

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

杨义武¹ 林万龙²

摘要: 本文基于 2000—2020 年县级面板数据, 使用交错双重差分方法估计省直管县财政改革对粮食生产的影响。研究发现: 省直管县财政改革能显著促进县域粮食生产。省直管县财政改革通过提升县级政府财政治理能力, 引导粮农增加粮食作物播种面积、提升农业机械化水平、增加化肥施用量等生产要素配置机制和强化省级政府粮食注意力分配机制, 促进县域粮食生产。异质性分析表明, 省直管县财政改革的粮食增产效应在非强县扩权试点县、经济欠发达县、财政弱县、粮食主产区县域以及产粮大县更为明显。省直管县财政改革实施时间越长, 其粮食增产效应越明显。本文拓展了省直管县财政改革成效的研究, 为新阶段深化省以下财政体制改革、维护国家粮食安全提供了经验证据和决策方向。应适度增强省级财政统筹调控能力, 逐步优化省直管县财政改革的实施范围与实施方式, 合理划分省级和县级政府的财政事权和支出责任, 提升县级政府粮食安全保障的财政治理能力。

关键词: 省直管县财政改革 粮食生产 财政关系 生产要素配置

中图分类号: F812.2 **文献标识码:** A

一、引言

党的二十大报告明确强调, 全方位夯实粮食安全根基, 牢牢守住十八亿亩耕地红线, 确保中国人的饭碗牢牢端在自己手中^①。2012—2024 年历年中央“一号文件”中, 有关确保国家粮食安全、保障重要农产品供给的部署贯穿始终, 彰显党和国家对粮食安全的高度重视。2004—2023 年, 中国粮食已经连续 20 年实现增产丰收, 粮食总产量“连续 9 年保持在 1.3 万亿斤以上”, 这为中国经济社会大局

*本研究得到国家自然科学基金应急管理项目“全面推进乡村振兴实现共同富裕的机制、路径与政策研究”(编号: 7214100349) 的资助。本文通讯作者: 林万龙。

^①习近平, 2022: 《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》, 北京: 人民出版社, 第 31 页。

稳定提供了有力支撑^①。同时，尽管中国的口粮供给已绝对安全，但从食物供给的总体情况看，中国粮食供给仍处于总量不足、结构性矛盾突出的状态（陈锡文，2023）。世界百年未有之大变局加速演进，世纪疫情、贸易摩擦和国际冲突等不确定、难预料的外部因素增大了利用国际市场解决国内粮食结构性短缺问题的挑战（朱晶等，2021；钟钰等，2024）。因此，在粮食安全问题上，中国要增强忧患意识，力求在更高水平上保障粮食安全。

党和国家始终以县域特别是产粮大县为基本单元加快推进国家粮食安全保障工程。《全国新增1000亿斤粮食生产能力规划（2009—2020年）》《新一轮千亿斤粮食产能提升行动方案（2024—2030年）》等均强调了县级单元在保障国家粮食安全中的重要地位和作用。县级单元是落实粮食安全责任的重要支撑（龚斌磊等，2023）。然而，由于粮食具有一定的公共产品属性，粮食生产会造成一些显性和隐性的利益流失，因此，县级政府对于粮食生产倾向于采取“搭便车”、规避责任或其他机会主义行为（胡靖，2000）。同时，粮食生产的弱质性、比较收益低等特质，使得粮食生产对县级政府财政收入和经济绩效提高的直接推动作用较为有限（张元红等，2015），粮食主产区省份的县域面临“产粮大县、经济弱县、财政穷县”的困境（魏后凯和王业强，2012）。

调动县级政府种粮抓粮的积极性，关键是让县级政府拥有的财权与承担粮食生产的责任事权相匹配，增强种粮抓粮的内生动力（罗丹和陈洁，2009）。中国分税制改革逐步理顺了中央和地方的事权和财权关系，如《关于切实缓解县乡财政困难的意见》^②《中央财政对产粮大县奖励办法》^③等一系列政策文件的出台，明确了中央对地方产粮大县的奖补政策。但是，省以下地方政府财权和事权相匹配的财政制度尚未完全建立，使得县乡基层政府长期陷入财政困境的局面并未改善，财政收支矛盾日益突出（刘勇政等，2019）。

完善省以下转移支付制度，建立县级政府财政事权和支出责任划分动态调整机制，是进一步推进省以下财政体制改革的重要内容（贾康，2022）。省以下财政体制改革的一项重要创新实践，当属21世纪初开始逐步实施的省直管县财政改革（李永友等，2021）。这一改革简化了财政层级，让省与县直接进行财政资金往来，具体包括收支划分、转移支付、财政预决算、资金往来和财政结算等^④。省直管县财政改革的效应已经得到学术界的广泛关注，已有诸多研究围绕政府财政能力提升（Li et al., 2016；吴敏等，2023）、公共支出（刘勇政等，2019；田雅群等，2023）以及经济发展（Liu and Alm,

^①资料来源：《全国粮食产量连续9年站稳1.3万亿斤台阶 来之不易的丰收答卷》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202312/content_6919639.htm。

^②参见《财政部关于印发〈关于切实缓解县乡财政困难的意见〉的通知》，http://yss.mof.gov.cn/zhengceguizhang/200805/t20080522_33629.htm。

^③参见《财政部关于印发中央财政对产粮大县奖励办法的通知》，http://www.mof.gov.cn/gkml/caizhengwengao/caizhengbuwengao2005/caizhengbuwengao20056/200805/t20080525_42774.htm。

^④参见《财政部关于推进省直接管理县财政改革的意见》，http://yss.mof.gov.cn/zhengceguizhang/200907/t20090707_176746.htm。

2016; 李永友等, 2021) 等方面开展了一系列研究, 但聚焦省直管县财政改革对粮食安全影响的文献比较少见。较为相关的研究是龚斌磊等 (2023) 分析了省直管县财政改革对农业增长的影响。

在未来一段时间, 考察中国省直管县财政改革与粮食生产的关系将变得更加必要。随着分税制改革不断深化, 省直管县财政改革的范围逐步扩大是必然趋势 (贾康, 2022)。2022 年《国务院办公厅关于进一步推进省以下财政体制改革工作的指导意见》明确提出, “因地制宜逐步调整优化省直管县财政改革实施范围和方式”^①。省直管县财政改革在本质上属于财政分权改革, 分权改革赋予县级政府更多的财政自主权, 在“晋升锦标赛”制度的激励下, 县级政府可能会将财政支出重心逐渐向经济建设领域倾斜 (龚斌磊等, 2023), 进而影响粮食生产和重要农产品供给。

但实际上, 在中西部地区, 由于经济发展水平相对落后, 县级政府财政收支不平衡现象较为明显, 尤其是对于那些招商引资条件并不优渥但农业资源丰富的产粮大县来说, 争取上级部门丰厚的转移支付资金成为财政收入的重要来源。而这些转移支付资金的专项性质, 促使县级政府将资金用于农业基础设施建设、种粮补贴、培育壮大新型农业经营主体以及发展粮油加工产业等 (曾明, 2015)。而且, 争取这些转移支付资金, 还需要前期对粮食生产所需的公共产品和服务进行大量投入和包装, 这样一来, 支持粮食生产不失为县级政府在既有约束条件下的理性选择。此外, 县级政府在不能直接获得粮食财政收入的情况下也重视粮食生产, 与政府绩效考核和粮食安全责任下压有关。以粮食播种面积和产量作为绩效考评的“指挥棒”, 在一定程度上可以改变县级政府财政支出的非农偏向, 促使县级政府加大对粮食生产的支持力度, 提高粮农的种粮积极性, 稳定粮食播种面积。那么, 省直管县财政改革究竟会对县域粮食生产产生何种影响呢? 针对这个问题, 本文拟从理论上探讨省直管县财政改革影响县域粮食生产的机制, 为下一步优化中国省直管县财政体制、保障县域粮食安全提供重要决策参考。

