标体系；佟庆远和高建（2018）则评估了中国情境下 PPP 模式对公共事业财务绩效的影响。也有少部分研究从经济社会效益这一更宏观的视角来分析政府和社会资本合作的政策宏观效果。例如，陈思霞和张冬连（2021）基于县级面板数据，评估发现产业新城 PPP 项目显著促进了县域经济增长；高震男和潘水洋（2020）分析发现，PPP 项目资产证券化带来了较为明显的 GDP 增长和居民消费水平提高；汪立鑫等（2019）研究了 PPP 对公共基础设施供给效率的影响，发现 PPP 项目的实施推动了中国基础设施供给效率的提升。

在农业农村领域，涉农 PPP 的相关研究并不多，且大部分研究都是定性分析，只有部分研究实证检验了农业领域 PPP 的效果。例如，黄江玉和曹富国（2019）基于贫困户调查问卷的研究发现，PPP 模式对贫困户生计发展策略、生计结果产生了显著的正向作用；杜焱强等（2018）在理论分析的基础上，基于全国六个案例，从效率、公平性和可持续性的角度，对农村环境治理 PPP 模式有效性进行了剖析，发现农村环境治理 PPP 模式在应对农村环境治理失灵的多重困局方面具有巨大潜力。

综合来看，当前相关学术研究有以下几点不足：一是农业领域 PPP 相关研究较少，目前还处于起步阶段，农业领域 PPP 对农业发展影响效果的评估仍有待丰富；二是农业领域 PPP 相关研究大多是基于实践总结的定性研究或者案例分析，缺乏基于大样本数据的科学合理的实证研究。鉴于此，本文基于 2000—2019 年县级数据，采用多期倍差法，实证检验农业领域 PPP 是否促进了县域农业经济增长。相比于已有文献，本文的主要边际贡献如下：一是在笔者掌握的文献中，尚未有研究实证评估中国农业领域 PPP 对农业经济增长的影响，本文基于县域面板数据实证分析 PPP 的农业经济增长效应，拓展了农业领域 PPP 的宏观效果评估研究；二是本文将微观层面的农业领域 PPP 项目信息和宏观层面的县域经济社会数据相结合，构建微观和宏观相结合的面板数据，基于此数据分析农业领域 PPP 对县域农业发展的影响，丰富了县域农业发展的相关研究；三是本文在评估农业领域 PPP 项目对县域农业经济

增长影响的基础上，检验了农业领域 PPP 对县域农业经济增长的影响机制，进一步丰富了相关研究。

二、政策背景与研究假说

（一）政策背景及发展现状

自党的十八届三中全会提出“允许社会资本通过特许经营等方式参与城市基础设施投资和运营”之后，财政部、发改委等部委先后印发《财政部关于推广运用政府和社会资本合作模式有关问题的通知》《关于开展政府和社会资本合作的指导意见》《基础设施和公用事业特许经营管理办法》《关于在公共服务领域推广政府和社会资本合作模式的指导意见》等一系列政策文件，推动中国 PPP 发展步入正轨。国家大力推广 PPP 模式，中国逐步成为全球影响力和规模最大的 PPP 市场。PPP 模式逐渐发展成熟，投资领域不断扩大，从最初的水务、交通等领域扩展到农业农村和节能环保等领域。

中国的农业领域 PPP 起步较晚，2016 年以后才逐渐成为热点。2017 年《中共中央 国务院关于深入推进农业供给侧结构性改革 加快培育农业农村发展新动能的若干意见》明确提出，推广政府和社会资本合作，撬动金融和社会资本更多投向农业农村。此后，有关部门先后印发《国务院办公厅关于创新农村基础设施投融资体制机制的指导意见》《财政部 农业部关于深入推进农业领域政府和社会资本合作的实施意见》等文件，推动农业领域 PPP 快速发展。根据《全国 PPP 综合信息平台管理库项目 2021 年半年报》，截至 2021 年上半年，527 个脱贫县已探索运用 PPP 模式支持脱贫攻坚和乡村振兴，占脱贫县总数的 63.3%，在库项目 1624 个，脱贫县累计投资已经达到 1.2 万亿元^①。PPP 有效支持了贫困地区的脱贫攻坚和乡村振兴。根据万德数据库数据，农业和林业 PPP 项目数由 2016 年 1 月的 84 个增加到 2020 年 12 月的 298 个，投资规模由 582 亿元增加到 3698 亿元，农业领域 PPP 快速发展。

（二）研究假说

PPP 模式从经济产出、就业等多方面对经济产生了积极的影响，有效推动了国家和地区经济增长。Linas and Asta (2013) 发现，在欧盟国家中，比利时、爱尔兰和英国的经济增长与 PPP 投资具有高度相关性。印度 PPP 模式则通过推动私人投资提高了效率，进而带动了经济增长 (Omdeep and Nibedita, 2010)。

基础设施是经济增长、生产力发展的前提条件和必要基础。Aschauer (1989)、廖茂林等 (2018) 先后测算了基础设施对经济增长的产出弹性，认为基础设施对经济增长有重要影响。张亦弛和代瑞熙 (2018) 实证研究发现，农业基础设施对农业经济发展有显著的正向影响。从中国的现状看，县域农业持续健康发展，但农业基础设施建设仍相对滞后，历史欠账、投入不足等原因导致农业基础设施成为制约农业现代化的瓶颈之一。农业领域 PPP 主要针对农业基础设施等公共服务项目，强化了农业基础设施建设，有利于推动农业经济发展。在农业领域 PPP 模式中，政府将传统上由公共部门提供的农业基础设施等开放给私人部门，推动了农业基础设施投融资体制改革和管理体制改革，金融和社会资本的不断引入成为农业经济发展的重要助推因素。PPP 模式可以有效吸引社会资本投资，缓解政府财

