

财政转移支付与农业新质生产力发展

刘展豪, 李琳, 庞国光, 郭东

(湖南大学 经济与贸易学院, 湖南 长沙 410079)

摘要: 农业大县财政困境与隐性利益流失削弱了地方政府发展农业的积极性, 是制约农业新质生产力发展的关键因素。作为典型的定向激励机制, 产粮大县奖励政策通过财政转移支付缓解地方财政压力, 其能否促进农业新质生产力发展仍待检验。文章构建群聚—双重差分(Bunching-DID)模型, 利用政策入围门槛作为制度断点, 识别该政策对策略型产粮大县与典型产粮大县农业新质生产力的影响。研究发现: 第一, 产粮大县奖励政策有效增强了县级政府农业发展意愿, 在政策入围门槛右侧形成显著的群聚现象; 第二, 产粮大县奖励政策显著促进了策略型产粮大县农业新质生产力的提高, 其效应主要通过扩大农业社会化服务供给与优化资源配置实现; 第三, 奖励政策对策略型产粮大县农业新质生产力的激励效应因财政状况与产业禀赋而异, 并且存在政策响应意愿与激励效果的错位问题; 第四, 典型产粮大县倾向于将奖励资金投入工业与城市部门, 这导致政策效应不显著, 而农业绩效考核的完善为政策发挥效果提供制度支撑。文章的研究有助于厘清地方政府对涉农财政转移支付的响应意愿与资金配置情况, 为中央政府进一步完善农业定向激励机制、激发农业新质生产力的内生动力提供微观证据。

关键词: 产粮大县奖励政策; 财政转移支付; 农业新质生产力; 群聚—双重差分模型

中图分类号: F812; F323 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2026)08-0124-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20260611.401

一、引言

农业新质生产力作为农业革新方向之一, 是实现从“大国小农”向“大国强农”历史性跨越的重要抓手(罗必良和耿鹏鹏, 2024)。2024 年, 中央农村工作会议指出要发展农业新质生产力; 2025 年, 中央一号文件提出“以科技创新引领先进生产要素集聚, 因地制宜发展农业新质生产力”; 2026 年, 中央一号文件进一步明确“拓展无人机、物联网、机器人等应用场景, 加快农业生物制造关键技术创新”。这表明发展农业新质生产力已成为推进农业强国建设的关键举措。县域是农业生产的基本单元, 承载了我国绝大部分的耕地和农业人口。这决定了县域既是国家粮食安全的“压舱石”, 更是农业现代化转型和发展农业新质生产力的“主阵地”(彭凌志和赵敏娟, 2024)。

然而, 县域发展农业新质生产力普遍面临财政约束问题。农业新质生产力以科技创新驱动要素升级和组合优化为核心, 其发展应在技术推广、装备更新和经营主体培育等方面持续投入。

收稿日期: 2026-02-11

基金项目: 国家社会科学基金后期资助项目(24FJLB020)

作者简介: 刘展豪(1999—), 男, 山东德州人, 湖南大学经济与贸易学院博士研究生;

李琳(1965—)(通讯作者), 女, 湖南娄底人, 湖南大学经济与贸易学院教授, 博士生导师;

庞国光(1997—), 男, 山东济宁人, 湖南大学经济与贸易学院博士研究生;

郭东(1995—), 男, 河南驻马店人, 湖南大学经济与贸易学院博士研究生。

但农业因“非税性”等特点，其对财政收入及经济增长的直接贡献可能比较有限，众多县域陷入“农业大县、经济弱县、财政穷县”的困境(高鸣和魏佳朔, 2021)。同时，在经济增长“强考核”与农业生产“弱激励”的背景下，工业和城建项目可能优先获得资源，这使得农业投入被进一步挤压，削弱了传统要素升级与新质要素培育的物质支撑(龚斌磊等, 2023; 杨义武和林万龙, 2024)。因此，如何通过制度设计激发县级政府“重农抓粮”的内生动力是发展县域农业新质生产力的重要议题。

针对农业发展内生动力不足的问题，中央通过财政制度强化地方粮食生产激励，产粮大县奖励政策是其代表性的制度安排。该政策通过对达标县域给予财政奖励，使地方财力与粮食生产责任挂钩。自2005年以来，奖励资金总量由55亿元增至2024年的571亿元，年均增速约为13.11%，显著高于同期一般公共预算收入增速，已成为中央激励地方农业生产的重要方式(赵和楠等, 2024)。从理论上讲，政策可提高地方发展农业的边际收益，为农业新质生产力培育提供支撑。然而，这一激励效应可能因“路径替代”与“用途偏离”而弱化：在路径替代方面，粮食增产既可依靠传统要素追加实现，也可借助科技赋能与要素优化配置推动。依靠传统要素的方法成本低、见效快，却受耕地约束与边际报酬递减制约；借助科技赋能与要素优化配置能形成稳定产能，却投资大、周期长，对地方发展基础与治理能力提出更高要求。在用途方面，奖励资金属于一般性转移支付，由地方自主支配。长期稳定获奖的县域是否将资金配置于回报更高的非农部门，与政策能否真正“用之于农”密切相关。在加快培育农业新质生产力的新形势下，对该政策的考察必须关注其“路径选择”与“资金流向”。因此，本文聚焦三个核心问题：第一，县级政府是否围绕产量门槛进行策略型增产？第二，当达标任务由短期增产转向持续稳定产量时，跨越门槛的县域是否会发展农业新质生产力？第三，稳定获奖县域是否将奖励资金用于农业？

相关文献主要包含两类：第一类聚焦农业新质生产力的理论内涵、统计测度与影响因素。从理论内涵上看，农业新质生产力是以科技创新为主导，以农业要素品质跃升与优化重组为基础，通过颠覆性技术创新、制度变革等形式推动传统农业向集约化、绿色化、智能化转型的先进生产力(陈卫强, 2024; 罗必良和耿鹏鹏, 2024; 张海鹏和王智晨, 2024)。测度方法主要有两类：一是基于生产力三要素或“高科技、高效能、高质量”三大特征构建综合指标体系(李彩平和张守夫, 2024; 高静等, 2025)；二是新质生产力是以全要素生产率大幅提升为核心，因此使用全要素生产率表示农业新质生产力(龚斌磊和袁菱苒, 2024)。关于影响因素，现有研究剖析了人工智能、数字乡村、人口老龄化、技术创新等因素对农业新质生产力的影响(黄惠春和王雅婧, 2025; 黄先海等, 2025; 王力等, 2025)。

另一类研究关注产粮大县奖励政策的有效性，但学术界尚未达成共识。一方面，部分研究发现，产粮大县奖励政策能强化地方政府的粮食生产激励，缓解农业收益外溢造成的激励不足，进而促进粮食增产(赵和楠和侯石安, 2021; 罗斯炫和张俊飏, 2024)。另一方面，部分研究指出，经济增长考核可能促使地方将涉农奖励资金配置于非农部门，导致中央粮食生产目标与地方资源配置偏好难以相容，进而削弱政策效果(龚斌磊等, 2023; 王志娜等, 2025)。还有研究发现部分县域可能虚报粮食产量以获取财政奖励，这进一步影响了政策激励的有效性(Zhang等, 2020)。上述分歧可能是研究视角和方法的局限所导致的。就研究视角而言，现有文献多以粮食产量评价政策效应，主要关注“是否增产”，却较少追问“如何增产”。然而，相同增产结果可能对应传统要素追加与新质要素培育等不同路径，反映地方政府差异化的资源配置逻辑。仅以产量论效应，既难以揭示政策机制，也不足以支撑涉农财政激励制度优化。就研究方法而言，既有研究多将县域视为政策的被动接受者，较少考虑地方政府围绕入围门槛的策略性响应。然而，