本文可能的边际贡献在于: 一是研究视角上, 本文尝试从省直管县财政体制改革的视角深入探讨影响县域粮食生产的制度因素, 对准确理解中国粮食连年丰收的答卷因何而来有一定贡献, 同时, 也为探究省直管县财政改革的成效提供了更多经验证据。二是研究内容上, 本文拟从粮食生产要素 (播种面积、机械化、化肥等) 配置和粮食注意力分配的视角, 分析省直管县财政改革对县域粮食生产的影响, 考察省直管县财政改革推动县域粮食生产的作用机制, 并从行政放权、改革时滞、经济发展水平和产粮大县等角度开展异质性分析, 为下一步优化调整省直管县财政改革实施范围和改革重点, 更好地调动县域种粮抓粮积极性提供经验参考。三是研究方法上, 本文相较于已有相关研究具有一定的改进和创新。已有多数文献在采用双重差分 (differences-in-differences, 简称 DID) 模型开展省直管县财政改革效应评估时, 未能很好地处理改革对象选择的非随机性问题, 可能导致潜在的估计偏误。DID 模型有效估计的前提是改革对象选择的随机性, 但一些省份对改革试点县的选择有明确的标准, 并非

^①参见《国务院办公厅关于进一步推进省以下财政体制改革工作的指导意见》, https://www.gov.cn/zhengce/content/2022-06/13/content_5695477.htm。

随机的^①。本文通过控制改革县的选择标准变量与年份虚拟变量的交乘项，可以较好地处理改革对象选取的非随机性问题，降低模型估计偏误。

二、政策背景与理论分析

（一）政策背景

中国实行“中央—省—市—县—乡镇”多层级行政体制，每一级政府在行政和财政上都受更高级政府直接管辖。1994年的分税制改革清晰划定了中央和省级政府之间的财权和事权，并赋予省级政府划分省级以下各层级政府财政收支的自由裁量权。在各级政府的相互博弈过程中，省以下政府间财政分配逐步形成了“事权层层下压，财权层层上移”的特点。在这个过程中，县级财政资金被层层截留，县级财政陷入赤字困境。同时，一些地市级政府也因自身能力较弱，对县级政府的辐射带动能力有限，出现“小马拉大车现象”（贾康，2022）。

为解决县级政府的财政困难，省直管县财政改革应运而生。这项改革的核心是将“省—市—县”的三级模式转变为“省—市、省—县”二级模式，即县级政府直接与省级政府建立包括收支划分、转移支付和预结算在内的财政联系，无须再经过地市级政府。21世纪初，安徽省和湖北省率先实施省直管县财政体制改革。2006年，温家宝在国务院农村税费改革工作会议上指出，进一步改革县乡财政管理体制，改革县乡财政的管理方式，具备条件的地方，可以推进“省直管县”和“乡财乡用县管”的改革试点^②，掀起了省直管县财政改革的第一次浪潮。2009年，财政部发布的《关于推进省直接管理县财政改革的意见》提出改革的总体目标，即“2012年底前，力争全国除民族自治地区外全面推进省直接管理县财政改革”^③，又一次掀起了省直管县财政改革的浪潮。截至2011年底，全国共有27个省份1080个县（市、区）实施了省直管县财政改革，占全国县（市、区）总数的54%左右^④。2017年，国务院印发的《“十三五”推进基本公共服务均等化规划的通知》要求，“简化财政管理层级，扩大省直管县财政管理体制覆盖范围”^⑤。2022年，《国务院办公厅关于进一步推进省以下财政体

^①例如：财政部明确提出，2012年底前，将粮食、油料、棉花、生猪生产大县全部纳入改革范围；江西省明确提出在国家重点扶贫开发县实行省直管县财政改革试点；陕西省明确提出优先选择生态保护任务重、财政经济特别困难的县实行省管县财政体制改革试点。资料来源：《财政部关于推进省直接管理县财政改革的意见》，http://yss.mof.gov.cn/zhengceguizhang/200907/t20090707_176746.htm；《江西在国家扶贫工作重点县试点财政省直管县》，<http://lianghui.china.com.cn/chinese/pinkun/662152.htm>；《陕西省人民政府关于实行省管县财政体制改革试点的通知》，http://www.shaanxi.gov.cn/zfxgk/zfgb/2007/d4q_4245/200806/t20080626_1638400.html。

^②参见《温家宝在全国农村税费改革试点工作会议上的讲话》，https://www.gov.cn/zwhd/2006-02/18/content_203789.htm。

^③参见《财政部关于推进省直接管理县财政改革的意见》，http://yss.mof.gov.cn/zhengceguizhang/200907/t20090707_176746.htm。

^④参见《省直管县和乡财县管改革情况》，http://www.mof.gov.cn/zhuanjihui/czjbqk2011/cztz2011/201208/t20120831_679730.htm。

^⑤参见《国务院关于印发“十三五”推进基本公共服务均等化规划的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/content/2017-03/01/content_5172013.htm。

制改革工作的指导意见》再次对这项改革加以肯定并提出：“推进省直管县财政改革。按照突出重点、利于发展、管理有效等要求，因地制宜逐步调整优化省直管县财政改革实施范围和方式。”^①

（二）理论分析

1. 粮食生产要素配置机制。省直管县财政改革主要通过增加县级政府税收分成比例和转移支付规模增加县级财政自给能力，缓解县级财政支出压力（刘勇政等，2019）。在收入划分方面，改革后地市级政府不再参与县级政府税收分成，使得改革县税收分成比例有所提升。吴敏等（2023）测算发现，财政省直管改革县的税收分成比例明显高于普通县。在转移支付方面，改革后转移支付由省级政府直接核定并发放到地市级政府和县级政府，地市级政府不再参与县级政府转移支付资金拨付，从而避免地市级政府从中截留资金。不少省份也明确提出增加对改革县的转移支付力度。例如，《江苏省人民政府关于实行省直管县财政管理体制改革的的通知》明确指出，“加大转移支付力度，兼顾由经济薄弱县（市）成建制改成的区，缓解县乡财政困难”^②；《安徽省人民政府关于实行省直管县财政体制改革的的通知》明确提出，“建立健全市对县的转移支付制度，进一步加大市对县的转移支付力度”^③。

尽管粮食生产对县级政府的财政贡献有限，但面对中央财政大规模支农转移支付的吸引，上级政府粮食安全考核压力以及县域自身短期产业转型困难、自有财力不足等因素的制约，支持粮食生产不失为既定约束条件下县级政府的理性选择（曾明，2015；伍骏骞和张星民，2023）。经过省直管县财政体制改革，县级政府的财政治理能力会得到提升，主要表现为县级政府可以增加粮食生产所需的公共产品和服务供给，改善粮食生产条件，进而通过引导粮农扩大粮食播种面积、提升农业机械化水平、增加化肥施用量等路径增加粮食生产要素投入。具体来看：一是政府财政治理能力提升有利于扩大农业领域公共投资。为了改善粮食生产条件，县级政府增加农业公共投资，实现对私人投资的部分替代，降低单位产出的私人生产成本，从而引导粮农扩大粮食播种面积。二是县级政府对农业领域的公共投资会产生间接收入效应，有助于粮农增加对农业机械、化肥等粮食生产要素投入，进而提高粮食单产和劳动生产率。三是在改革县增加的转移支付资金中，有相当一部分与农业生产相关，资金的专项性质决定了县级政府只能将资金用于农业基础设施建设、新型农业经营主体培育以及直接的粮食生产补贴，从而调动粮农种粮的积极性，促使播种面积、机械、化肥等粮食生产要素配置的增加。

2. 省级政府粮食注意力分配机制。实施省直管县财政体制后，省级财政直接管理地市级与县级财政。尽管县级政府受粮食安全治理外部性的影响整体上缺乏足够的激励增加粮食生产，但相对于市管县财政体制下的地市级政府，省直管县财政体制下的省级政府有更强的意愿通过涉农专项转移支付及配套资金来支持和激励县级政府重农产粮。运用 Rouse（1990）提出的注意力经济学概念，可将此概括为对粮食注意力的分配增加。究其原因，省级政府和地市级政府对保障粮食安全的重视程度存在差

^①参见《国务院办公厅关于进一步推进省以下财政体制改革工作的指导意见》，https://www.gov.cn/zhengce/content/2022-06/13/content_5695477.htm。

^②参见《省政府关于实行省直管县财政管理体制改革的的通知》，http://www.jiangsu.gov.cn/art/2007/3/26/art_46143_2543691.html。

