丰收的嘉奖: 财政激励与粮食增产*

罗斯炫1,2 张俊飚3,4

摘要:常规产粮大县奖励政策是中央政府为了调动地方政府粮食生产积极性、缓解产粮大县财政困难的重要举措,但其粮食增产效果及作用机制尚未明晰。本文基于群聚分析法,利用奖励入围条件所形成的制度断层点,估计了该政策实施对粮食生产的影响。结果表明:2005—2020年,该政策实施产生了明显的群聚现象,即县域粮食产量频数分布在奖励入围断点20万吨处呈现左侧缺失与右侧群聚。该政策实施促使操纵区间内县域粮食单产平均提高5.0%,且提高了复种指数与农业机械化水平。财政收支缺口大、产业结构高级化程度低的县和贫困县受财政激励更强,表现出更高的粮食增产成效。进一步,该政策还提高了县级层面的农业全要素生产率和农业劳动生产率。经计算,该政策实施的预计收益下限值远大于其预计成本上限值,具有较高的经济效益。本文研究有助于认识县级政府对粮食生产财政转移支付的反应程度、财政激励的作用区间以及财政转移支付对粮食安全的贡献,为中央政府进一步优化和创新粮食生产财政转移支付制度,充分发挥财政助力粮食安全重要职能提供来自微观层面的经验证据。

关键词: 常规产粮大县奖励政策 财政激励 财政转移支付 粮食安全 群聚分析

中图分类号: F812: F326.11 文献标识码: A

DOI:10.20077/j.cnki.11-1262/f.2024.08.003

一、引言

一直以来,保障中国粮食安全、推进粮食生产的主体责任由县级政府承担。产粮大县作为保障国家粮食安全的主力军,更是承担了扛稳粮食安全的重任。然而,产粮大县普遍面临的种粮效益低、地方财政负担重、经济增长迟缓等问题,严重挫伤了县级政府的抓粮积极性(魏后凯和王业强,2012)。这在客观上要求中央政府必须采取相应的财政制度安排对产粮大县粮食生产予以扶持和保护,其中,健全地方政府抓粮担责尽义的机制保障是工作中的重要一环。

对于自分税制改革后财力不足、事权颇多的县级政府而言,在自上而下的标尺竞争中,发展粮食

^{*}本文研究得到国家社会科学基金重点项目"基于经济高质量发展的农业自然资源高效利用研究"(编号: 20AZD091) 和浙江农林大学科研发展基金人才启动项目"中国农业绿色低碳发展研究"(编号: 2023FR015)的支持。笔者感谢宋 洪远研究员、郭红东教授、张龙耀教授和张寒教授给予本文的建设性意见。当然,文责自负。本文通讯作者:张俊飚。

生产会挤占有限的、可投入非粮食生产部门的财政资金。全面废除农业税之后,农业基本上不再为县级政府贡献财政收入,而粮食生产的弱政绩性决定了县级政府选择发展粮食生产就意味着在资源配置上将面临巨大的机会成本(田建民和孟俊杰,2010)。况且,因粮食安全具有外部性,产粮大县事实上还承担了部分粮食调入区的粮食安全责任,这无疑又加重了县级政府的财政负担。

因此,一个摆在中央政策制定者面前且需要予以高度重视的现实困局是,在机会成本与外部性的 共同作用下,县级政府从事粮食生产、履行粮食安全主体责任的积极性正逐渐减弱,粮食生产难以成 为其主要工作任务中的优先政策(谭明智,2014)。对中央政府而言,如何在现行体制背景下,调动 县级政府发展粮食生产的积极性,是保障粮食安全甚至国家长治久安的重大命题。

粮食生产的财政转移支付制度是中央政府破局的关键所在。2023 年底,中央农村工作会议和中央经济工作会议上多次提及要探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制。2024 年,中央"一号文件"重点围绕健全主产区利益补偿机制进行了具体阐述。2024 年,政府工作报告提出"加大产粮大县支持力度,完善主产区利益补偿机制。"[©]2024 年 6 月,习近平总书记在主持中央全面深化改革委员会第五次会议时强调: "稳定粮食生产,确保粮食安全,必须保护和调动农民种粮和地方抓粮积极性,健全种粮农民收益保障机制和粮食主产区利益补偿机制,提高政策精准性、实效性,夯实粮食安全根基。"[©]由此可见,要进一步压实地方政府抓粮担责尽义,则离不开对地方政府财政激励政策的优化与完善。因此,有必要在中国式财政分权视角下重新审视粮食主产区利益补偿机制,对既有的粮食生产财政转移支付制度展开进一步评价。