^①资料来源：《全国 PPP 综合信息平台管理库项目 2021 年半年报》，<https://www.cpppc.org/jb/1000863.jhtml>。

政支出压力，推动基础设施的多元投入（贾康和孙洁，2009）。PPP 模式具有范围经济和规模经济的特性，有利于降低公共服务供给成本。PPP 模式包含投资、建设和运营等环节，通过引入社会资本提升了基础设施运营管理水平，提高了基础设施供给效率。从全生命周期成本看，农业领域 PPP 节约了农业基础设施提供成本，实现了农业基础设施数量、质量和成本等方面的最优组合。农业领域 PPP 通过政府和社会资本合作的模式创新，发挥了市场机制的作用，降低了农业基础设施提供成本，提高了农业投资效率，有效改善了农业基础设施供给状况，从而推动了县域农业经济发展。

因此，本文提出第一个研究假说：农业领域 PPP 提高了县域农业经济发展水平。

农业领域 PPP 之所以能够推动县域农业经济发展，主要是通过要素和制度两个层面发挥作用。在要素层面，农业基础设施投资不足和建设滞后是限制中国农业经济发展的重要因素。受制于财政收入增速下滑和收支压力趋紧，政府短期内难以突破财政预算和财政收支平衡规则的束缚，大幅度提高对农业基础设施的投入。农业农村投融资体系难以满足农业农村现代化的需求，财政撬动金融民间资本力度不强，模式创新不足，农村金融服务体系仍不完善，民间资本参与农业农村投资效率不高（鲍曙光等，2021）。农业和农民自身的积累不足，农业整体风险大，比较效益低，这些都导致农业对金融和社会资本的吸引力相对不足。在政府支持相对有限以及农业对金融和社会资本吸引力不足的情况下，政府在很大程度上将 PPP 视作一种基础设施融资工具（Tan and Zhao，2019），为金融和社会资本提供一个相对规范的农业投融资渠道，有利于突破财政约束，适度超前推进农业基础设施建设。在农业领域 PPP 模式中，政府利用少部分财政资金，为金融和社会资本提供一个稳定的农业投资渠道，提升了金融和社会资本投资农业的积极性和主动性。PPP 项目将大量金融和社会资本引入到农业领域，有效解决了农业经济发展资金缺口及社会资本参与难等问题。政府引导激励金融和社会资本投入，推动农业多元化投入，直接增加了农业固定资产投资，能够带来产出和 GDP 增加，从而促进县域农业经济发展。

在制度层面，PPP 不仅是一种新融资模式，更体现了管理模式和社会治理机制的创新（贾康和孙洁，2009；刘薇，2015），能够提升资源配置效率和公共服务供给效率。PPP 模式的流程复杂，这要求政府增加财政透明度，加强公众问责，从而成为政府职能转变的催化剂。政府改变了过去“大包大揽”的做法，由基础设施的直接生产者和提供者转变为间接提供者，政府与社会资本成为平等的伙伴关系，各司其职，公开透明，有利于推动政府从管理型政府向服务型政府转变，提升农业投资效率。PPP 模式遵循市场化制度安排，对政府行为产生了约束，从而进一步理顺了政府与市场关系，优化了制度环境。根据《财政部 农业部关于深入推进农业领域政府和社会资本合作的实施意见》，农业领域 PPP 要“注重发挥市场在资源配置中的决定性作用，鼓励各类市场主体通过公开竞争性方式参与农业 PPP 项目合作，破除社会资本进入农业公共服务领域的隐性壁垒，营造规范有序的市场环境”^①。这就要求在农业领域 PPP 项目中，政府、社会资本、金融机构、村集体及农户等相关主体都必须遵守法治

^①参见《财政部 农业部关于深入推进农业领域政府和社会资本合作的实施意见》，http://www.gov.cn/xinwen/2017-06/07/content_5200693.htm。

环境下的“契约精神”，建立各个参与方平等协商的关系和机制，消除隐形壁垒，持续优化社会资本参与的市场环境。营商环境和市场化进程是中国经济增长的关键因素之一（樊纲等，2011；董志强等，2012）。农业领域 PPP 要求遵守市场规律，为社会资本等市场主体建立稳定预期，推进农业市场化进程，有利于为市场主体营造良好营商环境和公平、开放、高效的市场环境，从而对农业市场主体产生激励和促进作用。可见，农业领域 PPP 能够促进农业经济发展制度环境的优化，进而推动县域农业经济发展。