^③参见《安徽省人民政府关于实行省直管县财政体制改革的的通知》，<https://www.ah.gov.cn/szf/zfgb/8122431.html>。

异。一方面，从保障粮食生产的公共产品供给看，诸如灌溉水系连通、粮食仓储物流设施建设、农业科技創新等项目所产生的外部收益范围往往无法被恰好限定在某一个地级市范围内，受益者可能是省域内的多个市域，从而导致省级政府比地市级政府更有动力保障粮食生产的系列公共产品供给。另一方面，从粮食本身的公共产品属性看，由于各地区资源禀赋和粮食生产能力不同，常出现有些地区的粮食产能过剩、有些地区的粮食供应相对不足的情况。为此，各个地区，特别是不能自给自足的非粮食主产区需要依靠粮食购销与调剂来保障本行政区域内粮食供求平衡。若这种购销与调剂发生在省域范围内，从理论上讲，由县域向省内各地流出的粮食对省级政府而言无疑是内部收益，而对地市级政府而言，则可能是外部收益。据此推断，省级政府从县级政府粮食生产中获取的收益不低于地市级政府^①，因而省级政府支持粮食生产的激励强于地市级政府。若这种购销与调剂是跨省域范围的，在粮食安全省长责任制考核约束下，为确保本省粮食供需平衡和粮价稳定，一般需要省级层面相关部门通过签署省际粮食购销合作框架协议^②、申报粮食进口关税配额以及向中央申请粮食跨省移库等途径解决粮食跨省流通外部性问题。省级政府在这方面能够发挥的作用也是地市级政府不可比拟的。

同时，粮食生产与经济发展又是一对天然的激励不相容的矛盾体（魏后凯和王业强，2012）。在这种情况下，根据多层级委托代理理论，省级政府作为委托人、下级政府作为代理人，两者之间可能存在利益不一致或利益冲突现象。若省级政府坚持将粮食生产事权多层级委托，不仅违背了事权下放的“激励相容”原则，导致政策执行偏差，还会带来道德风险等问题。实行省直管县财政改革后，地市级政府不再参与县级政府财政支农决策，而是由县级政府直接按照省级政府“三农”工作年度总体要求和省粮食安全责任制考核办法，结合本地实际，统筹安排“三农”领域资金使用，并对资金使用效益负责，由此简化了上下级政府间财政支农资金使用过程中不必要的委托代理关系，提高了省级政府粮食注意力分配的信息传递速度和政策执行效率，并对基层粮食安全治理形成有效的监督（Williamson，1975）。

然而，省直管县财政改革对粮食生产也可能产生潜在的负面影响。主要表现为：改革后，县级政府与地市级政府在财政层级上，不再是上下级的关系，而是平等甚至是竞争关系，因而导致地市级政府不再对县级粮食生产给予财政扶持。同时，省直管县财政改革也会诱发诸如地市级竞相“撤县设区”^③、县级政府“为增长而竞争”等现象，导致耕地非农化、非粮化问题产生，对粮食安全构成潜

^①若县级政府粮食流通范围恰好限定在其所属的地级市，则省级政府与地市级政府从中获取的收益相等。

^②资料来源：《贵州省在第五届中国粮食交易大会上与辽宁等五省（区）签署粮食产销（粮食安全区域协同保障）合作协议》，http://lshwzcb.guizhou.gov.cn/xwzx/qlzx/202308/t20230829_82101907.html；《新疆与七省份签订合作框架协议 推动粮油企业间的产销合作》，<http://www.xinjiang.gov.cn/xinjiang/bmdt/202308/f26fdc8788d04a0fba50a4ae3701c233.shtml>；《青海省粮食局与陕甘宁新川五省（区）签订粮食安全保障互联互通保机制框架协议》，http://www.lswz.gov.cn/html/hybd/2023/2023-09/06/content_276145.shtml。

^③由于区级政府的财政归地市级政府财政管理，因此，为避免县级政府财政管理权的旁落，一些地市级政府在省直管县财政改革过程中加快实施“撤县设区”改革，扩大地市级政府的财政管理范围。

在威胁（张琛和孔祥智，2017；李永友等，2021；李宁和周琦宇，2023）。所以，从理论上讲，省直管县财政改革对粮食生产的最终影响存在一定的不确定性。但就现实情况看，改革产生的正向影响应较潜在的负面影响而言更突出，因而有利于调动县级政府种粮抓粮积极性，促进县域粮食生产。基于此，本文提出如下研究假说。

H1：省直管县财政改革会促进县域粮食生产。

H2：省直管县财政改革通过提升县级政府财政治理能力，引导粮农增加对粮食作物播种面积、农业机械、化肥等生产要素的配置，促进县域粮食生产。

H3：省直管县财政改革通过强化省级政府对粮食注意力的分配，促进县域粮食生产。

三、研究设计

（一）样本说明

本文基于 2000—2020 年中国 20 个省 734 个县级单位的非平衡面板数据开展实证研究，样本总量为 10045。本文剔除的县（市、区）如下：一是北京市、天津市、上海市、重庆市 4 个直辖市下辖县（区）。尽管直辖市和省都属于省一级的行政区，但直辖市下辖县（区）的行政级别高于其他县（市、区），因而剔除直辖市下辖县（区）。二是浙江省和海南省下辖县（市、区）。考虑到这两个省一直实施省直管县财政体制改革，与其他省份为缓解县级财政困难、壮大县域经济的改革目标存在差异。三是宁夏回族自治区、广西壮族自治区、内蒙古自治区、西藏自治区、新疆维吾尔自治区下辖的县级行政单位。剔除的原因是：这 5 个自治区具有较高的自主管理权，在管理体制、经济与社会发展水平和风土人情等方面与其他省份存在一定差异，因此也不纳入本文样本。四是实施强县扩权改革的县和全面推行省直管改革的县。强县扩权与省直管县财政改革类似，都是一种权力下放过程，但不同的是，省直管县财政改革侧重财权的下放，而强县扩权改革侧重行政管理权力的下放。由于两类改革的改革时期和改革内容相近，实践中存在一些县在实施省直管县财政改革的同一时期推行省直管县行政改革。为排除行政改革的影响，降低模型估计偏误，本文将这类县剔除。五是样本期间发生撤县设区、撤县设市变动的县，同样被剔除。对于部分未公开或缺失的数据，本文在查阅地级市或县域统计年鉴、县域统计公报依然不能补足的情况下，采用线性插值法补齐。所有价值变量，本文使用省级 CPI 指数折算为以 2000 年为基期的实际值。

（二）变量选取和数据来源

1.被解释变量。参考已有研究的测度方法（张琛和孔祥智，2017；李宁和周琦宇，2023），本文选用各县域粮食产量刻画粮食生产情况。数据主要来源于相应省份统计年鉴（2001—2021 年，历年）和县域国民经济和社会发展统计公报（2000—2020 年，历年）。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为省直管县财政改革，用某县是否实施省直管县财政改革的虚拟变量表示。若 i 县第 t 年开始实施省直管县财政改革，则在 t 年及以后年份省直管县财政改革变量取值为 1，否则取值为 0。本文通过查阅各省实施省直管县财政改革的相关政策文件，根据各省历年改革情况，对省直管县财政改革变量赋值。

3.机制变量。根据上述理论分析,本文从生产要素配置和政府粮食注意力分配的角度,选取粮食作物播种面积、农业机械化、化肥施用量、政策注意力和经济注意力5个机制变量。其中,粮食作物播种面积、农业机械化、化肥施用量数据来源于《中国县域统计年鉴(县市卷)》^①(2001—2021年,历年)、相关省份统计年鉴(2001—2021年,历年)和县域国民经济和社会发展统计公报(2000—2020年,历年)。政策注意力数据来源于2000—2020年各省政府工作报告,用“粮食”和“农业”关键词出现频次表示;经济注意力采用各省农林水事务支出比重表征,数据来源于各省统计年鉴(2001—2021年,历年)。

4.控制变量。囿于数据可得性,本文参考已有研究做法(伍骏骞等,2017),控制了两组可能影响粮食生产的变量,包括:一是生产要素配置变量,包括粮食作物播种面积、农业机械化、农民收入水平等。二是宏观经济变量,包括金融发展水平、财政自给率、经济发展水平、对外开放、产业结构升级等。数据主要来源于《中国县域统计年鉴(县市卷)》(2001—2021年,历年)、相关省份统计年鉴及县域国民经济和社会发展统计公报等。值得一提的是,经济发展水平采用夜间灯光亮度表征。相比于传统的反映经济发展的统计指标,夜间灯光亮度数据具有客观性、准确性、完整性以及一致性等优点(Henderson et al., 2012)。全球夜间灯光图像主要来自DMSP-OLS和SNPP-VIIRS两套卫星数据,前者时间跨度为1992—2013年,后者时间跨度为2012—2020年。本文根据相同年份的共同区域进行夜间灯光取点,对两套卫星数据进行回归拟合,并将二者的空间分辨率调整为一致,从而得到2000—2020年平滑的夜间灯光平均亮度值。