门槛附近县域与长期高于门槛的县域面临不同激励强度和资源配置约束。现有研究多采用双重差分(DID)与断点回归(RDD)识别政策效应(Zhang 等, 2020; 伍骏骞和张星民, 2023; 王志娜等, 2025), 但忽视门槛附近的策略性响应可能会导致内生性问题, 进而产生估计偏误。

综上所述, 已有研究围绕产粮大县奖励政策和农业新质生产力展开了探讨, 但仍存在以下不足: 第一, 关于农业新质生产力的研究多侧重概念阐释和指标测度, 较少从县域层面揭示财政约束与政府行为如何塑造其发展动力, 因而难以解释财政转移支付的制度作用; 第二, 产粮大县奖励政策的研究主要考察粮食增产效应, 对增产路径及农业生产方式转变关注不足, 因而难以全面评估政策效能; 第三, 既有研究没有将政策门槛激励、地方政府策略性响应与奖励资金一般性转移支付属性纳入统一分析框架, 因而难以解释不同类型产粮大县在响应意愿、资金用途和政策效果上的差异问题。

基于此, 本文以产粮大县奖励政策为研究对象, 并针对政策门槛导致的县域自选择问题构建群聚-双重差分(Bunching-DID)模型来识别政策效应。研究发现: 第一, 奖励政策有效增强了县级政府农业发展意愿, 在入围门槛右侧形成显著群聚现象; 第二, 政策通过扩大农业社会化服务供给与优化资源配置, 激励策略型产粮大县发展农业新质生产力; 第三, 激励效应因财政状况与产业禀赋而异, 并存在政策响应意愿与激励效果的错位问题; 第四, 典型产粮大县倾向于将奖励资金投入工业与城市部门, 导致政策效应不显著, 而农业绩效考核的完善能缓解奖励资金投入非农行业的问题, 为政策发挥效果提供制度支撑。

相较于既有研究, 本文的边际贡献在于以下三点: 第一, 将产粮大县奖励政策的评价视角从“产量变化”拓展至“生产方式转型”。本文在发展农业新质生产力框架下重新审视产粮大县奖励政策, 考察其能否推动县域农业转向技术赋能、服务支撑和要素优化路径, 为理解财政激励如何促进农业新质生产力发展提供经验证据。第二, 将地方政府围绕门槛激励的策略性响应纳入识别框架。本文利用 Bunching 方法识别县级政府围绕入围门槛的行为响应, 并区分策略型与典型产粮大县, 进而采用 Bunching-DID 估计政策对两类县域的差异化影响, 为评估门槛型激励政策的效应提供识别思路。第三, 揭示奖励资金可能投入非农行业的问题。本文基于奖励资金可统筹使用的特点, 考察不同类型产粮大县中的资金配置, 发现典型产粮大县存在资金投入非农行业的问题, 并进一步检验农业绩效考核的纠偏作用, 为完善涉农财政激励制度和提高资金使用效率提供政策依据。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

农业生产周期长、波动大, 农业绩效考核具有滞后、弹性的特征, 这使得县级政府发展农业的机会成本较高。中央既要求农业大县补齐经济短板, 又赋予其农业生产重任, 这是 1998 年至 2003 年粮食产量与粮食播种面积持续下滑的原因之一(龚斌磊等, 2023)。因此, 应为县级政府提供与其粮食生产责任相匹配的财权, 从而有助于城乡、工农协调发展(魏后凯等, 2024; 杨义武和林万龙, 2024)。在此背景下, 财政部于 2005 年出台《中央财政对产粮大县奖励办法》, 该政策旨在缓解农业生产成本与收益不对等问题, 以调动农业生产积极性。近年来, 该政策虽经相关部门不断完善, 但其整体框架、入围条件与奖励机制基本不变。

本文关注常规产粮大县奖励政策。该政策的制度特征可从入围条件、考核规则、资金分配与资金使用四个方面来理解。第一, 入围条件遵循“测算到县”的原则, 依据粮食产量、商品量设置双重入围条件: 一是近五年平均粮食产量大于 4 亿斤且粮食商品量大于 1000 万斤的县级

行政单位；二是未达到上述标准，但在主产区粮食产量或商品量列前 15 位，在非主产区列前 5 位的县级行政单位。现实中，4 亿斤产量是该政策的考察重点，因为该产量水平下粮食商品量易达到 1000 万斤（Zhang 等，2020）。第二，实行“三年周期+动态调整”规则，即奖励入围县 3 年内不变，遵循“谁滑坡，谁退出；谁增产，谁进入”的原则。该设计旨在抑制地方短期增产行为。由于评估时点无法预知，县级人民政府会维持年产量稳定在 20 万吨以上（罗斯炫和张俊飏，2024）。第三，奖励资金按“因素法”进行分配。该方法以粮食商品量、产量、播种面积及绩效评价情况为分配因素，重点向财力薄弱的传统农业大省倾斜。第四，奖励资金按照“拨付到县”原则，由中央财政全额拨付到县，并按照一般性转移支付的性质由县级人民政府统筹安排、灵活使用。

（二）理论分析

1. 产粮大县奖励政策下的群聚现象

财政转移支付是县域重要的财力来源，因此县级政府具有向上争取资金的动机。产粮大县奖励政策将财政奖励与粮食产量挂钩，这使得粮食产量位于门槛附近的县域面临明显的“边际跳跃”激励，具体如图 1 所示。门槛左侧的县域将权衡粮食增产的成本与收益，决定是否调整既有资源配置以实现增产达标。其中，达标成本包含直接农业投入及“挤占”教育、医疗等公共服务资源的机会成本；达标收益包含财政奖励。若收益大于成本，则县级政府有意愿响应政策，增加粮食产量。若无政策激励，粮食产量分布应是连续的。在政策激励下，门槛左侧的部分县域将进行增产以达标，这将导致粮食产量在入围条件左侧出现密度缺口，右侧形成显著群聚的非连续分布。因此，本文提出以下假说：

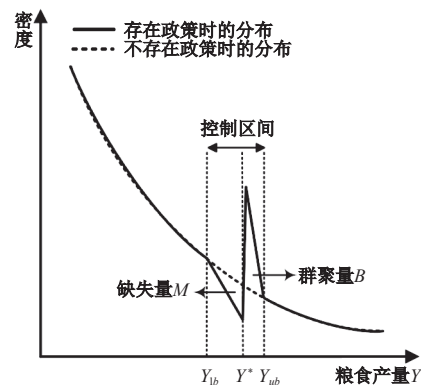


图 1 反事实框架下的群聚现象识别

假说 1：产粮大县奖励政策导致县域粮食产量在入围门槛右侧形成群聚现象。

2. 基于群聚行为的产粮大县类型划分

上述分析表明，门槛右侧的产粮大县并不相同，本文根据县域粮食产量与入围门槛的相对位置将产粮大县划分为两类：第一类为策略型产粮大县，即原本位于门槛左侧、在政策激励下通过主动增产而达标获奖的县域；第二类为典型产粮大县，指粮食产量长期稳定高于入围门槛、不用额外调整即可持续获奖的县域。二者面临不同激励约束。对于策略型产粮大县而言，需持续投入以维持达标状态；对于典型产粮大县而言，政策边际激励较弱，而资金的一般性转移支付属性赋予地方政府较大配置弹性，资金是否继续流向农业存在不确定性。