因此，本文提出第二个研究假说：农业领域 PPP 通过要素投入和制度环境两个渠道，推动县域农业经济发展。

三、研究设计

（一）数据来源

本文样本数据包括宏观县级经济数据和微观 PPP 项目信息数据。其中，宏观层面的县级经济数据来源于 2001—2014 年（历年）《中国区域经济统计年鉴》和 2015—2020 年（历年）《中国县域统计年鉴》，本文利用插值法对部分数据的缺失值进行了补充。PPP 项目信息数据通过网络爬虫从财政部政府和社会资本合作中心的全国 PPP 综合信息平台项目管理库^①获得。本文研究中用到的 PPP 项目信息数据包含项目地点、项目投资额、项目行业、项目实施时间、运作方式、回报机制、项目建设内容等。本文选择农业和林业行业 PPP 项目作为农业领域 PPP 项目。为匹配本文研究目标，本文删除了地级市及以上政府实施的农业领域 PPP 项目，仅保留县级政府实施的 PPP 项目。此外，本文还采用了县域土地财政出让收入变量，其数据来源于中国土地市场网^②，笔者根据网站公布的 2000 年至今的土地出让公告，通过网络爬虫方式获得 2000—2019 年县级政府所有的土地出让交易情况，进而将其中的土地出让收入微观数据加总到县级，获得县域分年度土地出让收入。

根据本文样本数据，2000—2019 年，全国一共实施了 149 个县级农业领域 PPP 项目。其中，云南、山东、江西、河南及贵州农业领域 PPP 项目数量较多。农业领域 PPP 项目运作方式最常见的是 BOT 方式，采用这一方式的项目占有所有农业领域 PPP 项目数的 83.2%；最常见的回报机制为可行性缺口补助，采用这一机制的项目占有所有农业领域 PPP 项目数的 65.8%。农业领域 PPP 项目平均拟合作年限为 22.66 年，最短为 10 年，最长为 30 年。本文将 PPP 项目数及投资额加总到县级单位，并与县域宏观数据匹配，形成 2000—2019 年县域非平衡面板数据。

（二）变量说明

1. 被解释变量。本文的被解释变量为第一产业增加值。考虑到数据可得性，本文以县（市、区）的第一产业增加值衡量县域农业经济发展，即农、林、牧、渔业在一定时期内创造的货物和服务价值扣除生产过程中投入的中间货物和服务价值所得到的增加值。为了消除价格变动因素的影响，本文以

^①全国 PPP 综合信息平台项目管理库网址：<https://www.cpppc.org:8082/inforpublic/homepage.html#/projectPublic>。

^②中国土地市场网网址：<https://www.landchina.com/publicDeal>。

2000 年为基期用 GDP 价格指数对第一产业增加值进行了平减。

2.解释变量。本文的核心解释变量为 PPP 项目实施。PPP 项目实施为虚拟变量，以县域是否实施了农业领域 PPP 项目衡量，即县域在实施农业领域 PPP 项目当年及以后年份赋值为 1，实施农业领域 PPP 项目前以及未实施过农业领域 PPP 项目赋值为 0。

3.控制变量。参考张学良（2012）的研究，本文选取的控制变量包括：农业机械总动力、户籍人口数、一般公共预算支出和年末金融机构贷款余额。

为了剔除异常值的影响，本文对被解释变量和控制变量均在 1%和 99%的水平上进行缩尾处理。同时，为减少多重共线性和在一定程度上消除量纲的影响，本文对被解释变量和控制变量取对数。

表 1 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	观测值	均值	标准差
第一产业增加值	县（市、区）第一产业增加值的对数（原单位：万元）	41335	11.74	1.24
PPP 项目实施	县域在实施农业领域 PPP 项目当年及以后年份赋值为 1，否则赋值为 0	41394	0.01	0.09
农业机械总动力	县（市、区）农业机械总动力的对数（原单位：万千瓦特）	41301	3.03	1.09
户籍人口数	县（市、区）户籍人口规模的对数（原单位：万人）	41339	3.53	0.93
一般公共预算支出	县（市、区）一般公共预算支出规模的对数（原单位：万元）	41339	12.37	1.53
年末金融机构贷款余额	县（市、区）年末金融机构贷款余额的对数（原单位：万元）	41283	11.34	1.28

（三）模型设定

由于不同县（市、区）实施农业领域 PPP 项目的时间存在差异，因此，本文使用多期倍差法检验农业领域 PPP 项目是否促进了县域农业经济发展。模型具体如下：

$$gdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times D_{it} + \sum_{k=1}^J \alpha_k \times X_{it} + \lambda_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中， gdp_{it} 为第一产业增加值， D_{it} 为 PPP 项目实施变量。 β_1 是核心估计系数，是本文关心的农业领域 PPP 的平均处理效应。 X_{it} 表示控制变量， α_k 表示控制变量的系数。为了控制县级层面的外生政策对县域经济产生的动态影响，本文还控制了截面固定效应（ λ_i ）和时间固定效应（ θ_t ）。为了剔除异方差和自相关的影响，本文采用县域层面聚类稳健标准误。

四、实证结果分析

（一）多期倍差法前提条件检验

使用多期倍差法估计的前提是具有平行趋势，即实施农业领域 PPP 项目之前，实验组与对照组的农业经济发展水平变化趋势基本一致。本文借鉴 Beck et al.（2010）的研究，进行平行趋势检验。根据图 1，农业领域 PPP 实施前 2 年到前 5 年的回归系数均不显著，这表明，两个组的农业经济发展水平在政策实施前的变化趋势无明显差异，满足平行趋势假设。