5.改革试点县选择标准变量及其他变量。本文使用交错DID模型进行有效估计的前提是处理组和控制组在改革实施前具有共同时间趋势。如前所述,各地对省直管县财政改革试点县的选择并非完全随机,而是遵循明确的标准。为此,为尽量消除各地对改革试点县选择的非随机性,提高DID模型估计的有效性,本文参考Li et al. (2016)的研究方法,选取国家产粮大县、原国家贫困县、地形起伏度、初始经济发展水平和初始财政自给率5个选择标准变量分别与年份虚拟变量构成交乘项,以降低各地对改革试点县选择的非随机性。为控制各县初始粮食生产水平的差异以及不同年份的冲击,在模型中也加入初始粮食产量(2000年)与年份虚拟变量的交乘项。其中,产粮大县的名单来自《全国新增1000亿斤粮食生产能力规划(2009—2020年)》^②,若某县在名单之列,则产粮大县取值为1,否则为0;原国家贫困县来自“国家扶贫开发工作重点县名单”^③,赋值方式与产粮大县相似;地形起伏度直接影响农作物的种植规模与结构,一般而言,坡度小于25度可发展种植业,坡度高于25度可发展林业或养殖业,因而本文选择地形起伏度表征地理特征,数据来源于中国地形起伏度公里网格数据集(游珍等,2018)。另外,本文在异质性检验部分以经济密度变量作为经济强县和经济欠发达县识别依据进行分组回归。

^①资料来源:中国经济社会大数据研究平台官方网站, <https://data.cnki.net/yearBook/single?id=N2024030156>。

^②参见《全国新增1000亿斤粮食生产能力规划(2009—2020年)》, <https://zfxgk.ndrc.gov.cn/web/iteminfo.jsp?id=256>。

^③参见《扶贫办发布“国家扶贫开发工作重点县名单”》, https://www.gov.cn/gzdt/2012-03/19/content_2094524.htm。

变量定义及描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量定义及描述性统计

变量名称	变量含义	均值	标准差
粮食生产	当年粮食产量（万吨）	26.584	23.294
省直管县财政改革	是否为省直管县财政改革县：是=1，否=0	0.338	0.473
粮食作物播种面积	当年粮食作物播种面积（万公顷）	7.009	4.852
财政能力	一般公共预算收入（万元）	57583.280	85549.090
公共投资	社会固定资产投资/地区生产总值	0.619	0.369
农业机械化	农业机械总动力（万千瓦特）	36.537	33.311
化肥施用量	农用化肥施用量（按折纯法计算，吨）	25264.370	33528.930
政策注意力	省级政府工作报告中“粮食”和“农业”关键词词频（次）	16.938	7.198
经济注意力	省级农林水事务支出/一般公共预算支出	0.099	0.029
农民收入水平	农村居民人均可支配收入（元）	7212.517	5091.347
金融发展水平	县级金融机构各项贷款余额/总人口（万元/人）	0.579	0.359
财政自给率	一般公共预算收入/一般公共预算支出	0.337	0.226
经济发展水平	县级年度平均夜间灯光亮度（DN）	4.056	6.025
对外开放	县级外商直接投资/地区生产总值	0.023	0.034
产业结构升级	县级第二、第三产业增加值/地区生产总值	0.749	0.131
国家产粮大县	是否为国家主要产粮大县：是=1，否=0	0.092	0.289
原国家贫困县	是否为原国家贫困县：是=1，否=0	0.388	0.487
地形起伏度	地形平均坡度（度）	7.981	6.243
初始经济发展水平	2000 年的平均夜间灯光亮度（DN）	3.110	4.480
初始财政自给率	2000 年的一般公共预算收入/一般公共预算支出	0.521	0.226
初始粮食产量	2000 年的粮食产量（万吨）	22.896	18.395
县经济密度	县生产总值/行政区域土地面积（万元/平方千米）	695.986	926.335
省金融发展水平	省级金融机构各项贷款余额/总人口（万元/人）	3.790	3.416
省经济发展水平	省级年度平均夜间灯光亮度（DN）	3.817	3.981
省对外开放	省级外商直接投资/地区生产总值	0.022	0.019
省产业结构升级	省级第二、第三产业增加值/地区生产总值	0.875	0.048
省经济密度	省生产总值/行政区域土地面积（万元/平方千米）	634.524	936.685

注：除 0—1 虚拟变量、取值为 0~1 的比值变量和地形起伏度变量外，其余变量在后文回归时取自然对数。DN 值是遥感影像像元亮度值，记录的是地表的灰度值，DN 值越大表示该地区夜间越亮。

（三）模型设定

本文将中国省直管县财政改革视为一项准自然实验，将实施省直管县财政改革的县视为处理组，未实施省直管县财政改革的县视为控制组。考虑到实施省直管县财政改革的年份不一致，本文使用交错 DID 模型识别改革对粮食生产的影响。但交错 DID 模型有一个重要的潜在问题是存在异质性处理效应，即同一处理对于不同个体产生的效果存在差异，这种差异在本文中表现为各个县实施省直管县

财政改革的时长不同或在不同时点实施改革。在此背景下，若继续使用传统的双向固定效应模型（two-way fixed effect estimator，简称 TWFE）进行估计，就会产生潜在偏误。既然处理效应可能会因第一次接受处理的时点不同以及接受处理时长不同而具有异质性，那么，对于接受处理时长相同的样本，则应具有相同的处理效应。

针对上述问题，本文使用 Sun and Abraham（2021）提出的交互加权（interaction-weighted，简称 IW）估计量处理方式进行估计^①。IW 估计量根据样本第一次接受处理的时间差异定义了“组别—时期平均处理效应”（cohort-specific average treatment effect on the treated，简称 CATT），再加权加总，具体的估计过程分为三步。

第一步，使用线性双向固定效应模型估计“组别—时期平均处理效应”：

$$\ln Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{e \in c} \sum_{l \neq -1} \delta_{e,l} (1\{E_i = e\} \cdot D_{it}^l) + X_{it}'\psi + (M \times t)' \gamma + \pi_{ct} + \xi_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： i 代表县； c 代表地级市； p 代表省； t 代表年份； α_i 代表县固定效应； λ_t 代表时间固定效应； $\ln Y_{it}$ 表示县 i 第 t 年的粮食产量； e 表示个体第一次接受政策处理的时点； l 表示距离政策发生时点的期数； D_{it}^l 为传统事件分析中定义的、表示某县处理状态的虚拟变量； $1\{E_i = e\}$ 为新加入的关键虚拟变量，表示第 i 个县是否属于第一次实施改革时间为 e 的组别； $\delta_{e,l}$ 为“组别—时期平均处理效应”对应的估计量； X_{it}' 为控制变量； ψ 表示 X_{it}' 对 $\ln Y_{it}$ 的影响； M 为上述 5 个选择标准变量和初始粮食产量的变量矩阵； π_{ct} 和 ξ_{pt} 分别表示地级市一年份固定效应和省份一年份固定效应，以控制地级市和省份的技术进步、气候（温度、湿度、降雨）等随时间发生变化的趋势； ε_{it} 表示随机误差项。

第二步，根据每个组别在对应时期的样本份额估计权重： $pr\{E_i = e | E_i \in [-l, T-l]\}$ ， $l \in g$ ， g 表示不相交的相对时间期数集合 $[-T, T]$ 。

第三步，对第一步的“组别—时期平均处理效应”估计和第二步的权重估计进行加权平均，形成交互加权估计量：

$$\hat{v}_g = \frac{1}{|g|} \sum_{l \in g} \sum_e \hat{\delta}_{e,l} \hat{pr}\{E_i = e | E_i \in [-l, T-l]\} \quad (2)$$

（2）式中： $\hat{\delta}_{e,l}$ 是由第一步估计得到的估计量； $\hat{pr}\{E_i = e | E_i \in [-l, T-l]\}$ 是由第二步估计得到的权重；其他符号含义与（1）式保持一致。在此基础上，按照 g 对权重进行标准化。若 g 只有一期，则 $|g|=1$ 。