3. 产粮大县奖励政策与策略型产粮大县的农业新质生产力发展

对策略型产粮大县而言，动态退出机制要求其维持稳定粮食产能，而非一次性跨越门槛。因此，地方政府会在“稳产保奖”与县域增长之间权衡，选择更具持续性的增产路径。

传统要素追加虽能帮助门槛附近县域短期增产，却难以支撑持续稳产。扩种和粗放投入受耕地、生态与成本约束，产量又易受气候影响，所以稳定性不足。长期依赖该路径还会扩大农业与非农部门的生产率差距，降低资源配置效率。这使得地方政府转向农业新质生产力培育。农业新质生产力通过技术创新提升农业生产稳定性和抗风险能力，通过集约经营与组织优化突破

资源约束、提高生产效率,并通过改善产业间要素配置关系发展农业。同时,农业新质生产力还会带动农产品加工、冷链物流、数字服务等关联环节发展,推动农业与工业、服务业协同发展,形成溢出效应。因此,发展农业新质生产力不仅有助于策略型产粮大县稳定获取财政奖励,也有助于实现粮食安全、财政增收与经济增长的协调统一。因此,本文提出如下假说:

假说 2.1: 产粮大县奖励政策能够激励策略型产粮大县发展农业新质生产力。

产粮大县奖励政策如何促进农业新质生产力发展?农业新质生产力的形成取决于两个条件:一是新质要素能否进入农业生产,推动劳动者、劳动资料和劳动对象能级提升;二是劳动、资本、土地等要素的组合方式能否优化配置。现实中,受到小农经济影响,新质要素难以嵌入农业,而农业要素可能存在错配问题。产粮大县奖励政策使地方政府既有动力通过扩大农业社会化服务供给推动新质要素进入农业,也能通过资源配置调整纠正农业要素错配。因此,本文从“要素进入”与“要素配置”视角,探讨农业社会化服务供给与农业资源优化配置的机制。

第一,农业社会化服务供给机制。农业社会化服务为小农经营条件下的新质要素导入提供了现实路径。由于小农经营规模有限,单个农户既难以承担先进装备购置成本,也缺乏吸收现代技术和组织化生产方式的能力。农业社会化服务以服务规模化替代土地规模化,由专业服务主体集中引入新质要素(黄季焜, 2024; 张清津, 2024)。具体而言,农机作业服务通过共享租赁、按次购买等方式分摊设备固定成本,推动劳动资料升级;农业技术服务通过农技推广等方式嵌入专业技术,降低新技术应用门槛;农业生产托管服务通过全程托管和综合农事服务重组分散生产单元,优化生产组织方式。

对于策略型产粮大县而言,扩大农业社会化服务供给契合其“增产保奖”的行为逻辑。其一,稳产能力形成较快。农业社会化服务在农业生产中得到较快的应用,将财政投入转化为可复制、可持续的稳产能力(王修华和陈前达, 2026)。其二,财政效率较高。县级政府可借助专业服务主体扩大政策覆盖面,从而提高资金利用效率(赵阳等, 2026)。同时,较完善的工业和服务业基础可承接农机维修、农资供应、仓储物流等配套环节,使农业社会化服务在增产外还能带动产业链延伸和县域增效。因此,农业社会化服务更可能成为策略型产粮大县兼顾“稳产保奖”与经济发展的优先选择。因此,本文提出如下假说:

假说 2.2: 政策通过扩大农业社会化服务供给促进策略型产粮大县发展农业新质生产力。

第二,农业资源配置机制。产粮大县奖励政策作为激励导向的财政转移支付,能通过缓解预算约束和调整支出优先顺序为农业新质生产力发展提供支撑,其效应主要体现在以下方面:一是优化要素投入结构。策略型产粮大县虽面临资金与高端人才约束,但具备一定的工业基础与农业应用场景,更适合通过技术引进、本地化改造和示范推广发展农业新质生产力。奖励资金可配置于先进技术引进、智能农机推广、新型主体培育等薄弱环节,从而降低新技术的成本与应用门槛,激发农户与农业企业运用新质要素赋能传统要素的积极性(刘春青等, 2024)。二是发挥财政的纠偏与信号功能。县域财政可能存在配置偏差问题,这造成技术、资本、人才等要素持续外流,奖励资金可缓解农业投入不足。同时,该政策能释放积极信号,重塑市场预期,引导社会资本、技术人才向智慧农业、农产品精深加工等高附加值环节集聚,为农业新质生产力发展提供更稳定的要素支撑。因此,本文提出如下假说:

假说 2.3: 政策通过优化农业资源配置促进策略型产粮大县发展农业新质生产力。

4. 产粮大县奖励政策与典型产粮大县农业新质生产力发展

尽管典型产粮大县与策略型产粮大县均获取财政转移支付,但其激励约束并不相同。对于稳定获奖的典型产粮大县而言,奖励资金更可能转化为对其长期承担粮食安全责任和发展机会

成本的“存量补偿”。由于工业化与城镇化滞后已成为典型产粮大县的短板，且奖励资金可统筹支配，这为资金流向非农领域创造了制度空间。

这种配置偏离进一步受到软预算约束的强化。一方面，农业税源可能较弱，工业和城建项目见效较快；另一方面，财政兜底机制降低了举债和投资约束，县级政府可能以奖励资金撬动更多债务资金投向非农部门。在资金自由支配与财政兜底的共同作用下，典型产粮大县可能存在激励强化而约束弱化的偏差问题。因此，本文提出以下假说：

假说 3：产粮大县奖励资金在典型产粮大县中可能更多投向工业部门与城市部门，从而难以促进农业新质生产力发展。

三、研究设计

（一）实证设计

基于理论分析，产粮大县奖励政策使得门槛左侧的部分县域进行增产以达标获奖，导致粮食产量在入围门槛处出现群聚现象。由于这一自选择行为使得传统 DID 与 RDD 方法产生估计偏误，因此本文使用 Bunching-DID 识别政策效应。具体而言，本文首先利用 Bunching 识别入围门槛处是否存在群聚现象，即估计群聚值 B 及其响应区间；其次，本文根据响应区间将县域划分为策略型产粮大县与典型产粮大县，通过计算平均处理效应识别政策对策略型产粮大县农业新质生产力的影响及作用机制；最后，本文利用 Bunching-DID 探究政策对典型产粮大县农业新质生产力的影响。

1. 群聚现象识别

本文在政策入围门槛处识别群聚现象。参考 Diamond 和 Persson(2016)的研究，本文估计无政策下的反事实分布，通过对比反事实分布与真实分布来量化政策导致的产量群聚现象。

本文假设不存在产粮大县奖励政策时粮食产量的反事实分布密度为 $h^0(*)$ ，粮食产量为 Y_0 。现实中的粮食产量为 Y ，其分布密度为 $h(*)$ 。一些产量略低于入围条件 (Y^*) 的县域将增产以获取奖励资金。将响应政策而进行增产的县域粮食产量区间设置为 $[Y_{lb}, Y_{ub}]$ ，本文称之为政策响应区间。在政策激励下，部分县域 $Y_0 \in [Y_{lb}, Y^*)$ 将增产并转移至 $Y \in [Y^*, Y_{ub}]$ ，本文称此类县域为策略型产粮大县。