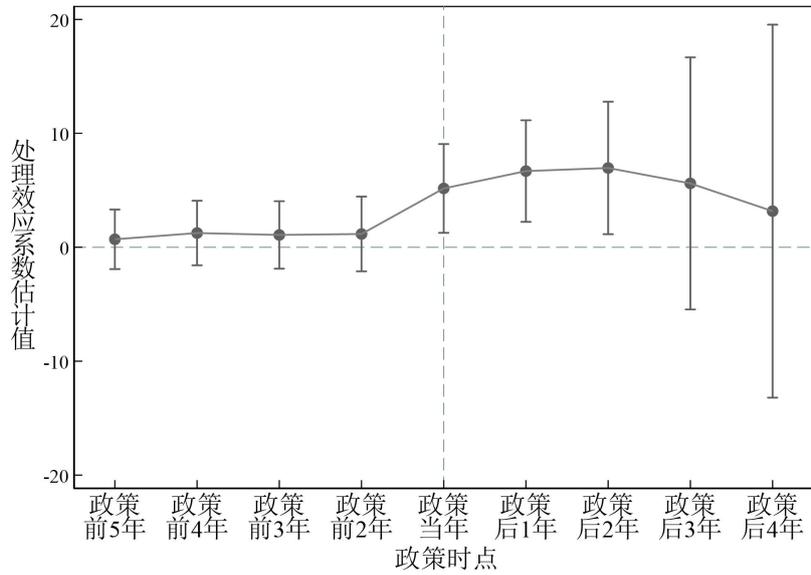


图1 平行趋势假设检验

(二) 基准回归结果

根据(1)式,本文评估了农业领域PPP对县域农业经济发展的影响,并通过逐步加入控制变量方法验证模型的稳健性,模型最终回归结果如表2所示。(1)列是未包含控制变量的回归结果,(2)~(5)列是逐步增加控制变量的回归结果,所有方程均考虑了个体固定效应和时间固定效应。在逐步增加控制变量的情况下,PPP项目实施变量均在1%的统计水平上显著,且系数为正,说明农业领域PPP提高了县域农业经济发展水平,第一个研究假说得证。在农业资金缺口较大和农业基础设施建设相对滞后的情况下,农业领域PPP成为引导金融和社会资本增加农业投入的重要手段和农业基础设施投融资创新模式,带动了农业投资增加和基础设施建设,从而推动了农业经济发展。农业领域PPP在补齐农村公共基础设施短板、提升公共服务质量、推动乡村振兴战略实施方面具有重要推动作用。其他控制变量结果与理论预期基本相符,本文不再一一赘述。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PPP项目实施	0.059*** (0.017)	0.061*** (0.016)	0.053*** (0.016)	0.057*** (0.016)	0.056*** (0.016)
农业机械总动力		0.225*** (0.007)	0.154*** (0.006)	0.137*** (0.005)	0.136*** (0.005)
户籍人口数			0.617*** (0.017)	0.536*** (0.017)	0.529*** (0.017)
一般公共预算支出				0.180*** (0.007)	0.172*** (0.007)
年末金融机构贷款余额					0.016***

农业领域政府与社会资本合作是否推动了县域农业经济发展？

					(0.004)
常数项	11.744*** (0.001)	11.063*** (0.021)	9.097*** (0.058)	7.390*** (0.082)	7.319*** (0.087)
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	41329	41298	41298	41298	41242
F 值	12.336	514.698	1000.262	978.610	780.091
R ²	0.958	0.962	0.965	0.967	0.967

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

为检验农业领域 PPP 的长期经济增长效应，本文替换被解释变量，将当年第一产业增加值替换为当年及滞后年份第一产业增加值的平均值，然后重新回归。为保障结果的稳健性，本文分别计算了当年及滞后 1 年、当年及滞后 2 年、当年及滞后 3 年、当年及滞后 4 年、当年及滞后 5 年的第一产业增加值的平均值。具体回归结果如表 3 所示。根据表 3，除（3）列外，其他列 PPP 项目实施变量均在 5%及以上的统计水平上显著，且系数为正，说明农业领域 PPP 有利于县域农业经济长期发展，进一步验证了第一个研究假说。同时，这一阶段的农业领域 PPP 项目都带有示范性，可能会带动其他主体增加对农业的投资。农业领域 PPP 不仅补足了地区公共基础设施建设的资金缺口，而且通过引入社会资本提升了 PPP 项目管理水平，为农业参与主体营造了良好的制度环境，持续地推动了农业经济发展。

表 3 农业领域 PPP 项目的长期经济增长效应

变量	2 期平均 (1)	3 期平均 (2)	4 期平均 (3)	5 期平均 (3)	6 期平均 (4)
PPP 项目实施	0.047** (0.021)	0.067** (0.027)	0.047 (0.029)	0.076** (0.032)	0.196*** (0.037)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体和时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	25636	17440	12233	8837	6267
F 值	431.257	220.651	97.658	66.024	32.287
R ²	0.970	0.972	0.973	0.975	0.976

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

（三）稳健性检验

1. 实验组非随机分配检验。倍差法的前提条件是实验组满足随机分布特征，但农业领域 PPP 项目的实施并不是随机的。本文在基准回归模型中增加一系列可能影响农业领域 PPP 项目选择的变量，以排除非随机分配因素对结果的干扰。一是借鉴陈思霞和张冬连（2021）的研究，构建地理位置虚拟变量，以体现县级单位是否与经济圈核心大城市在地理上毗邻。如果县级单位受省会城市管辖或隶属直辖市，则赋值为 1；否则，赋值为 0。二是加入县域农业领域 PPP 项目实施基年的第一产业增加值变量，以体现实施当年县级单位的农业经济发展水平。三是构建粮食主产区变量，反映县域农业发展特征。如果县级单位属于粮食主产区，则赋值为 1；否则，赋值为 0。四是加入县级单位的粮食总产量、