中央政府于 2005 年起实施的常规产粮大县奖励政策,为本文识别粮食生产的财政转移支付制度对提高地方政府重农抓粮积极性的激励效应提供了良好的研究素材。常规产粮大县奖励政策是为了缓解产粮大县财政困难和调动地方重视粮食增产积极性而设立的一种代表性的纵向利益补偿机制。该政策在制度设计上基本具备解决粮食生产外部性与机会成本下产粮大县利益流失问题的可能。既有研究如费佐兰等(2016)、辛翔飞等(2016)、赵和楠和侯石安(2021)以及伍骏骞和张星民(2023)等,均肯定了产粮大县奖励政策实施对提高地方政府抓粮积极性的作用。然而,上述研究较少关注县级政府对粮食生产的态度,以及由此引发的地方政府对中央政府粮食生产转移支付政策的差异化响应行为。

在中国式财政分权体制下,无论是从预算最大化理论抑或地方财政收入绩效考核角度而言,产粮 大县为何在几乎无法从粮食生产中获得税收收入的前提下仍发展粮食生产,这本身是需要思考的问题。 具体到常规产粮大县奖励政策,可以认为该项奖励类似于中央与地方之间形成一种契约关系,即中央 将粮食安全的责任通过以奖代补的形式发包,并配上雄厚的财力保证。同时,中央政府在粮食产量等 指标上设置奖励门槛,其中重要的一条是,以县为单位,过去5年平均粮食产量大于20万吨。县级

[®]参见《政府工作报告——2024 年 3 月 5 日在第十四届全国人民代表大会第二次会议上》,https://www.gov.cn/yaowen/lie biao/202403/content 6939153.htm?pc。

[®]参见《习近平主持召开中央全面深化改革委员会第五次会议强调完善中国特色现代企业制度 建设具有全球竞争力的科技创新开放环境》,https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202406/content_6956762.htm。

政府如果想要获得该财政奖励资金,则应提前着手粮食增产安排。如此,在争取转移支付、缓解财力紧张的激励下,县级政府在一定程度上具有了发展粮食生产的积极性(曾明,2015)。然而,并非全部的县级政府均会一致响应该奖励政策。因为该政策设计的财政激励不是普惠制的,而是特惠制的。县级政府需要结合自身粮食生产现状与中央财政拨付的奖励资金规模,在考虑增产投入成本以及预期产量水平基础上,决定粮食增产安排。例如,年产粮 19 万吨与 15 万吨的两个县,在财政激励前,前者更容易通过粮食增产安排达到奖励入围条件,而后者很有可能对该政策无动于衷。换言之,是否获得该政策奖励资金对县级政府而言是一种自选择行为。因此,在"中央财政直接发包一县级政府财政争取"的央地关系安排中,只有部分县级政府会积极响应常规产粮大县奖励政策。

Zhang et al. (2020) 发现了常规产粮大县奖励政策入围条件设置下县级政府响应的自选择行为。该研究认为,常规产粮大县奖励政策实施并未带来粮食增产,反而促使部分县级政府在受财政激励后为了获取转移支付而虚报粮食产量数据。这一结论与其他同类研究的结论完全不同,究其原因,可能是方法选用问题。Zhang et al. (2020) 发现了常规产粮大县奖励政策奖励入围条件所形成的制度断层点以及 20 万吨断点左右两边的群聚现象,故其在识别设计上相比前述研究更接近于政策本质。但该研究并未意识到常规产粮大县奖励入围条件所形成的是前置断点,并非断点回归设计中的后置断点^①。由于该政策奖励入围条件是预先公布给县级政府的,故部分接近于奖励门槛的县级政府可以根据自身当前的生产能力,选择是否"提升"粮食产量。在财政激励之下,县域粮食产量分布在 20 万吨及其右侧附近出现反常堆积,而在 20 万吨左侧附近则出现反常空洞,这种现象被称为群聚现象(Kleven,2016)。鉴于此,本文从中国式财政分权视角,构建由常规产粮大县奖励政策入围条件引发群聚现象的典型化模型,刻画县级政府对财政激励的反应行为,说明群聚现象产生的微观基础,并采用专门用于评估前置断点型制度的新兴因果识别方法——群聚分析法,估计常规产粮大县奖励政策对县一级粮食生产的增产效果。