基于上述思路，本文使用粮食产量的真实分布 $h(*)$ 估计反事实分布 $h^0(*)$ 以识别奖励政策导致的群聚现象。参考罗斯炫和张俊飏(2024)的研究，本文选取粮食年产量为 10 万吨至 30 万吨的县域为 Bunching 的研究样本，该区间既能覆盖政策激励的主要作用范围，又可避免极端值在反事实模拟中的系统性偏差，从而确保结果稳健。本文以 2 千吨为“箱宽”，将样本划分为 100 个“箱子” (bins)。反事实分布估计方程如下：

$$h_j = \sum_{i=0}^p \beta_i (Y_j)^i + \sum_{i=Y_{lb}}^{Y_{ub}} \gamma_i I_{Y_j=i} + \sum_{Y_j/r \in N}^{r=50,100} I_{\frac{Y_j}{r} \in N} (\rho_0 + \rho_1 Y_j) + \varepsilon_j \quad (1)$$

其中， h_j 为产量区间 j 的县域数量； Y_j 为区间 j 的粮食产量； $I_{Y_j=i}$ 为示性函数。当 $Y_0 \in [Y_{lb}, Y_{ub}]$ 时，取值为 1，否则为 0； $\sum_{Y_j/r \in N}^{r=50,100} I_{\frac{Y_j}{r} \in N} (\rho_0 + \rho_1 Y_j)$ 控制整数效应； N 为自然数集； ε_j 为误差项。确定政策响应区间 $[Y_{lb}, Y_{ub}]$ 是 Bunching 的关键过程。本文借鉴孔东民等(2024)的研究，使用完全数据驱动法确定 $[Y_{lb}, Y_{ub}]$ 与多项式阶数。本文定义入围条件上方的群聚量为 $B = \sum_{j=Y^*}^{Y_{ub}} (h_j - h_j^0)$ ，入围条件下方的缺失量为 $M = \sum_{j=Y_{lb}}^{Y^*-1} (h_j^0 - h_j)$ ，上方的群聚量需等于下方的缺失量，即 $B = M$ 。在此约束下，选择 MSE 最小的参数组合为最优解。

本文定义 $Inrange - M = M / \sum_{j=Y_{lb}}^{Y^*-1} (h_j)$ 为政策响应概率, 衡量入围门槛下县域的增产概率。基于最优参数, 可估计反事实分布下的县域粮食产量 h_j^0 , 具体如式(2)所示:

$$h_j^0 = \sum_{i=0}^p \beta_i (Y_j)^i + \sum_{\substack{r=50,100 \\ Y_j/r \in N}} I_{Y_j/r \in N} (\hat{\rho}_0 + \hat{\rho}_1 Y_j) \quad (2)$$

2. 产粮大县奖励政策对策略型产粮大县农业新质生产力的影响

由于策略型产粮大县存在自选择行为, 传统 DID 难以准确识别政策效应。基于此, 本文在 Bunching 框架下构造反事实分布, 估计产粮大县奖励政策对策略型产粮大县农业新质生产力的平均影响效应(冯晨等, 2023; 孔东民等, 2024)。

若无该政策, 结果变量在入围条件处分布是均匀的, 因此本文使用响应区间外样本估计粮食产量与结果变量的关系, 并因此推算响应区间内结果变量的反事实分布。本文计算政策处理组的结果变量均值。在区间 $[Y^*, Y_{ub}]$ 中, 政策处理组的结果变量均值为结果变量的真实值与反事实值之差。然后, 本文计算政策控制组的结果变量均值。在区间 $[Y_{lb}, Y^*)$ 中, 政策控制组的结果变量均值为反事实值与真实值之差。处理组与控制组的结果变量值之差为平均政策效应。

遵循以上思路, 本文估计政策效应。本文使用响应区间外的样本估计粮食产量与结果变量之间的关系, 如式(3)所示:

$$R_{fj} = \sum_{i=0}^2 \theta_i (Y_j)^i + \alpha I_{Y_j \geq Y^*} + \sum_{\substack{r=50,100 \\ Y_j/r \in N}} I_{Y_j/r \in N} (\rho_0 + \rho_1 Y_j + \rho_2 Y_j^2) + \varepsilon_{fj} \quad (3)$$

其中, R_{fj} 为产量区间 j 中县域 f 的结果变量, $I_{Y_j \geq Y^*}$ 为示性函数。根据式(3)的估计系数计算反事实结果变量 R_{fj}^0 , 进行加权后得 R_j^0 。

本文计算结果变量的真实与反事实平均值之差, 进而反映政策的平均影响。在真实条件下, 区间 $[Y_{lb}, Y^*)$ 中, 区间 j 的平均结果变量为从未达标获奖的县域均值 ($R_j = R_j^{NT}$); 在反事实条件下, 区间 j 的平均结果变量为从未达标获奖的县域与达标获奖县域的加权平均值, 即 $R_j^0 = (h_j/h_j^0)R_j^{NT} + (1-h_j/h_j^0)R_j^{CP0}$ 。同理, 在区间 $[Y^*, Y_{ub}]$ 中, 也可以得到 $R_j^0 = R_j^{AT}$, $R_j = (h_j^0/h_j)R_j^{AT} + (1-h_j^0/h_j)R_j^{CP}$, 进一步推导得 $R_j^{CP0} = \frac{R_j^0 \times h_j^0 - R_j \times h_j}{h_j^0 - h_j}$ 以及 $R_j^{CP} = \frac{R_j \times h_j - R_j^0 \times h_j^0}{h_j - h_j^0}$ 。

产粮大县奖励政策对策略型产粮大县结果变量的平均影响效应为:

$$\begin{aligned} \tau &= \frac{\sum_{Y_j \in [Y^*, Y_{ub}]} R_j^{CP} (h_j - h_j^0)}{\sum_{Y_j \in [Y^*, Y_{ub}]} (h_j - h_j^0)} - \frac{\sum_{Y_j \in (Y_{lb}, Y^*)} R_j^{CP0} (h_j^0 - h_j)}{\sum_{Y_j \in (Y_{lb}, Y^*)} (h_j^0 - h_j)} \\ &= \frac{1}{N^{CP}} \left[\sum_{Y_j \in [Y^*, Y_{ub}]} R_j^{CP} (h_j - h_j^0) - \sum_{Y_j \in (Y_{lb}, Y^*)} R_j^{CP0} (h_j^0 - h_j) \right] \end{aligned} \quad (4)$$

其中, $N^{CP} = \sum_{Y_j \in [Y^*, Y_{ub}]} (h_j - h_j^0) = \sum_{Y_j \in (Y_{lb}, Y^*)} (h_j^0 - h_j)$ 为达标获奖的县域。本文使用重复抽样次数为 1000 次的自助抽样法计算 τ 的标准差。