油料产量和肉类总产量 3 个指标，反映县域农业产业发展特征。本文在基准模型基础上控制了这些变量与时间趋势的交乘项，得到回归结果如表 4 的（1）列所示。根据（1）列结果，非随机选择实验组并不会影响本文基本结论，农业领域 PPP 促进了县域农业经济发展。

2.调整对照组。对照组选择同样会影响多期倍差法的回归结果。区和县（市）在职权、城镇化水平、农业发展所面临的环境和农业发展模式上均存在较大差异，因此，本文尝试删除所有区级样本，仅保留县（市）级样本，然后重新回归。回归结果如表 4 的（2）列所示，根据（2）列结果，调整对照组后，本文结论仍然稳健，农业领域 PPP 显著提升了县域农业经济发展水平。

3.更换解释变量。本文尝试将核心解释变量替换为县（市、区）实施农业领域 PPP 项目的次数，重新回归后得到结果如表 4 的（3）列所示。根据（3）列结果，更换解释变量后，本文结论仍然稳健，农业领域 PPP 提升了县域农业经济发展水平。

4.调整实验组。在 PPP 项目运行中，处于准备阶段和执行阶段的 PPP 项目未必能够落实融资并形成最终投资，因此，本文仅保留处于执行阶段的 PPP 项目样本，识别农业领域 PPP 对县域农业经济发展水平的影响。回归结果如表 4 的（4）列所示，调整实验组后，本文基本结论仍然成立。

5.考虑遗漏变量和经济社会环境的延续性。本文借鉴 Acemoglu et al.(2019)、陈思霞和张冬连(2021)的研究，在回归模型中引入被解释变量一期滞后项，以控制地区经济、社会环境等不可观测时变因素对回归结果的影响，具体结果如表 4 的（5）列所示。（5）列结果表明，控制了被解释变量滞后项后，PPP 项目实施变量仍然显著，且系数为正，农业领域 PPP 存在显著的农业经济增长效应。

表 4 稳健性检验结果

变量	实验组非随机分配 (1)	调整对照组 (2)	更换解释变量 (3)	调整实验组 (4)	增加被解释变量滞后项 (5)
PPP 项目实施	0.057* (0.034)	0.045*** (0.016)		0.064*** (0.018)	0.074*** (0.023)
农业领域 PPP 项目实施 次数			0.059*** (0.015)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体和时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	2333	37113	41242	41157	25489
F 值	30.446	642.378	780.510	774.016	4891.922
R ²	0.979	0.968	0.967	0.967	0.939

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

6.基于 PSM-DID 方法的稳健性检验。为进一步降低多期倍差法的估计偏误，本文利用 PSM-DID 方法进行稳健性检验。用 PSM-DID 估计需要检验共同支撑假设，即经验匹配后实验组和对照组的协变量是否变得平衡。本文分别采用卡尺最近邻匹配和核匹配方法，检验农业领域 PPP 对县域农业经济发展的影响。共同支撑假设检验结果如表 5 所示，从各协变量的检验结果看，无论是采取卡尺最近邻匹配方法还是核匹配方法，匹配后所有协变量均不存在系统性差异，说明本文使用 PSM-DID 方法是

合理的。

表 5 共同支撑假设检验结果

变量	卡尺最近邻匹配			核匹配		
	标准化偏差	t 值	p 值	标准化偏差	t 值	p 值
农业机械总动力	0.1	0.05	0.957	0.9	0.35	0.729
户籍人口数	1.7	0.71	0.475	-0.1	-0.06	0.954
年末金融机构贷款余额	3.2	1.22	0.223	2.7	1.12	0.261
一般公共预算支出	1.5	0.56	0.578	1.4	0.53	0.596

本文借鉴李青原和肖泽华（2020）的研究，分别使用匹配成功的样本、满足共同支撑假说的样本进行回归，以及在考虑样本权重的情况下对全样本进行加权回归，以在一定程度上缓解基准回归中存在的选择偏差问题，得到回归结果如表 6 所示。根据表 6，采用 PSM-DID 方法估计所得到的结果与表 2 结果基本一致，核心解释变量在 5% 及以上的统计水平上显著，且系数为正，表明农业领域 PPP 有利于推动县域农业经济发展。

表 6 PSM-DID 方法稳健性检验结果

变量	卡尺最近邻匹配 (k=2)			核匹配		
	匹配成功样本 (1)	共同支撑样本 (2)	加权回归 (3)	匹配成功样本 (4)	共同支撑样本 (5)	加权回归 (6)
PPP 项目实施	0.049*** (0.019)	0.071*** (0.016)	0.045** (0.019)	0.042** (0.021)	0.056*** (0.016)	0.041** (0.021)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体和时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	6715	40985	6715	4766	40873	4766
F 值	172.915	762.866	177.852	205.825	815.341	203.813
R ²	0.965	0.966	0.964	0.965	0.966	0.966