四、回归结果分析

（一）基准估计

表2报告了省直管县财政改革对县域粮食生产影响的基准估计结果。其中：（1）列是加入县固定效

^①本文使用 Stata 程序包中“eventstudyinteract”命令估计。

应、省份一年份固定效应、地级市一年份固定效应的估计结果，(2)列是在(1)列基础上加入控制变量 X_{it}' 的估计结果，(3)列则进一步控制选择标准变量一年份固定效应、初始粮食产量一年份固定效应。

(1)~(3)列的回归结果均显示，省直管县财政改革对县域粮食生产有显著的正向影响，H1得以验证。

表2 省直管县财政改革对县域粮食生产影响的基准估计结果

变量	粮食生产		
	(1)	(2)	(3)
省直管县财政改革	0.0534*** (0.0101)	0.0442*** (0.0088)	0.0398*** (0.0103)
控制变量	未控制	已控制	已控制
县固定效应	已控制	已控制	已控制
省份一年份固定效应	已控制	已控制	已控制
地级市一年份固定效应	已控制	已控制	已控制
选择标准变量一年份固定效应	未控制	未控制	已控制
初始粮食产量一年份固定效应	未控制	未控制	已控制
观测值数	10045	10045	10045
调整后的 R ²	0.9605	0.9676	0.9721

注：①***表示1%的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③Stata 程序包中“eventstudyinteract”命令估计结果只显示核心解释变量的系数，不显示控制变量的估计系数。

(二) 平行趋势检验

DID 估计结果一致性的前提是处理组和控制组满足平行趋势假定，即在改革实施之前，处理组和控制组的变化趋势是一致的，不存在显著差异。本文运用事件分析法对省直管县财政改革前后县域粮食产量的变化趋势进行检验。本文检验各县在改革实施前6年到后6年粮食产量的动态变化趋势，以改革实施的前一年为基期，结果如图1所示。可以看出，在改革窗口期内，在省直管县财政改革实施之前，改革县和非改革县的粮食产量动态变化趋势没有显著差异。而当省直管县财政改革实施后，核心解释变量变得显著且系数方向为正，由此可知，平行趋势假设成立。

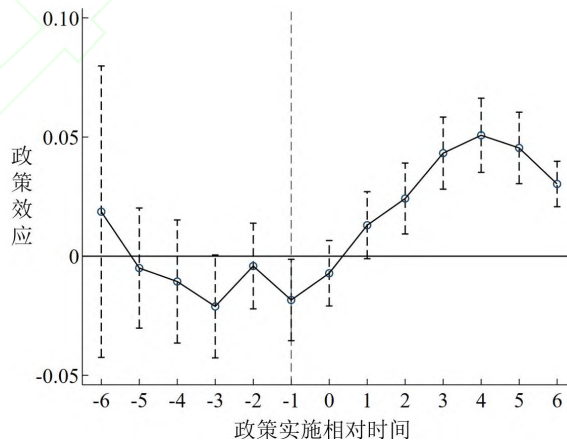


图1 平行趋势检验

(三) 稳健性检验

1. Goodman-Bacon 分解。根据 Goodman-Bacon (2021) 的研究, 当处理组样本在不同时间点接受处理时, 不同处理组之间或不同时间的处理效应存在异质性, 可能导致出现“坏处理组”甚至“负权重”问题。负权重过大会导致模型估计系数与真实估计系数相反, 从而使得估计结果不稳健。因此, 本文参考 Goodman-Bacon (2021) 的研究, 将总的 DID 估计量分解为四类三组, 计算各组的系数值和权重, 以检验估计结果中可能存在的估计偏误。具体分组如表 3 所示, 包括: “较早实施省直管县财政改革的县(处理组) vs 较晚实施省直管县财政改革的县(控制组)” “较晚实施省直管县财政改革的县(处理组) vs 较早实施省直管县财政改革的县(控制组)” “实施省直管县财政改革的县(处理组) vs 从未实施省直管县财政改革的县(控制组)”。分解结果显示, 不合适的处理效应“较晚实施省直管县财政改革的县 vs 较早实施省直管县财政改革的县”的估计值为-0.011, 权重仅为 0.061; 合适的处理效应“实施省直管县财政改革的县 vs 从未实施省直管县财政改革的县”的估计值为 0.052, 且权重较大, 为 0.836。由此认定本文估计结果存在的偏误较小, 结论较为稳健。

表 3 Goodman-Bacon 分解权重表

DID 分组类型	权重	平均 DID 估计量
较早实施省直管县财政改革的县 vs 较晚实施省直管县财政改革的县	0.103	0.002
较晚实施省直管县财政改革的县 vs 较早实施省直管县财政改革的县	0.061	-0.011
实施省直管县财政改革的县 vs 从未实施省直管县财政改革的县	0.836	0.052

2. 安慰剂检验。本文采用随机抽样方法进行安慰剂检验, 如图 2 所示。通过随机抽取省直管县财政改革县, 并随机选择样本期作为改革时间, 来检验本文估计结果是否由不可观测的因素驱动。上述检验的基本逻辑是: 理论上, 将随机设定的伪省直管县财政改革县和改革时间代入交错 DID 模型不会对结果变量产生影响, 即改革实施效果为 0。但倘若发现伪省直管县财政改革的实施效果不为 0, 与真实估计结果相近, 说明导致结果变量存在差异的并不是省直管县财政改革政策而是其他随机的不可观测因素。

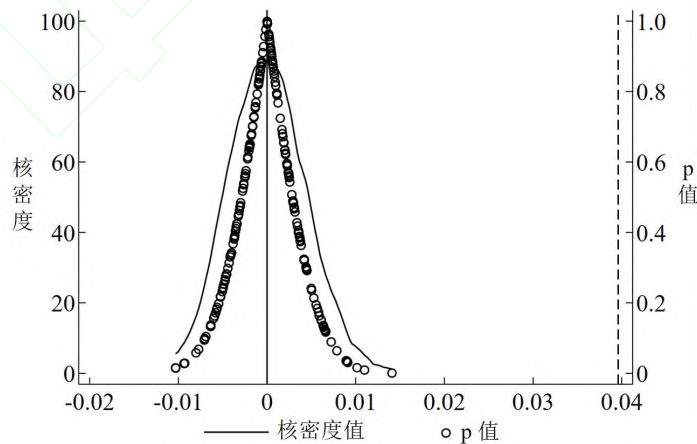


图 2 省直管县财政改革对县域粮食生产影响的安慰剂检验

本文将这一随机抽取过程重复 500 次，并画出 500 个实施效果的估计系数和 p 值分布图。由图 2 可知，伪省直管县财政改革实施效果估计系数集中分布在 0 值附近，真实估计系数（虚线）明显偏离安慰剂检验分布区域，基本排除了不可观测因素对本文估计结果的影响。

3. 样本自选择讨论。省直管县财政改革县的选取并非完全随机，而是存在样本选择性偏差。倾向得分匹配基础上的双重差分法（PSM-DID）可有效地处理样本选择性偏差问题。这种方法的设计思路是：基于系列特征变量估算出倾向得分值，在最大程度上还原省直管县财政改革县在未实施省直管县财政改革时的表现，从而构造出一个无限接近于省直管县财政改革县（处理组）特征的非省直管县财政改革县（控制组），消除样本选择性偏差后再进行双重差分模型估计。参照已有研究做法（才国伟和黄亮雄，2010），本文构建以省直管县财政改革变量为因变量，以县域初始经济发展水平、初始财政自给率、是否为原国家贫困县、是否为国家主要产粮大县、地形起伏度等特征变量为自变量的 Logit 模型，估算每个县实施改革的概率即倾向得分值。