3. 产粮大县奖励政策对典型产粮大县农业新质生产力的影响

基于政策响应区间 $[Y_{lb}, Y_{ub}]$, 本文将粮食产量大于响应区间上限 Y_{ub} 的县域定义为典型产粮大县, 并因此设定虚拟变量 $nonbun_{it}$ 。当县域 i 在 t 年中的粮食产量位于响应区间外时, 取 1, 否则取 0。参考冯晨等(2023)、张涛和李均超(2023)的研究, 本文构建 Bunching-DID 框架并使用双重机器学习识别产粮大县奖励政策对典型产粮大县的影响, 公式如下:

$$R_{it} = \beta_1 GCSP_{it} + g(X_{it}) + U_{it} \tag{5}$$

其中， R_{it} 为结果变量； $GCSP_{it} = nonbun_{it} \times DID_{it}$ 为处置变量； DID_{it} 为产量大县虚拟变量； X_{it} 为高维控制变量；本文以虚拟变量方式控制县域和时间固定效应。^①

（二）变量选取

1. 被解释变量

农业新质生产力是新质生产力在农业领域的重要体现，它既符合新质生产力的一般性内涵，又兼具农业生产的特殊规律。本部分从“新”和“质”两方面阐释县域农业新质生产力的理论内涵，并使用超效率 SBM 模型进行测度，指标体系见表 1。

表 1 县域农业新质生产力的投入—产出指标体系

指标类别	属性	具体指标	测算方式
投入指标	农业传统生产要素	土地要素	农作物总播种面积
		劳动投入	农林牧渔业从业人数
		化肥投入	农业化肥施用量
		农机设备	农业机械总动力
	农业新质生产要素	智慧农业	智慧农业企业数
		新型农业经营主体	农民专业合作社数
		科技创新	发明专利授权数
产出指标	期望产出	“三新”经济产出	农林牧渔业“三新”经济总产值
		农民富民增收	农村居民可支配收入
	非期望产出	农业污染	农业面源污染
		城乡收入失衡	城乡收入差距

农业新质生产力的“新”在于以科技创新为核心动力，推动传统农业要素能级跃迁与新质生产要素发展，形成以新产业、新业态、新商业模式等为特征的农业“三新”经济产出。

第一，传统要素能级跃迁是发展农业新质生产力的根本要求。农业兼具自然再生产与经济再生产属性，土地、劳动、农机、化肥等传统要素具有不可替代性，但其作用方式需转向科技赋能。具体而言，劳动要素由经验型、体力型向知识化、技能化的新型职业主体转变；土地要素从规模保障向集约利用与数字化管控演进；农机装备向智能化、网联化、精准化升级；化肥要素需构建高效、绿色的智能供给体系。基于此，本文使用农林牧渔业从业人数、农作物总播种面积、农业机械总动力以及农业化肥施用量等衡量传统要素投入。

第二，新质要素培育是发展农业新质生产力的核心支撑。智慧农业通过将物联网、大数据、人工智能等嵌入农业产业链，推动传统要素升级和农业组织形态重构。以农民专业合作社为代表的新型农业经营主体通过整合碎片化资源、降低新技术采纳成本，并促进农机设备共建共享，是县域农业新质生产力发展的重要组织形式。综上所述，本文分别采用智慧农业企业数与农民专业合作社数来表示智慧农业与新型农业经营主体（张林和温涛，2022；林海等，2023）。考虑到技术创新存在溢出效应，许多非农技术也能促进农业新质生产力发展，同时结合数据可得性，本文选择县域全部发明专利授权数表示科技创新投入。

第三，以新产业、新业态、新商业模式为代表的农业“三新”经济是农业新质生产力发展的直观体现。农业新质生产力通过升级传统要素与培育新质要素，引导县域农业向中高端转型，催生涉农生物医药、农产品电商等“三新”经济形态。这不仅推动了县域农业产业链、价值链与

① 限于篇幅，省略双重机器学习的具体设定，留存备索。

创新链的深度融合,也为构建现代农业产业体系提供了新路径。基于此,本文以农业“三新”经济衡量农业新质生产力的期望产出。^①

农业新质生产力的“质”源于科技创新与产业创新融合,以全要素生产率提升为标志,其生产方式兼顾农民增收、绿色转型、共同富裕等多个目标。农业新质生产力以农业强国建设为原则,应兼顾产出增长、农民增收、绿色转型、共同富裕等多个目标。本文将农村居民可支配收入作为衡量农民增收的期望产出,将城乡收入差距与农业面源污染作为非期望产出。其中,城乡收入差距反映城乡收入失衡程度,农业面源污染反映农业污染程度。农业面源污染的计算参考秦天等(2021)的研究。农业全要素生产率的提升是农业新质生产力发展的核心标志。全要素生产率能反映农业生产由要素投入数量扩张向要素质态提升和优化转变的过程,是衡量农业新质生产力发展的关键指标(龚斌磊和袁菱苒, 2024; 黄季焜, 2024; 孙亚男等, 2024)。

2. 解释变量

本文的核心解释变量为产粮大县奖励政策。根据《中央财政对产粮大县奖励办法》《产粮(油)大县奖励资金管理暂行办法》等文件,并借鉴冯晨等(2023)、罗斯炫和张俊飏(2024)的研究,将县域粮食年产量稳定高于政策响应区间(20.8 万吨)的县取值为 1, 否则为 0。

3. 控制变量^②

本文设置如下控制变量:经济水平、产业结构层次系数、人口规模、金融发展、数字基础设施、城镇化率、教育水平和对外开放。

4. 数据来源

本文以 2005—2023 年为考察期,以中国 1 663 个县域为研究对象。农民专业合作社数、智慧农业企业数、农机作业服务企业数、农业技术服务企业数、农业生产托管服务企业数来自天眼查平台,专利数据来自国家知识产权局,其余数据来自《中国县(市)社会经济统计年鉴》《中国县域统计年鉴》、各省市统计年鉴、各县市统计公报、EPS 数据库与 Wind 数据库,少量缺失数据采用插值法填补,并剔除数据严重缺失的样本。为避免极端值影响,本文对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理,变量描述性统计见表 2。^③

表 2 变量描述性统计(N=31 597)

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
粮食产量(千吨)	288.6457	304.7153	1.2620	1 624.7620
农业新质生产力	0.1498	0.0692	0.0606	0.4431
经济水平	10.1592	0.9063	8.0843	12.4900
产业结构层次系数	2.1561	0.1720	1.6616	2.5668
人口规模	3.6512	0.7914	1.4502	5.1168
金融发展	0.6384	0.3925	0.1004	2.1178
数字基础设施	0.7271	1.1336	0.0338	7.8341
城镇化率	0.2621	0.1769	0.0171	0.8036
教育水平	13.5405	5.7814	1.3900	31.8747
对外开放	0.0035	0.0071	0	0.0520

① 限于篇幅,省略具体计算方法,留存备索。

② 限于篇幅,省略变量测度方法,留存备索。

③ 限于篇幅,省略天眼查平台的数据获取方式,留存备索。

四、实证结果分析

(一)政策响应区间内县域的群聚现象

为检验县域对产粮大县奖励政策的响应行为,本文采用 Bunching 方法绘制县域粮食实际产量与反事实拟合图,从而识别政策响应区间及群聚现象,具体如图 2 所示。根据前文研究设计,本文从全样本中选取粮食年产量为 10 万吨至 30 万吨的县域作为 Bunching 分析样本,共包含 11 854 个县域—年度观测值。图中虚线分别界定了政策响应区间的上