相比既有研究,本文研究可能的贡献有两个方面: 其一,既有研究仅验证了财政转移支付在提高县域粮食产量方面具有正面效果,而本文则进一步识别县级政府面对财政激励的反应程度和财政激励的作用区间,计算由政策实施而产生的在财政激励作用区间内县域粮食单产增幅情况,为准确认识粮食生产财政转移支付对粮食安全的积极贡献和优化常规产粮大县奖励政策提供经验支持。同时,本文证伪了 Zhang et al. (2020) 所提出的粮食产量虚报之说,证实了财政制度支持农业发展的

[®]后置断点是指政策断点的设置滞后于个体的主观选择,而前置断点是政策断点的设置在个体作出行为决策前就已彰显,个体会依据预期成本或收益在政策断点左右的非连续变化而调整行为决策,以优化其效用(张航和范子英,2019)。显然,前置断点的出现本身就会导致个体的自选择行为,故断点回归设计、双重差分法等天然地不适用于评估此类政策。 [®]此处的"提升"是指,在财政激励之下,县级政府为了获取常规产粮大县奖励,采取一系列粮食增产的措施。一个直观反应是,从全国所有县构成的粮食产量频数分布上看,在20万吨左右突然出现不连续。若没有常规产粮大县奖励政策实施,则频数分布(反事实分布)应是平滑的。因此,后文中出现的"提升"行为是强调政策冲击下县级政府对粮食生产活动安排的行为调整,而"提升"行为在群聚分析方法论中又被称为"操纵"行为。

有效性和以稳产增产为导向的粮食安全政策的真实性。其二,在方法上,本文使用的群聚分析法是最适用于具有前置断点型制度的新兴政策评估方法。本文是目前国内较早使用群聚分析法评估粮食生产财政转移支付制度的研究,一定程度上有助于该方法在中国农业经济研究与农业支持政策评估方面的推广应用。

二、制度背景与理论分析

(一) 制度背景

粮食主产区产粮越多,地方财政负担越重,挫伤了地方政府粮食生产的积极性,这也是1998-2003 年粮食产量和粮食种植面积连年下降的原因之一。在此形势下,国家着手制定和实施以促进粮食增产 为导向的财政转移支付制度,并在政策支持上向粮食主产县倾斜(魏后凯和王业强,2012),用以解 决好外部性与机会成本双重作用下的产粮大县利益流失问题。

一方面,粮食作为准公共品且具有正外部性,理应由政府作为保障粮食安全的责任主体。倘若需要由某个地方负责,则国家应向该地方政府给予相应的财政转移支付(龚为纲,2015)。因此,由中央政府设立和增加对县级政府的粮食生产转移支付,是实现外部性内部化的直接办法。其作用在于可避免"财政穷县"将压缩粮食生产作为保证自身财政收入的一项"理性选择",从而化解产粮大县因粮食生产而产生的收益与成本不对称问题。

另一方面,县级政府作为国家政权结构中承上启下、城乡联结的行政节点,发展地区经济、改善民生福祉是其首要的主体责任。即使粮食生产不是负担,受地方政府间竞争的政治考核制度引导,粮食生产也难以成为县级领导主动施政的首选,且地方财政支出结构中并不偏好农业支出(吕冰洋,2021)。因此,对于中央政府而言,既要求还是"经济弱县"的产粮大县集中精力发展经济,又要求其承担并不能产生实际经济绩效的粮食生产任务,则在通过财政转移支付缩小地方财力差距的同时,应实现县级政府财权与事权的匹配(黄少安,2018)。换言之,粮食生产的财政转移支付应具备一般性转移支付资金的功能,以满足县级政府财政资金使用的灵活性偏好,增强其财政统筹运用能力(陈少强和贾颖,2014)。如此,"财政穷县"为谋求对"工业小县""经济弱县"的突破,反而会积极重视对粮食生产的扶持与发展,以确保其在粮食生产上的优势地位(曾明,2015)。中央政府通过"以奖代补"式的财政转移支付可促使县级政府在发展粮食生产与发展地方经济之间达成"两难自解"的效果(吕冰洋等,2021;赵和楠和侯石安,2021)。