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

（四）影响机制检验

根据上述分析，农业领域 PPP 主要通过要素投入和制度环境两个渠道影响县域农业经济发展。本文采用中介效应模型分析农业领域 PPP 影响县域农业经济发展的机制。要素投入中介变量以县域固定资产投资规模衡量，代表农业领域 PPP 带来的农业投资增加。制度环境中介变量以制度环境得分衡量，将该指标定义为 1 减去政府支出与地区生产总值的比值（王小鲁等，2019）。制度环境得分数值越大，代表这一地区资源市场化配置程度越高，越有利于为农业市场主体提供良好的营商环境和相对公平透明的市场环境。参照阮荣平等（2014）的研究，首先，以第一产业增加值作为被解释变量，以县域固定资产投资规模和制度环境得分为核心解释变量进行回归，分析中介变量对县域农业经济增长的影响；其次，以县域固定资产投资规模和制度环境得分为被解释变量，以 PPP 项目实施变量为核心解释变量进行回归，检验农业领域 PPP 对中介变量的作用。中介效应模型回归结果如表 7 所示。

根据表 7（1）列结果，县域固定资产投资规模和制度环境得分都对第一产业增加值有显著的促进作用。固定资产投资代表资本要素对经济增长的影响，在农业投资不足的情况下，增加固定资产投资能够推动农业经济增长。制度环境得分则代表政府与市场关系，良好的政府与市场关系有利于约束政府不当干预、腐败和不当的公共决策，为农业市场主体提供良好的制度环境和稳定预期，同样促进了县域农业经济发展。

根据表 7（2）列结果，PPP 项目实施变量在 1% 的统计水平上显著，且系数为正，说明农业领域 PPP 有利于理顺政府与市场关系，完善市场经济环境。PPP 模式是一种政府与社会资本之间长期的新型合作机制，政府与社会资本是平等的伙伴关系。农业领域 PPP 打破了传统公共产品和服务的“单中心”供给模式，实现了政府、市场、社会的协调互动，推动政府转型和市场机制完善，为农业市场主体建立稳定预期和良好制度环境，从而有利于县域农业经济发展。

根据表 7（3）列结果，PPP 项目实施变量在 1% 统计水平上显著，且系数为正，说明农业领域 PPP 增加了县域固定资产投资。根据本文数据，农业领域 PPP 项目投资规模的均值为 88035 万元，相当于县域第一产业增加值均值 229567 万元的 38.3%。PPP 项目投资规模较大，可在短时间内大幅增加一个地区的农业投资规模，带动金融和社会资本对农业的投入，对推动县域农业发展起到立竿见影的作用。

综上所述，农业领域 PPP 推动了农业固定资产投资的增加和地区制度环境的优化，进而推动了第一产业增加值的增加，促进了县域农业经济发展，第二个研究假说得证。

表 7 中介效应模型回归结果

变量	第一产业增加值 (1)	制度环境得分 (2)	固定资产投资规模 (3)
制度环境得分	1.037*** (0.037)		
县域固定资产投资规模	0.057*** (0.006)		
PPP 项目实施		0.019*** (0.003)	0.099*** (0.017)
控制变量	已控制	已控制	已控制
个体和时间固定效应	已控制	已控制	已控制
样本量	28121	28131	41192
F 值	6072.935	766.762	114.609
R ²	0.849	0.705	0.945

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10% 的显著性水平，括号内为稳健标准误。

（五）异质性检验

1. 区分经济发展水平。农业领域 PPP 项目通常资金规模较大，当前实施的农业领域 PPP 项目大多能为县域农业经济发展提供示范和引导，对于经济欠发达地区加大公共服务供给、补齐基础设施等发展短板意义重大。因此，本文依据地区生产总值中位数，将样本划分为发达地区和欠发达地区，分两

组分别回归。其中，地区生产总值高于中位数的县级单位定义为发达地区，反之则定义为欠发达地区。回归结果如表 8 的（1）和（2）列所示。根据（1）和（2）列结果，农业领域 PPP 对欠发达地区农业经济发展具有显著作用，对发达地区的作用不显著。相较于发达地区，欠发达地区农业发展面临的资金约束更加严重，因而农业领域 PPP 对欠发达地区农业发展的作用更加显著。

2. 区分财力水平。PPP 模式成功的一个基本前提是政府的合理支持，政府补偿机制对 PPP 项目绩效存在显著的激励作用（An et al., 2018）。农业具有弱质性和不稳定性，农业领域 PPP 项目对地方补贴和地方财力支持的依赖程度较高，这就对地方政府财力提出了较高要求。本文依据县域人均财政收入^①中位数，将样本划分为高财力地区和低财力地区分别回归。其中，人均财政收入高于中位数的县级单位定义为高财力地区，反之则定义为低财力地区。回归结果如表 8 的（3）和（4）列所示。根据（3）和（4）列结果，农业领域 PPP 对高财力地区农业经济发展的影响显著，对低财力地区农业经济发展的影响不显著。农业领域 PPP 项目普遍资金规模较大，对地方财力要求较高，因而财力更加充足的地区更有可能为农业领域 PPP 项目提供足够的财力支持，从而使高财力地区的农业领域 PPP 发挥更显著的效果。结合前面区分经济发展水平的分析可知，农业领域 PPP 发展存在一定“矛盾”：农业领域 PPP 项目在欠发达地区的效果更加显著，但其效果发挥却依赖于地方财力保障，欠发达地区面临更大的财政支出压力和财力约束，从而抑制了农业领域 PPP 农业经济增长效应的发挥。