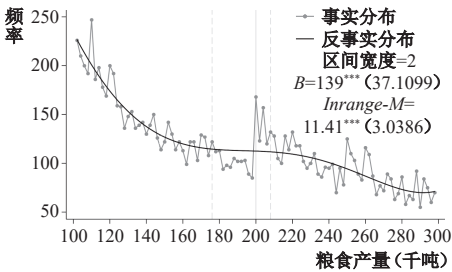


图 2 县域粮食产量的群聚分布

下限,实线为政策入围条件。根据图 2 可知,该政策响应区间为 [176 000, 208 000], 区间内共有 1 921 个观测值,入围条件处群聚量 B 为 139 个,且在 1% 水平上显著,这表明奖励政策导致入围条件处产生断点并形成群聚现象。当粮食产量低于入围条件即产量处于 [176 000, 200 000] 时,县域为获得财政奖励而进行增产的概率 ($Inrange-M$) 为 11.41%, 并在 1% 水平下显著。因此,假说 1 得到验证。

(二)产粮大县奖励政策对策略型产粮大县农业新质生产力的影响

1. 基准回归

表 3 列(1)汇报了奖励政策对策略型产粮大县农业新质生产力的影响,并进行了一系列稳健性检验。相较于反事实估计,该政策能有效激励策略型产粮大县发展农业新质生产力,估计结果在 1% 水平下显著。这表明策略型产粮大县为稳定获奖,将强化对农业智能化、机械化、绿色化转型的支持,从而促进农业新质生产力发展。因此,假说 2.1 得到验证。

表 3 产粮大县奖励政策对策略型产粮大县农业新质生产力的影响及稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	农业新质 生产力	调整 “分箱数”	次优参数组合		剔除整数 效应	“伪”断点估计		县域专利 匹配	城市专利 降层	残差 控制法
产粮大县奖励政策	0.0470*** (0.0089)	0.0369*** (0.0058)	0.0437*** (0.0069)	0.0408*** (0.0073)	0.0419*** (0.0091)	0.0011 (0.3942)	-0.0158 (0.0151)	0.0513*** (0.0092)	0.0469*** (0.0096)	0.0185*** (0.0062)
多项式阶数	5	5	4	7	5	5	6	5	5	5
区间下界	176 000	186 000	180 000	184 000	176 000	130 000	242 000	176 000	176 000	176 000
区间上界	208 000	205 000	212 000	212 000	208 000	160 000	256 000	208 000	208 000	208 000
群聚量 B	139*** (37.1099)	110*** (24.5509)	154*** (43.5029)	141*** (49.0995)	139*** (37.1099)	19 (47.0786)	24 (34.8823)	139*** (37.1099)	139*** (37.1099)	139*** (37.1099)
箱宽	2000	1000	2000	2000	2000	2000	2000	2000	2000	2000
整数效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	11 854	11 854	11 854	11 854	11 854	11 854	11 854	11 854	11 854	11 854

注:***、**和*分别表示在1%、5%与10%水平下显著;括号内为稳健标准误,采用自助法重复抽样1 000次。下表同。

2. 稳健性检验

本文的稳健性检验结果如表 3 所示。第一,本文围绕反事实分布平滑性进行敏感性分析,将“箱宽”由 2 千吨调整为 1 千吨,并采用 4 阶和 7 阶次优参数组合重新估计响应区间、群聚量与政策效应。第二,本文检验政策断点的排他性,依次剔除粮食产量的整数效应,使用政策实施前样本(2000—2004 年)开展时间安慰剂检验,并将 15 万吨和 25 万吨设为“伪”断点。第三,本文更换结果变量,分别使用城市农业专利乘以本县农林牧渔业总产出占农林牧渔业总产出比重、

本县全部专利乘以农林牧渔业占全县 GDP 的比重测度农业新质生产力, 并采用残差控制法剥离控制变量与双向固定效应的线性影响(冯晨等, 2023)。上述结果表明本文结论是稳健的。

3. 机制分析

(1) 农业社会化服务供给机制

新质要素难以嵌入分散经营的农业生产过程, 这是制约农业新质生产力发展的重要瓶颈。农业社会化服务以服务规模化替代土地规模化, 为先进技术、先进装备和专业化组织方式进入农业生产提供了现实路径(黄季焜, 2024)。本文参考赵阳等(2026)的研究, 并结合《关于支持农业生产社会化服务工作的通知》等文件, 使用农机作业服务企业数、农业技术服务企业数和农业生产托管服务企业数三个维度衡量县域农业社会化服务供给。本文将上述企业数量除以农林牧渔业总产值(亿元), 以表示县域农业社会化服务供给密度。本文分别以县域农机作业、农业技术与农业生产托管三类服务主体的供给密度表示农业社会化服务水平, 检验结果见表 4。可以发现, 估计系数均显著为正, 表明奖励资金促进了专业服务主体与服务体系的扩张, 从而为劳动资料、劳动者素质与生产组织方式的能级跃升提供现实载体(赵阳等, 2026; 王修华和陈前达, 2026)。^①因此, 假说 2.2 得到验证。

(2) 农业资源配置机制

受城乡二元结构、家庭联产承包责任制与工业优先发展等制度影响, 要素可能在农业与非农部门间以及农业内部配置失衡, 这制约了传统农业转型升级(胡江峰等, 2023; 张海鹏和王智晨, 2024)。本文使用劳动力、资本与土地错配指数检验资源配置优化效应。要素错配指数衡量了要素配置偏离边际产出均等化原则的方向与程度: 正值表示配置不足, 负值表示过度配置, 其绝对值的下降反映资源配置效率改善。^②

表 4 产粮大县奖励政策的机制检验: 农业社会化服务供给

	(1)	(2)	(3)
	农机作业服务	农业技术服务	农业生产托管服务
产粮大县奖励政策	0.2968** (0.1488)	0.3266*** (0.1086)	0.1793*** (0.0680)
样本量	11 854	11 854	11 854

注: 多项式阶数为 5, 响应区间下界为 176 000, 上界为 208 000, “箱宽”为 2000, 并控制整数效应。下表同。

根据表 5 的回归结果, 产粮大县奖励政策显著降低了三种资源错配指数的绝对值, 表明财政转移支付有效缓解了农业要素错配问题。一方面, 县域利用奖励资金针对农业新质生产力的关键环节精准施策, 优化了农业内部资源配置; 另一方面, 该政策释放出积极信号, 重塑了市场预期, 引导社会资本、技术人才等要素向现代农业集聚, 优化了农业与非农部门间的资源配置, 从而推动农业新质生产力发展, 假说 2.3 得到验证。

为识别政策对资源配置的作用方向, 本文保留指数方向性, 并将指数大于 0 和小于 0 的样本分别定义为配置不足组与过度组。根据表 5 的回归结果, 政策对配置不足组的效应更显著, 表明政策有效缓解要素短缺。然而, 该政策可能加剧了资本过度配置问题。原因在于: 奖励政策作为资金补贴直接降低了资本投入成本, 使原本边际收益较低的投资项目也可以实施, 从而降低了资本利用效率。同时, 县级政府受路径依赖影响, 倾向于进行资本密集型投资, 而非人力资本培育、技术创新等技术密集型投资。因此, 成本扭曲与路径依赖共同导致低效资本积累。