为此,2005年4月财政部印发《中央财政对产粮大县奖励办法》,对粮食生产达到一定规模的县直接给予奖励。这标志着粮食生产奖励政策正式出台。本文重点关注常规产粮大县奖励政策。该政策经历多次完善,但政策的基本设计保持不变。

常规产粮大县奖励政策具有如下特征:一是按照"测算到县、拨付到县"的原则,确定粮食商品量、粮食产量与粮食播种面积作为奖励指标。测算数据以分县统计年鉴为依据。"常规产粮大县入围条件: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,非主产区列前 5 位的县级行政单位"[©]。该条件的重点在县域粮食产量,因为当粮食产量超过"4亿斤"(20万吨)时,商品量很容易达到 5000吨(Zhang et al., 2020)。因此,粮食产量 20 万吨即为前置断点。另外,《中央财政对产粮大县奖励办法》还规定,"奖励入围的县原则上一定 3 年不变",即中央政府在 2008 年才会确定新一轮常规产粮大县奖励入围名单。由于县级政府不能提前了解到新一轮的奖励入围条件会选择何段时期作为测算依据,且过去的产量数据已无法改变,故粮食产量略低于 20 万吨的县级政府将有极大动机安排粮食增产工作,以保证从 2005 年起每年粮食产量均超过 20 万吨。理论上讲,从 2005 年以来,县域粮食产量分布中可观察到在 20 万吨附近的群聚现象。二是常规产粮大县奖励资金的分配参照因素法,以粮食商品量、产量、播种面积及上年产粮大县奖励资金绩效评价得分值作为分配因素,与省级财力状况挂钩,且不同地区采取不同的奖励系数。奖励资金作为一般性转移支付(财力性转移支付),主要用于纾解县乡财政困难,由中央财政全额拨付到县级财政,然后由县级政府统筹安排,合理使用。

自政策实施起,中央财政不断加大产粮大县奖励资金支持力度,奖励资金规模已由 2005 年的 55 亿元增至 2020 年的 466.7 亿元,年均增幅达 15.3%。获得这一奖励一方面已成为产粮大县的一种政治荣耀,另一方面更是产粮大县扩充可支配财力、减轻公共支出负担的重要来源。

(二) 理论分析

1.在常规产粮大县奖励政策下群聚现象产生的微观基础。本文根据常规产粮大县奖励政策的奖励入围条件,构建一个典型化模型来刻画县级政府对财政激励的反应程度以及群聚现象产生的原因。简单起见,根据产粮大县的特点,假设一个县在经济运行过程中只存在粮食生产部门,县级政府财政支出分为政府的公共投资支出 P_i 和用于政府自身消费的非生产性支出 E_i 两大类。同时,假设县级政府有两大目标:自身政府消费、通过粮食增产实现政治晋升。那么,县级政府的效用函数可以设定如下:

$$U_i = Y_i + \lambda \ln E_i \tag{1}$$

(1) 式中:下标i表示县级政府; U_i 为县级政府效用; Y_i 为县域粮食产量; λ 反映县级政府关注自身消费的程度,其取值范围为 $(0,+\infty)$ 。

因农业税改革后粮食生产不再贡献地方财政收入,设县级政府的财力来源有两类:一是上级政府的财力性转移支付 S_i ;二是可能争取的中央政府对粮食生产的财政奖励 $\sigma_i Y_i$,且该奖励是制度断层型(notched)设计。根据常规产粮大县奖励入围条件,县级政府的预算约束可设定如下:

$$E_i + P_i + \delta_i Y_i = S_i + \sigma_i d(Y_i > \hat{Y}) Y_i$$
(2)

(2)式中: \hat{Y} 表示粮食产量 20 万吨的奖励入围断点; $\mathbf{d}(Y_i > \hat{Y})$ 为示性函数,表示是否具有常规产粮大县奖励资格,即当 $Y_i > \hat{Y}$ 时, \mathbf{d} =1,反之, \mathbf{d} =0; δ_i 衡量的是由外部性与机会成本所致县

[®]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/caizhengbuwengao200

级政府每生产一单位粮食的经济损失; σ_i 表示中央政府制定的差异化奖励系数,反映粮食生产奖励资金的分配办法。将(2)式代入(1)式后,重新整理可得:

$$U_{i} = Y_{i} + \lambda \ln \left(S_{i} + \sigma_{i} d \left(Y_{i} > \hat{Y} \right) Y_{i} - P_{i} - \delta_{i} Y_{i} \right), \quad S_{i} + \sigma_{i} d \left(Y_{i} > \hat{Y} \right) Y_{i} - P_{i} - \delta_{i} Y_{i} > 0$$
 (3)