本文采用最近邻匹配方法（k=2）进行匹配，匹配前后处理组和控制组的密度函数分布如图 3 所示。

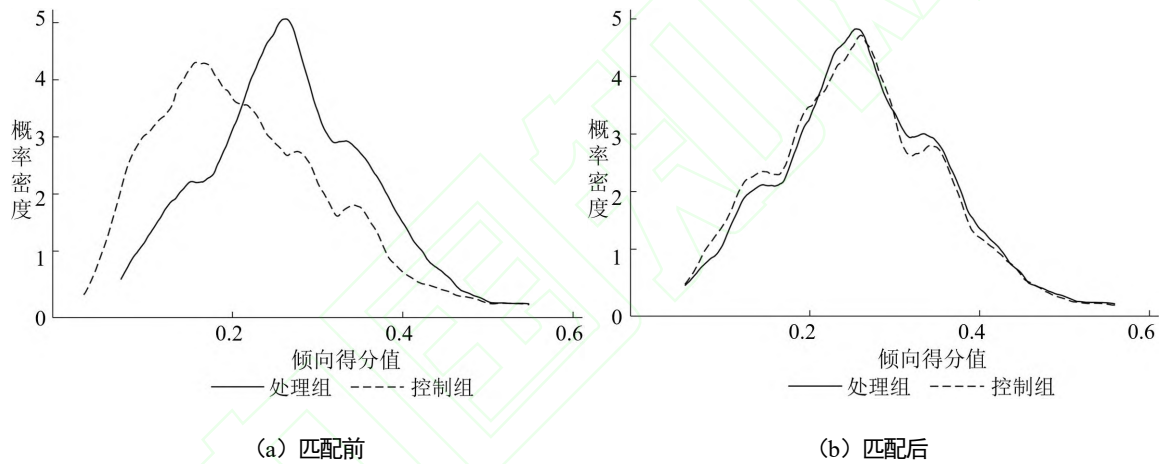


图 3 省直管县财政改革县与非改革县倾向得分匹配前后的密度函数

根据图 3 (a) 和图 3 (b) 可以发现，匹配后改革县（处理组）和非改革县（控制组）差异明显缩小，说明匹配质量较高。基于匹配后的数据，本文采用交错 DID 模型估计省直管县财政改革对县域粮食生产的平均处理效应，如表 4 所示。

表 4 省直管县财政改革对县域粮食生产影响的 PSM-DID 估计结果

变量	粮食生产	
	(1)	(2)
省直管县财政改革	0.0531*** (0.0101)	0.0458*** (0.0096)
控制变量	未控制	已控制
县固定效应	已控制	已控制
省份一年份固定效应	已控制	已控制

表 4 (续)

地级市一年份固定效应	已控制	已控制
初始粮食产量一年份固定效应	未控制	已控制
观测值数	8954	8954
调整后的R ²	0.9552	0.9653

注：①***表示 1% 的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③控制变量选取与基准模型一致。

需要说明的是，考虑到 PSM 模型已根据上述 5 个选择标准变量对样本数据进行匹配筛选，为此，模型估计时不再控制选择标准变量一年份固定效应。表 4 (1) 列为控制县固定效应、地级市一年份固定效应和省份一年份固定效应的估计结果，表 4 (2) 列是在 (1) 列的基础上进一步控制初始粮食产量一年份固定效应和其他控制变量的估计结果。可以看出，在 (1) 列和 (2) 列中，省直管县财政改革变量均在 1% 统计水平上显著，且估计系数为正值，与基准估计结果系数大小差别不大，表明省直管县财政改革促进县域粮食生产的结论较为稳健。

4. 工具变量法。尽管省直管县财政改革是一项相对外生的准自然实验，但依然可能存在潜在联立性问题或者遗漏变量问题引发的估计偏误。以联立性问题为例，一个县是否被选为省直管县财政改革试点县，与县政府财政困难程度，经济发展水平，是否为粮食、油料、棉花、生猪生产大县等因素可能密切相关，而这些因素同时也影响县域粮食生产，便产生了内生性问题。因此，参考已有研究（刘勇政等，2019）的做法，本文选取各县到所属地级市地理距离（千米）作为省直管县财政改革的工具变量进行两阶段最小二乘估计。从外生性看，各县到所属地级市的地理距离是固定的，在改革实施前就已经存在，不会直接对被解释变量产生影响，满足与扰动项不相关假定。从相关性看，各县到所属地级市地理距离与该县是否被遴选为省直管县财政改革试点有一定相关性。省级政府对改革试点县选择的一个重要决定因素是，改革县与所属地级市的地理距离。这是因为，实施省直管县财政改革意味着取消地级市对下辖县的财政管辖权，会使地级市利益受损，因而地市级政府往往持反对态度。一个县与所属地级市地理距离越近，二者的经济联系可能越密切，实施省直管县财政改革遭受地市级政府反对越强烈，因而该县被选为省直管县财政改革县的概率也就越小。刘勇政等（2019）的研究也证实了这一点。值得一提的是，由于各县到所属地级市的地理距离是不随时间变化的截面数据，本文构造了各县到所属地级市地理距离（回归时取对数）与时间趋势项的交乘项作为最终的工具变量。

表 5 报告了使用工具变量法的回归结果。第一阶段估计结果显示，各县到所属地级市地理距离对省直管县财政改革的影响在 1% 统计水平上显著，且系数方向为正，表明各县到所属地级市地理距离越远，推行省直管县财政改革的可能性越大。Cragg-Donald Wald F 统计量和 Anderson c. c. LM 统计量均验证了工具变量选取的合理性。第二阶段估计结果显示，省直管县财政改革在 5% 统计水平上显著，且系数为正，表明在处理内生性问题之后，省直管县财政改革对县域粮食生产依然具有正向影响。从变量估计系数看，省直管县财政改革变量系数值为 0.0605，表明相对于未实施省直管县财政改革的县，实施改革县的粮食产量会增加 1.0623 万吨。这一数值与基准估计结果相比略高，这可能是由于工具变量法使得模型的内生性问题得到有效处理，估计结果更为准确。

表 5 省直管县财政改革对县域粮食生产影响的工具变量法估计结果

变量	第一阶段估计 省直管县财政改革		第二阶段估计 粮食生产	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
各县到所属地级市地理距离×时间趋势项	0.1389***	0.0429		
省直管县财政改革			0.0605**	0.0268
常数项	-0.0422	0.0290	0.1214***	0.0392
控制变量	已控制		已控制	
县固定效应	已控制		已控制	
选择标准变量一年份固定效应	已控制		已控制	
初始粮食产量一年份固定效应	已控制		已控制	
Cragg-Donald Wald F 统计量	32.4810 [16.3800]			
Anderson c. c. LM 统计量	10.5310 (0.0012)			
观测值数	10045		10045	
调整后的R ²			0.1090	

注：①**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。②圆括号中为稳健标准误。③方括号中为 Stock-Yogo 检验在 10%水平上的临界值。④控制变量选取与基准模型一致。

五、机制检验结果

(一) 粮食生产要素配置

表 6 汇报了省直管县财政改革的粮食生产要素配置机制检验结果。表 6 (1) 列和 (2) 列分别检验了省直管县财政改革是否会带来县级政府财政能力提升和公共投资增加的机制，本文采用交错 DID 模型进行估计。结果显示，省直管县财政改革的确有利于县级政府财政能力提升和公共投资增加。上述结果与已有相关研究可以相互印证（陈思霞和卢盛峰，2014；刘勇政等，2019）。

表 6 省直管县财政改革的粮食生产要素配置机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	财政能力	公共投资	粮食作物播种面积	农业机械化	化肥施用量
省直管县财政改革	0.0367** (0.0152)	0.0206* (0.0113)	0.0136* (0.0073)	0.0399*** (0.0077)	0.0413** (0.0201)
控制变量	已控制				
县固定效应	已控制				
省份一年份固定效应	已控制				
地级市一年份固定效应	已控制				
选择标准变量一年份固定效应	已控制				

表 6 (续)

初始粮食产量一年份固定效应	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	10045	10045	10045	10045	10045
调整后的 R ²	0.9862	0.8842	0.9808	0.9314	0.9638

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③（3）列的控制变量不包括粮食作物播种面积，（4）列的控制变量不包括农业机械化。

表 6（3）～（5）列进一步检验省直管县财政改革是否会通过县级政府财政能力提升，改善粮食生产条件，进而引导粮农通过扩大粮食作物播种面积、提升农业机械化水平、增加化肥施用量等增加生产要素配置的行为促进粮食生产。其中：表 6（3）列是以粮食作物播种面积为被解释变量的估计结果，结果显示，省直管县财政改革显著促进了粮农扩大粮食作物播种面积；表 6（4）列是以农业机械化化为被解释变量的估计结果，可以发现，省直管县财政改革显著提升了农业机械化；表 6（5）列是以化肥施用量为被解释变量的估计结果，可以看出，省直管县财政改革能够显著促进农业生产中化肥的投入。可见，增加粮食生产要素配置的确是省直管县财政改革促进粮食生产的重要机制。由此，H2 得以验证。