① 本文采用次优参数组合进行稳健性检验, 结果与基准回归无差异。限于篇幅, 省略这部分内容, 留存备案。

② 限于篇幅, 省略变量测度方法, 留存备案。

表5 产粮大县奖励政策的机制检验:农业资源配置

	基准回归			资源配置不足			资源配置过度		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	劳动错配	资本错配	土地错配	劳动错配	资本错配	土地错配	劳动错配	资本错配	土地错配
产粮大县奖励政策	-1.0817*** (0.2102)	-1.5890*** (0.5832)	-7.1218*** (1.0556)	-2.8611** (1.3740)	-4.4443*** (1.1073)	-5.0744*** (1.1323)	0.5857*** (0.0383)	-0.7939*** (0.0310)	5.6699*** (0.1889)
样本量	11 854	11 854	11 854	11 854	11 854	11 854	11 854	11 854	11 854

4. 异质性分析^①

本文借鉴范子英等(2022)的研究,将群聚区间的样本按异质性特征划分为若干子样本,并保留其中一个子样本与区间外样本进行异质性检验。

(1)财政状况异质性

本文参考郝曼等(2021)的研究,使用(地方财政一般预算支出-地方财政一般预算收入)/地方财政一般预算收入的值表示财政依赖度,并且以中位数进行分组。根据回归结果,财政依赖度较高的县域更愿意响应产粮大县奖励政策,并且激励效果更显著。高依赖组在入围门槛左侧的政策响应概率为23.41%,显著高于低依赖组6.74%。同时,奖励政策显著提升高依赖组的农业新质生产力,而对低依赖组影响不显著。这表明,财政依赖度较高的县域对转移支付资金需求更强,因而更有动力响应产粮大县奖励政策,并将财政激励转化为农业投入,进而促进农业新质生产力发展。

(2)产业结构异质性

借鉴罗浩轩(2017)的研究,本文以农林牧渔业从业人数与第二产业就业人数分别测度农业与工业禀赋指数,并将县域划分为四类:农工双优县(两指数均大于1)、农业优势县(仅农业指数大于1)、工业优势县(仅工业指数大于1)和禀赋匮乏县(两指数均小于1)。

从政策响应看,四类县域分化明显:工业优势县的响应概率最高,而农业优势县与禀赋匮乏县偏低。这一分化可能是因为不同县域的增产空间与边际成本存在差异。工业优势县农业生产仍有较大改进空间,可通过改善灌溉等方式低成本增产。从激励效果看,该政策对农工双优县农业新质生产力的促进作用最大,农业优势县和工业优势县次之,禀赋匮乏县则不显著。农业优势县的政策响应概率低于工业优势县,但激励效果更强。这表明农业禀赋是传统要素升级与新质要素应用的关键载体,而工业配套体系更多发挥“放大器”作用。

(三)产粮大县奖励政策对典型产粮大县农业新质生产力的影响^②

1. 基准回归

本部分采用Bunching-DID方法,探究产粮大县奖励政策对典型产粮大县农业新质生产力的影响。根据回归结果,该政策未能显著促进典型产粮大县发展农业新质生产力。

2. 政策分析

实证结果表明,产粮大县奖励政策促进了策略型产粮大县发展农业新质生产力,但对典型产粮大县无显著影响。根据回归结果,财政转移支付显著促进了工业增加值与城镇固定资产投资的增长,为奖励资金配置于非农部门提供了证据。在工业化与城镇化发展相对滞后的背景下,奖励资金可统筹使用,典型产粮大县可能将其投向工业与城市部门,实现城乡、工农均衡发展。这削弱了该政策对农业新质生产力的促进作用。因此,假说3得到验证。

① 限于篇幅,省略图表分析结果,留存备索。

② 限于篇幅,省略图表分析结果,留存备索。

3. 农业绩效考核的纠偏效应

典型产粮大县的财政资金可能存在“离农化”倾向，从而削弱了该政策效果。若该倾向源于农业绩效考核的缺失，则完善绩效考核应能修正财政支农倾向。本部分通过检验农业绩效考核的完善能否抑制资金“离农化”倾向来验证这一假说。

本文从空间维度检验粮食主产区与非主产区的异质性，以 2013 年为考核改革时间节点检验异质性。根据回归结果，完善农业绩效考核能抑制奖励资金“离农化”倾向，从而提高奖励政策对农业新质生产力的促进作用，上述结果在多种稳健性检验下依旧稳健。从空间上看，政策仅在粮食主产区产生显著促进作用。主产区将粮食安全等农业指标纳入考核，强化了地方政府将奖励资金用于农业发展的激励；非主产区考核更侧重经济增长与产业升级，农业绩效约束较弱，资金因而更可能流向非农部门(龚斌磊等, 2023)。从时间上看，政策在政绩考核改革前影响不显著，改革后则显著促进典型产粮大县农业新质生产力发展。

五、结论与政策建议

农业定向激励不足削弱了地方政府发展农业的积极性。本文以产粮大县奖励政策为研究对象，利用群聚分析法识别门槛群聚及响应区间，区分策略型与典型产粮大县。随后，本文构建群聚—双重差分模型，识别政策对策略型产粮大县与典型产粮大县的异质性影响。本文研究发现：第一，产粮大县奖励政策有效增强了县级政府发展农业的意愿。该奖励政策使原处于入围门槛左侧的部分县域主动进行粮食增产，以达标获奖，从而形成显著的群聚现象。第二，奖励政策显著激励了策略型产粮大县发展农业新质生产力，其效应主要通过扩大农业社会化服务供给与优化农业资源配置实现。第三，奖励政策对策略型产粮大县农业新质生产力的激励效应因财政状况与产业禀赋而异，存在响应意愿与激励效果的错位问题。

根据本文的研究结果，提出如下政策建议：

第一，完善政策入围条件与评价机制，构建“量质并重”的激励导向。一方面，应完善入围评价体系。在保留 20 万吨粮食产量门槛的基础上，引入产出效率、复种指数、智能农机普及率等指标，构建质量调整系数，形成“数量保底+质量加分”的复合评价机制。另一方面，应优化资金配置结构。将奖励资金按比例划分为“基础奖励”与“新质奖励”。

第二，实施差异化激励政策，破解激励错位困境。应根据县域禀赋特征精准施策。对于财政约束较强的农业优势县，应加大政策奖励力度，并配套提供产业链招商等支持，充分释放政策红利。针对响应意愿强但激励效果弱的工业优势县，在给予财政奖励的同时，必须强化其支农责任，通过设置涉农资金投入的最低标准和绩效考核要求，确保奖励资金“用之于农”，防止财政资源配置偏离农业。

第三，完善农业绩效考核评价体系，纠正财政转移支付“离农化”倾向问题。一方面，针对粮食主产区，应将特色农产品产量、农业科技应用、绿色低碳发展等关键指标纳入考核体系；针对非粮食主产区，应设置农业发展底线要求，防止农业边缘化。另一方面，应建立考核结果与奖励资金分配挂钩机制，对农业投入不足的产粮大县暂停奖励，强化资金支农约束。

主要参考文献：

- [1]陈卫强. 农业新质生产力形成的逻辑框架、现实挑战及推进路径[J]. 经济学家, 2024, (8): 109–118.
- [2]范子英, 程可为, 冯晨. 用地价格管制与企业研发创新: 来自群聚识别的证据[J]. 管理世界, 2022, (8): 156–169.
- [3]冯晨, 刘冰, 叶永卫. 减税激励与异质性投资反应: 来自小微企业的证据[J]. 管理世界, 2023, (11): 38–53.