3. 区分农村金融市场环境。良好的金融生态环境是 PPP 项目运作成功的关键（陈华和王晓，2018）。本文依据北京大学数字普惠金融指数的中位数，将样本划分为农村金融市场完善地区和不完善地区分别回归。其中，数字普惠金融指数高于中位数的县级单位定义为农村金融市场完善地区，反之则定义为不完善地区。回归结果如表 8 的（5）和（6）列所示。根据回归结果，农业领域 PPP 的积极效应在农村金融市场完善地区的作用显著，在农村金融市场不完善地区不显著。可见，农业领域 PPP 农业经济增长效应的发挥在很大程度上受到农村金融市场环境的影响。

4. 区分 PPP 回报机制。农业领域 PPP 项目回报机制分为使用者付费、可行性缺口补助、政府付费 3 种。其中，使用者付费是一种更加市场化的 PPP 运行模式，政府付费的 PPP 更加依赖政府的支持。本文分别基于使用者付费子样本和政府付费子样本进行回归，分析不同回报机制农业领域 PPP 对县域农业经济发展的影响，结果如表 8 的（7）和（8）列所示。根据回归结果，两种回报机制下的核心解释变量的系数都显著，且符号为正。使用者付费机制下 PPP 项目实施变量的系数大于政府付费机制下 PPP 项目实施变量的系数，说明市场化程度更高的农业领域 PPP 项目的农业经济增长效应更大。

表 8 异质性分析结果

变量	发达地区	欠发达地区	高财力地区	低财力地区	金融市场完善地区	金融市场不完善地区	使用者付费机制	政府付费机制
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
PPP 项目实施	0.009 (0.017)	0.113*** (0.026)	0.151*** (0.026)	0.000 (0.018)	0.055*** (0.019)	-0.018 (0.028)	0.066*** (0.020)	0.060*** (0.020)

^①财政收入为县域一般公共预算收入和土地出让收入之和。

农业领域政府与社会资本合作是否推动了县域农业经济发展？

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体和时间	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	20546	20587	27155	13995	35418	5524	41125	41114
F 值	217.264	76.198	301.622	239.973	573.749	13.963	774.605	773.147
R ²	0.958	0.962	0.967	0.952	0.967	0.981	0.967	0.967

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

五、研究结论与启示

政府和社会资本合作是“十三五”时期重要的农业投融资模式。本文将微观层面的农业领域 PPP 项目信息数据和宏观层面 2000—2019 年的县域经济社会数据相结合，构建微观和宏观相结合的面板数据，使用多期倍差法，检验了农业领域 PPP 的县域农业经济增长效应及其作用机制。研究表明，农业领域 PPP 提高了县域农业经济发展水平。在进行实验组非随机分配检验、调整对照组、更换解释变量、调整实验组、考虑遗漏变量和经济社会环境的延续性、采用 PSM-DID 方法后，这一结论仍然稳健。农业领域 PPP 具有长期经济增长效应，主要通过增加要素投入和优化制度环境两个渠道促进县域农业经济发展。相较于对发达地区的影响，农业领域 PPP 对欠发达地区农业经济发展的促进作用更加显著；地方财力对农业领域 PPP 的绩效存在显著影响，高财力地区农业领域 PPP 的农业经济增长效应更显著；相较于农村金融市场不完善地区，农村金融市场完善地区的农业领域 PPP 政策效果更显著；相较于政府付费机制，市场化回报机制下农业领域 PPP 效率更高。

本文研究主要可以得出以下几点启示：一是农业领域 PPP 能够有效推动县域农业经济发展，因此需要重视 PPP 模式在农业领域的创新和应用。应结合乡村振兴、共同富裕战略，推动农业领域 PPP 与政府转移支付、专项债等相结合。二是在推进农业领域 PPP 发展过程中，应考虑地区发展水平差异，因地制宜。要加大对欠发达地区农业领域 PPP 项目的政策支持力度，在资金、土地等方面给予优惠政策，通过 PPP 模式推动欠发达地区农业经济发展。三是健全相关法律法规，推进政府职能转变和农村要素市场改革，为农业领域 PPP 发展提供良好的政策和制度环境。

参考文献

1. 鲍曙光、杜志雄、冯兴元，2021：《“十四五”时期农业农村现代化投融资形势与财金协同机制建设》，《学术界》第 5 期，第 24-34 页。
2. 陈华、王晓，2018：《中国 PPP 融资模式存在问题及路径优化研究》，《宏观经济研究》第 3 期，第 81-88 页。
3. 陈思霞、张冬连，2021：《产业新城 PPP 项目与县域经济增长》，《财贸经济》第 4 期，第 37-52 页。
4. 董志强、魏下海、汤灿晴，2012：《制度软环境与经济发展——基于 30 个大城市营商环境的经验研究》，《管理世界》第 4 期，第 9-20 页。
5. 杜焱强、刘平养、吴娜伟，2018：《政府和社会资本合作会成为中国农村环境治理的新模式吗？——基于全国若干案例的现实检验》，《中国农村经济》第 12 期，第 67-82 页。