（二）政府对粮食注意力的分配

在多任务情境下，省级政府在宏观层面调控有限财政资金来保障粮食生产的“主动性”，在很大程度上体现为粮食注意力的分配（Rouse, 1990）。注意力分配的增加，会伴随资源配置、政策支持以及监督力度的增加，最终影响粮食安全的治理效果。甘林针等（2024）研究发现，粮食注意力分配越多的地区，粮食种植面积比例越高，粮食生产的贡献越大。本文将省级政府对粮食注意力的分配划分为两类：一是政策注意力，用各省级政府工作报告中“粮食”和“农业”关键词词频来间接表征，词频越高，表明粮食注意力分配越多；二是经济注意力，以各省农林水事务支出占地方财政一般公共预算支出比重表征，该比重越大，表明分配的经济注意力越多。省直管县财政改革县比例，以各省实施省直管县财政改革县的数量占省下辖县总数的比重表征。表 7（1）列和（2）列分别展示了省直管县财政改革县比例影响政策注意力和经济注意力的估计结果。可以发现，省直管县财政改革县比例变量均在 1%统计水平上显著，且估计系数为正，表明省级政府对粮食注意力的分配是省直管县财政改革促进粮食增产的重要途径。H3 得以验证。

表 7 省直管县财政改革的粮食注意力分配机制检验结果

变量	(1) 政策注意力		(2) 经济注意力	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
省直管县财政改革县比例	23.6346***	0.2140	0.0032***	0.0005
常数项	0.1437	0.1850	0.0680***	0.0003
控制变量	已控制		已控制	
省份固定效应	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	

表 7 (续)

观测值数	420	420
调整后的 R ²	0.5613	0.5273

注：①***表示 1% 的显著性水平。②控制变量包括省经济发展水平、省金融发展水平、省对外开放、省产业结构升级和省经济密度等。

六、异质性分析

(一) 基于是否推行强县扩权改革的异质性分析

省直管县财政改革与强县扩权改革本质上都是放权，前者是财政领域的放权，后者是行政领域的放权。梳理各省改革实践，发现省际改革策略差异很大，有的省份将财权和行政管理权限都下放到县级，有的省份只下放了财权^①。

本文以省直管县财政改革县是否同步推行强县扩权改革进行分样本检验。结果发现，省直管县财政改革对粮食生产的提升效应存在于非强县扩权试点县^②。由此得到的启示是：对于绝大多数农业大县来说，面临经济发展的区位优势 and 基础薄弱的双重困境，通过推行强县扩权改革赋予县级政府更多行政管理权力，非但难以实现县域经济跃升，反而可能会激发县级政府为发展经济而牺牲粮食生产的行为动机（李宁和周琦宇，2023；龚斌磊等，2023）。浙江省几十年的省直管县财政改革经验也表明，“省以下的市和县行政不同级，但是财政同级，市和县在一个平台上与省政府说话，搭建财政体制”的治理模式也是行之有效的。

(二) 基于省直管县财政改革实施时长的异质性分析

中国先后于 2006 年和 2009 年掀起了两次省直管县财政改革浪潮，据此，本文将样本划分为三组：政策实施时长小于 10 年、10~15 年和大于 15 年。本文旨在考察省直管县财政改革的粮食增产效应是否会因试点县改革实施时间或改革批次的早晚而呈现差异。分组估计结果显示，不同批次省直管县财政改革的粮食增产效应存在异质性，越早实施省直管县财政改革，改革的粮食增产效应越明显^②。长期而言，改革实施时间越长，将越有助于县级政府通过财政支农资金的循环累积效应改善粮食生产条件、稳定农民种粮预期，从而致使粮食增产的边际效应越大。

(三) 基于县域经济发展水平的异质性分析

依据中国社会科学院财经战略研究院发布的“中国县域经济综合竞争力”排名，本文将样本县划

^①例如，湖北省 2004 年在全省范围内推行省直管县财政改革，并逐步将省直管县行政改革的试点扩展到全省范围，明确规定“除国家法律、法规有明确规定的以外，目前须经市(州)审批或由市(州)管理的，改由扩权县(市)自行审批、管理，报市(州)备案”，通过若干行政权力下放，扩大县域经济发展自主权。参见《省委办公厅省政府办公厅关于扩大部分县(市)经济和社会发展管理权限的通知》，<http://app.enshi.cn/print.php?contentid=15344>。

^②因篇幅所限，相关结果未予展示，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录。

分为百强县和非百强县，分组估计省直管县财政改革的粮食增产效应^①。结果发现，省直管县财政改革的粮食增产效应在经济强县表现不明显，但在欠发达县表现明显。本文以县域经济密度的 90%分位点作为经济强县和经济欠发达县的分组标准进行分组回归，估计结果基本保持一致。进一步，本文以县域一般公共预算收入的 90%分位点作为财政强县和财政弱县的分组标准进行分组回归，结果显示，省直管县财政改革的粮食增产效应存在于财政弱县，而非财政强县。这可能由于省直管县财政改革更能提升经济欠发达县、财政弱县的财政能力，使它们有充足的财力承担保障粮食安全的责任事权。相比于经济强县、财政强县，经济欠发达县、财政弱县主要集聚在中西部地区，这些地区市“卡”县、市“刮”县的现象相对普遍（王文龙，2023）。而且，多数经济欠发达县、财政弱县所属的地级市经济实力也一般，地级市对所辖县的辐射和带动能力有限，经常出现“小马拉大车”的情况，这些县实施省直管县财政改革后能有效减少对地级市的依附，提升县级政府保障粮食安全的财政能力。

（四）基于粮食产销区的异质性分析

本文从省级层面依据国家划分的粮食主产区、主销区和产销平衡区，估计省直管县财政改革的粮食增产效应在粮食产销区的差异化表现。结果发现，省直管县财政改革的粮食增产效应在粮食主产区省份明显，在主销区和产销平衡区省份不显著。然而，单纯按省级行政区划分产销区，会掩盖省域内部的差异，也容易使主销区、产销平衡区推脱和转移粮食安全责任。为此，本文进一步从县级层面划定产粮大县和非产粮大县，分样本估计省直管县财政改革的粮食增产效应，结果显示，省直管县财政改革的粮食增产效应主要体现在产粮大县，在非产粮大县不显著^①。

一方面，可能是由于省直管县财政体制对粮食生产大县粮食生产行为的考核激励较为充分（龚斌磊等，2023）。中国粮食、油料、棉花、生猪生产大县已全部纳入省直管县财政改革范围，因而产粮大县的增产效应明显。另一方面，主产区省份承担保障粮食安全责任重于主销区、产销平衡区省份，且各自在保障粮食安全努力方向上存在差异。根据《粮食安全省长责任制考核办法》^②，粮食主产区和产粮大县在确保耕地面积、粮食生产和可持续能力等方面被赋予较大权重，而粮食主销区、产销平衡区和非产粮大县则在粮食储备、调控和监管等方面被赋予较大权重。因此，主产区省份会配置更多的粮食注意力来提高粮食产能，而省直管县财政改革有助于强化省级政府对粮食注意力的分配机制。

七、结论与政策启示

系统考察省直管县财政改革对县域粮食生产的影响，有助于科学全面地把握省直管县财政体制改革与粮食安全的关系，为省以下财政体制改革与粮食安全保障协同推进提供一定的科学依据。本文基于 2000—2020 年中国 734 个县级面板数据，采用交错 DID 模型评估了省直管县财政改革的粮食增产效应，检验了其作用机制，并考察了这一改革实施对粮食生产影响的异质性。研究发现：第一，省直

^①因篇幅所限，相关结果未予展示，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录。

^②参见《粮食局关于印发〈2016 年度粮食安全省长责任制考核指标及评分标准解读〉的通知》，https://www.gov.cn/xinwen/2016-10/09/content_5116395.htm。