- [4]高静,朱金涛,李裕瑞,等.中国农业新质生产力的时空格局与强农效应[J].[地理学报](#),2025,(5):1386-1404.
- [5]高鸣,魏佳朔.加快建设国家粮食安全产业带:发展定位与战略构想[J].[中国农村经济](#),2021,(11):16-34.
- [6]龚斌磊,袁菱苒.新质生产力视角下的农业全要素生产率:理论、测度与实证[J].[农业经济问题](#),2024,(4):68-80.
- [7]龚斌磊,张启正,袁菱苒,等.财政分权、定向激励与农业增长——以“省直管县”财政体制改革为例[J].[管理世界](#),2023,(7):30-45.
- [8]胡江峰,王钊,黄庆华.资源错配与农业全要素生产率:损失和原因[J].[农业技术经济](#),2023,(11):78-98.
- [9]黄惠春,王雅婧.数字乡村建设赋能农业新质生产力发展——基于马克思主义政治经济学视角[J].[经济学家](#),2025,(5):109-118.
- [10]黄季焜.农业新质生产力:内涵与外延、潜力与挑战和发展思路[J].[中国农村观察](#),2024,(5):19-34.
- [11]黄先海,黄雨晗,虞柳明.人工智能赋能农业新质生产力:实现逻辑、运行机制与跃升路径[J].[中国农村经济](#),2025,(7):3-22.
- [12]孔东民,刘宸昊,叶文旭.贸易准入与企业创新:基于聚束估计的证据[J].[世界经济](#),2024,(8):37-66.
- [13]李彩平,张守夫.中国农业农村新质生产力水平测度及影响因素分析[J].[经济问题探索](#),2024,(12):122-135.
- [14]林海,赵路桦,胡雅淇.数字乡村建设是否能够推动革命老区共同富裕[J].[中国农村经济](#),2023,(5):81-102.
- [15]刘春青,胡瑞法,邓海艳,等.财政研发补贴的创新激励效应——来自中国规模种子企业的证据[J].[中国农村经济](#),2024,(4):32-55.
- [16]罗必良,耿鹏鹏.农业新质生产力:理论脉络、基本内核与提升路径[J].[农业经济问题](#),2024,(4):13-26.
- [17]罗浩轩.中国区域农业要素禀赋结构变迁的逻辑和趋势分析[J].[中国农村经济](#),2017,(3):46-59.
- [18]罗斯炫,张俊飏.丰收的嘉奖:财政激励与粮食增产[J].[中国农村经济](#),2024,(8):27-46.
- [19]彭凌志,赵敏娟.农村集体产权制度改革对县域经济发展的影响——来自中国1873个县域的证据[J].[中国农村经济](#),2024,(2):112-130.
- [20]秦天,彭珏,邓宗兵,等.环境分权、环境规制对农业面源污染的影响[J].[中国人口·资源与环境](#),2021,(2):61-70.
- [21]孙亚男,刘燕伟,傅念豪,等.中国新质生产力的增长模式、区域差异与协调发展[J].[财经研究](#),2024,(6):4-18.
- [22]王力,辛雨,靳小涵.人口老龄化、农业新质生产力与农民农村共同富裕[J].[管理学报](#),2025,(3):60-74.
- [23]王修华,陈前达.农业生产全程社会化服务政策的粮食增产效应[J].[湖南大学学报\(社会科学版\)](#),2026,(1):60-69.
- [24]王志娜,陈轩,施龙中.产粮大县奖励政策与中国县级粮食生产——基于空间双重差分模型的分析[J].[农业技术经济](#),2025,(2):63-91.
- [25]魏后凯,叶兴庆,黄祖辉,等.进一步全面深化改革,开创高质量发展新局面——权威专家研究阐释党的二十届三中全会精神[J].[中国农村经济](#),2024,(9):2-21.
- [26]伍骏骞,张星民.粮食生产激励能促进农民增收和县域经济发展吗?——基于产粮大县奖励政策的准自然实验[J].[财经研究](#),2023,(1):124-138.
- [27]郗曼,付文林,范燕丽.财政依赖与地区减贫增收——基于国家级贫困县面板数据的实证研究[J].[财政研究](#),2021,(7):66-79.
- [28]杨义武,林万龙.省直管县财政改革促进县域粮食生产吗——基于准自然实验的证据[J].[中国农村经济](#),2024,(6):152-172.
- [29]张海鹏,王智晨.农业新质生产力:理论内涵、现实基础及提升路径[J].[南京农业大学学报\(社会科学版\)](#),2024,(3):28-38.
- [30]张林,温涛.数字普惠金融如何影响农村产业融合发展[J].[中国农村经济](#),2022,(7):59-80.
- [31]张清津.农业服务业发展:路径与趋势[J].[中国农村经济](#),2024,(5):62-80.

- [32]张涛, 李均超. 网络基础设施、包容性绿色增长与地区差距——基于双重机器学习的因果推断[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, (4): 113–135.
- [33]赵和楠, 侯石安. 产粮大县奖励政策促进了县域粮食生产吗?——来自河南县域面板数据的证据[J]. 地方财政研究, 2021, (11): 75–85.
- [34]赵和楠, 刘雨诗, 李智慧. 产粮大县奖励政策对县域粮食生产的影响: 有效激励抑或有限福利[J]. 改革, 2024, (6): 93–107.
- [35]赵阳, 王明昊, 赵一夫, 等. 农业社会化服务体系的构建逻辑、问题短板及路径优化[J]. 农业经济问题, 2026, (2): 72–83.
- [36]Diamond R, Persson P. The long-term consequences of teacher discretion in grading of high-stakes tests[R]. SIEPR Discussion Paper No. 16-003, 2016.
- [37]Zhang X H, Yu X H, You L Z. Does the granary county subsidy program lead to manipulation of grain production data in China?[J]. *China Economic Review*, 2020, 62: 101347.

Fiscal Transfer Payments and the Development of Agricultural New Quality Productive Forces

Liu Zhanhao, Li Lin, Pang Guoguang, Guo Dong

(School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China)

Summary: Building a strong nation requires strong agriculture. Developing agricultural new quality productive forces (ANQPFs) is the key to achieving a leap from a major agricultural country to an agricultural powerhouse. The financial difficulties and hidden loss of benefits in agricultural counties have weakened the enthusiasm of local governments to develop agriculture, which is a key factor restricting the development of ANQPFs. As a typical targeted incentive mechanism, the Granary County Subsidy Program, through fiscal transfer payments, still needs to be systematically tested for its capability to alleviate local financial pressure and promote the development of ANQPFs. This paper constructs a Bunching-DID model and uses the policy entry threshold as an institutional breakpoint to identify the impact of the Granary County Subsidy Program on the ANQPFs in strategic grain-producing counties and typical grain-producing counties. The results show that: First, the policy effectively enhances the willingness of county-level governments to develop agriculture, forming a significant bunching phenomenon on the right side of the policy entry threshold. Second, the policy significantly stimulates the development of ANQPFs in strategic grain-producing counties, and this effect is mainly achieved through expanding agricultural socialized services and optimizing resource allocation. Third, the incentive effect of the policy on the ANQPFs in strategic grain-producing counties varies with fiscal conditions and industrial endowments, revealing a mismatch between willingness and effectiveness. This paper helps clarify the willingness and funding allocation orientation of local governments in responding to agricultural fiscal transfer payments, offering micro evidence for the central government to further improve agricultural targeted incentive mechanisms and strengthen the endogenous driving force of ANQPFs.

Key words: Granary County Subsidy Program; fiscal transfer payments; agricultural new quality productive forces; Bunching-DID model

(责任编辑 顾 坚)