- 6.樊纲、王小鲁、马光荣, 2011: 《中国市场化进程对经济增长的贡献》, 《经济研究》第9期, 第4-16页。
- 7.高震男、潘水洋, 2020: 《PPP项目资产证券化对宏观经济的影响》, 《兰州学刊》第2期, 第110-120页。
- 8.黄江玉、曹富国, 2019: 《我国PPP模式的减贫效应研究: 基于可持续生计理论》, 《财政研究》第11期, 第102-114页。
- 9.贾康、孙洁, 2009: 《公私伙伴关系(PPP)的概念、起源、特征与功能》, 《财政研究》第10期, 第2-10页。
- 10.李青原、肖泽华, 2020: 《异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据》, 《经济研究》第9期, 第192-208页。
- 11.廖茂林、许召元、胡翠、喻崇武, 2018: 《基础设施投资是否还能促进经济增长? ——基于1994~2016年省际面板数据的实证检验》, 《管理世界》第5期, 第63-73页。
- 12.刘薇, 2015: 《PPP模式理论阐释及其现实例证》, 《改革》第1期, 第78-89页。
- 13.阮荣平、郑风田、刘力, 2014: 《信仰的力量: 宗教有利于创业吗? 》, 《经济研究》第3期, 第171-184页。
- 14.唐祥来、杨娟娟, 2012: 《农业基础设施建设PPP模式的投资激励决策机制》, 《农业技术经济》第10期, 第112-119页。
- 15.佟庆远、高建, 2018: 《PPP模式影响公共事业财务绩效的实证研究》, 《技术经济》第5期, 第124-131页。
- 16.汪立鑫、左川、李苍祺, 2019: 《PPP项目是否提升了基础设施的产出效率? 》, 《财政研究》第1期, 第90-102页。
- 17.王小鲁、樊纲、胡李鹏, 2019: 《中国分省份市场化指数报告(2018)》, 北京: 社会科学文献出版社, 第45-58页。
- 18.王泽彩、杨宝昆, 2018: 《中国政府与社会资本合作(PPP)项目绩效目标与绩效指标体系的构建》, 《财政科学》第11期, 第9-20页。
- 19.严华东、丰景春, 2020: 《乡村振兴背景下我国农业农村领域PPP模式的适用范围、交易设计及政策建议》, 《农村经济》第2期, 第14-22页。
- 20.张学良, 2012: 《中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应》, 《中国社会科学》第3期, 第60-77页、第206页。
- 21.张亦弛、代瑞熙, 2018: 《农村基础设施对农业经济增长的影响——基于全国省级面板数据的实证分析》, 《农业技术经济》第3期, 第90-99页。
- 22.赵勇智、李建平、李俊杰、李文娟、陈凡、王牧野、梁晨, 2019: 《农业项目运用PPP模式的困境及对策研究》, 《中国农业资源与区划》第9期, 第212-217页。
- 23.Acemoglu, D., S. Naidu, P. Restrepo, and J. A. Robinson, 2019, "Democracy Does Cause Growth", *Journal of Political Economy*, 127(1): 47-100.
- 24.An, X. W., H. M. Li, L. Y. Wang, Z. F. Wang, J. Y. Ding, and Y. C. Cao, 2018, "Compensation Mechanism for Urban Water Environment Treatment PPP Project in China", *Journal of Cleaner Production*, 201: 246-253.
- 25.Aschauer, D. A., 1989, "Is Public Expenditure Productive?", *Journal of Monetary Economics*, 23(2): 177-200.
- 26.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, "Big Bad Banks: The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States", *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- 27.Linas, J., and V. Asta, 2013, "The Relation between Economic Growth and Public-Private Partnership Market Development

in the Countries of the European Union”, *Economics and Management*, 18(2): 226-236.

28.Mohamad, R., S. Ismail, and J. M. Said, 2018, “Performance Indicators for Public Private Partnership (PPP) Projects in Malaysia”, *Journal of Economic and Administrative Sciences*, 34(2): 137-152.

29.Omdeep, G., and B. Nibedita, 2010, “Public Private Partnership: Indian Economy”, *SCMS Journal of Indian Management*, 23(3): 44-53.

30.Osei-Kyei, R, and A. Chan, 2015, “Review of Studies on the Critical Success Factors for Public-Private Partnership (PPP) Projects from 1990 to 2013”, *International Journal of Project Management*, 33(6): 1335-1346.

31.Tan, J., and J. Z. Zhao, 2019, “The Rise of Public-Private Partnerships in China: An Effective Financing Approach for Infrastructure Investment?”, *Public Administration Review*, 79(4): 514-518.

(作者单位：中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑：胡 祎)

Does Public Private Partnership in Agriculture Promote the Development of County Agricultural Economy? Empirical Evidence Based on Multi-period DID Method

BAO Shuguang

Abstract: Public Private Partnership (PPP) in agriculture is an important innovation of agricultural investment and financing mode during the 13th Five Year Plan period. By using the panel data of the combination of micro data and macro data from 2000 to 2019, and using the multi-period DID model, this article examines the development effect and mechanism of Public Private Partnership in agriculture on county agricultural economic development. This conclusion is robust after the non-random allocation tests of experimental group, adjustment of control group, replacement of explanatory variables, adjustment of experimental group, consideration of missing variables and the continuity of economic and social environment, and the application of PSM-DID method. Public Private Partnership in agriculture has a long-term economic growth effect, which mainly promotes the development of county agricultural economy by increasing agricultural investment and optimizing regional institutional environment. Compared with developed areas, areas with low financial resources and areas with imperfect rural financial markets, the impact of Public Private Partnership in agriculture is more significant in underdeveloped areas, areas with high financial resources and areas with perfect rural financial markets. The impact of Public Private Partnership in agriculture also has heterogeneity of return mechanism.

Keywords: Agriculture; Public Private Partnership; County; Multi-period DID