管县财政改革会促进县域粮食生产。第二，在作用机制上，省直管县财政改革主要是通过县级政府财政治理能力提升引导粮农扩大粮食作物播种面积、提升农业机械化水平、增加化肥施用量等生产要素的配置机制和强化省级政府粮食注意力的分配机制，促进县域粮食生产。第三，异质性分析表明：相比于强县扩权试点县，省直管县财政改革的粮食增产效应在非强县扩权试点县更为明显；省直管县财政改革实施时间越长，省直管县财政改革的粮食增产效应越明显；省直管县财政改革的粮食增产效应在经济欠发达县、财政弱县表现明显，在经济强县、财政强县则表现不明显；省直管县财政改革的粮食增产效应在粮食主产区、产粮大县较为明显。

据此，本文提出以下三点政策启示：一是进一步理顺中央和地方财政关系，建立权责清晰、财力协调的中央和地方财政关系，完善中央和地方粮食安全共同财政事权体系，为省级政府分配粮食注意力、提升粮食安全治理效能提供制度支撑和财政保障。二是建立健全权责配置更为合理、收入划分更加规范、财力分布相对均衡、基层保障更加有力的省以下财政关系，重点推动建立健全县级财力长效保障机制，提升县级政府财政治理能力，夯实基层政府粮食安全责任事权的财政根基。三是逐步优化调整省直管县财政改革的实施范围和实施方式。将经济欠发达县、财政弱县、粮食主产区下辖县、粮食主销区和产销平衡区的产粮大县作为改革优化的重点，加大对这些县的转移支付力度，实施产粮大县公共服务能力提升行动，实现财政体制设计与县级政府粮食生产行为激励相容。审时度势适度对政策进行微调优化，防止政策实施过程中的大起大落和“一刀切”，保持省直管县财政改革政策实施的稳定性和可持续性。尽管省直管县财政改革会内生推演省直管县行政改革，但未来改革方向不应积极寻求简政放权改革的配套，而是在渐进改革中寻求最小震荡因素，避免因行政放权可能带来的县级政府激励扭曲而影响粮食安全。

参考文献

1. 才国伟、黄亮雄，2010：《政府层级改革的影响因素及其经济绩效研究》，《管理世界》第8期，第73-83页。
2. 陈思霞、卢盛峰，2014：《分权增加了民生性财政支出吗？——来自中国“省直管县”的自然实验》，《经济学（季刊）》第4期，第1261-1282页。
3. 陈锡文，2023：《当前农业农村的若干重要问题》，《中国农村经济》第8期，第2-17页。
4. 甘林针、钱龙、钟钰，2024：《成效不彰 VS 行之有效：粮食安全省长责任制促进了粮食生产吗？》，《经济评论》第2期，第22-35页。
5. 龚斌磊、张启正、袁菱苒、马光荣，2023：《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》，《管理世界》第7期，第30-46页。
6. 胡靖，2000：《中国粮食安全：公共品属性与长期调控重点》，《中国农村观察》第4期，第24-30页。
7. 贾康，2022：《论中国省以下财政体制改革的深化》，《地方财政研究》第9期，第4-13页。
8. 李宁、周琦宇，2023：《撤县设区对区域粮食生产的外溢效应分析》，《中国农村经济》第5期，第23-41页。
9. 李永友、周思娇、胡玲慧，2021：《分权时序与经济增长》，《管理世界》第5期，第71-86页。

- 10.刘勇政、贾俊雪、丁思莹, 2019: 《地方财政治理: 授人以鱼还是授人以渔——基于省直管县财政体制改革的研究》, 《中国社会科学》第7期, 第43-63页。
- 11.罗丹、陈洁, 2009: 《县乡财政的困境与出路——关于9县(市)20余个乡镇的实证分析》, 《管理世界》第3期, 第72-83页。
- 12.田雅群、何广文、范亚辰、刘昶, 2023: 《“省直管县”财政体制改革有利于打赢蓝天保卫战吗——基于县域空气质量的研究》, 《中国农村经济》第3期, 第101-119页。
- 13.王文龙, 2023: 《省直管县改革: 县域差异、政策选择与目标耦合》, 《湖北社会科学》第4期, 第33-40页。
- 14.魏后凯、王业强, 2012: 《中央支持粮食主产区发展的理论基础与政策导向》, 《经济学动态》第11期, 第49-55页。
- 15.吴敏、周黎安、石光, 2023: 《中国县级政府税收分成的典型化事实: 基于独特数据的测算与分析》, 《财贸经济》第4期, 第5-20页。
- 16.伍骏骞、方师乐、李谷成、徐广彤, 2017: 《中国农业机械化发展水平对粮食产量的空间溢出效应分析——基于跨区作业的视角》, 《中国农村经济》第6期, 第44-57页。
- 17.伍骏骞、张星民, 2023: 《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》, 《财经研究》第1期, 第124-138页。
- 18.游珍、封志明、杨艳昭, 2018: 《中国地形起伏度公里网格数据集》, 《全球变化数据仓储电子杂志(中英文)》, <https://doi.org/10.3974/geodb.2018.03.16.V1>。
- 19.曾明, 2015: 《财政转移支付的激励效应: 地方政府为什么支持粮食生产? ——基于粮食主产区JS县的调研》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第60-68页。
- 20.张琛、孔祥智, 2017: 《行政区划调整与粮食生产: 来自合成控制法的证据》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第121-133页。
- 21.张元红、刘长全、国鲁来, 2015: 《中国粮食安全状况评价与战略思考》, 《中国农村观察》第1期, 第2-14页。
- 22.朱晶、臧星月、李天祥, 2021: 《新发展格局下中国粮食安全风险及其防范》, 《中国农村经济》第9期, 第2-21页。
- 23.钟钰、巴雪真、陈萌山, 2024: 《新时代国家粮食安全的理论构建与治理进路》, 《中国农村经济》第2期, 第2-19页。
24. Goodman-Bacon, A., 2021, “The Long-Run Effects of Childhood Insurance Coverage: Medicaid Implementation, Adult Health, and Labor Market Outcome”, *American Economic Review*, 111(8): 2550-2593.
25. Henderson, J. V., A. Storeygard, and D. N. Weil, 2012, “Measuring Economic Growth from Outer Space”, *American Economic Review*, 102(2): 994-1028.
26. Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, Vol. 123: 18-37.
27. Liu, Y., and J. Alm, 2016, “‘Province-Managing-County’ Fiscal Reform, Land Expansion, and Urban Growth in China”, *Journal of Housing Economics*, Vol. 33: 82-100.

28. Rouse, J., 1990, "The Economy of Attention", *English Education*, 22(2): 83-98.
29. Sun, L., and S. Abraham, 2021, "Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects", *Journal of Econometrics*, 225(2): 175-199.
30. Williamson, O., 1975, *Markets and Hierarchies: Analysis and Antitrust Implications*, New York: Free Press, 82-105.

(作者单位: ¹南京财经大学财政与税务学院;

²中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 柳 荻)

Does the Fiscal Reform of Province Governing County Promote County Grain Production? Evidence from a Quasi-Natural Experiment

YANG Yiwu LIN Wanlong

Abstract: Based on the county-level panel data from 2000 to 2020, this paper estimates the impact of the fiscal reform of province governing county on grain production using the staggered Difference-in-Differences (DID) method. The study finds that the fiscal reform of province governing county significantly boosts county grain production. By enhancing the financial governance capacity of county-level governments, the fiscal reform of province governing county leads to the increases of grain crops planting area, agricultural machinery level, and fertilizer usage as well as other production factors allocation mechanisms, and strengthens the distribution mechanism of provincial government's attention to grain, thus promoting county-level grain production. Heterogeneity analysis shows that the effect of the fiscal reform of province governing county on increasing grain production is more pronounced in non-"Strengthening County and Extending Power" pilot counties, economically underdeveloped counties, financially weak counties, major grain producing areas, and major grain producing counties. The longer the implementation of the fiscal reform of province governing county is, the more significant the grain yield increase effect is. This paper has expanded the literature on the effects of fiscal reform of province governing county, providing empirical evidence and decision-making directions for deepening the reform of the sub-provincial fiscal system and maintaining national food security in the new stage. It is supposed to moderately enhance the ability of provincial-level financial coordination and regulation, gradually optimize the implementation scope and methods of county-level financial reform under provincial direct management, reasonably divide the financial powers and expenditure responsibilities of provincial-level and county-level governments, and enhance the financial governance capacity of county-level governments in ensuring food security.

Keywords: Fiscal Reform of Province Governing County; Grain Production; Fiscal Relation; Production Factor Allocation