图 1 展示了在制度断层型设计的粮食生产奖励下县级政府的期望效用[®]。在断点 \hat{Y} 上,县级政府增加 1 单位粮食产量,所得的奖励资金将由 0 跃升至 $\sigma_i\hat{Y}$ 。这使得 20 万吨左侧的县级政府会受到很强的财政激励。换言之,当县域粮食产量足够接近 \hat{Y} 时,并且断点处的预期效用 $U(\hat{Y})$ 高于其内部均衡时的预期效用 $U(Y_i^*)$,县级政府将有足够的激励把粮食产量提高至 \hat{Y} 的右侧。

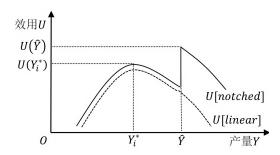


图 1 制度断层型设计的粮食生产奖励下县级政府的期望效用

注:U[linear] 是线性设计的粮食生产奖励下的效用曲线,U[notched] 是制度断层型设计的粮食生产奖励下的效用曲线。 $U(Y_i^*)$ 、 $U(\hat{Y})$ 分别表示 Y_i 处于内部均衡点 Y_i^* 、20 万吨粮食产量奖励入围断点 \hat{Y} 时的效用水平。

进一步地,图2展示了制度断层型设计的粮食生产奖励对县域粮食产量分布的影响。

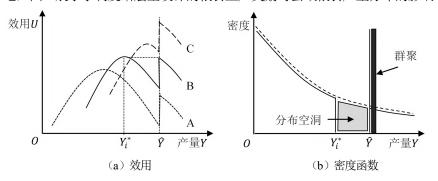


图 2 制度断层型设计的粮食生产奖励对县域粮食产量分布的影响

注:图(a)中,短线虚线、实线和长线虚线组成的图案分别代表三类有代表性的县级政府 A、B 和 C 的效用函数曲线。图(b)中,实线代表制度断层型设计的粮食生产奖励下的县域粮食产量分布,短线虚线代表线性设计的粮食生产奖励(假若未有制度断层型设计的粮食生产奖励)下的县域粮食产量分布(反事实分布)。

图 2(a) 描绘了三类有代表性县级政府 $(A, B \cap C)$ 的效用曲线。县级政府 A 的粮食产量 Y_i 远

- 32 -

[®]作为参照,笔者还分析了当粮食生产奖励为线性转移支付时的县级政府行为。篇幅所限,未在此展示,感兴趣者可在《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)查阅本文附录。

离断点 \hat{Y} ,其效用最大值大于断点处的效用,即 $U\left(Y_i^*\right)>U\left(\hat{Y}\right)$,故县级政府 A 会把粮食生产安排在其内部均衡水平 Y_i^* 上。相反,县级政府 C 会把粮食生产安排在断点 \hat{Y} 上,因为此处其效用大于其内部均衡水平上的效用,即 $U\left(Y_i^*\right)< U\left(\hat{Y}\right)$ 。

值得关注的是县级政府 B,其粮食产量在内部均衡水平上的效用与在断点上的效用无差异。单独将县级政府 B 的内部均衡水平 Y_i^* 标记为 \tilde{Y}_i ,即有:

$$\tilde{Y}_{i} + \lambda \ln \left(S_{i} - P_{i} - \delta_{i} \tilde{Y}_{i} \right) = \hat{Y} + \lambda \ln \left(S_{i} + \sigma_{i} \hat{Y} - P_{i} - \delta_{i} \hat{Y} \right) \tag{4}$$

换言之,县级政府 B 代表的便是那类在县域粮食产量分布上的边际迁移者。在图 2(a)中,对处于县级政府 B 右侧附近的县而言,一旦 Y_i^* 超过 \tilde{Y}_i ,则必然有很大激励将粮食生产安排在断点上,以取得高于内部均衡水平上的效用,即 $U\left(Y_i^*\right) < U\left(\hat{Y}\right)$ 。对处于县级政府 B 右侧那些 $Y_i^* > \hat{Y}$ 的县级政府而言,它们会将粮食生产安排在内部均衡水平上,因为此时 $U\left(Y_i^*\right) > U\left(\hat{Y}\right)$ 。

因此,在制度断层型设计的粮食生产奖励下,粮食产量的内部均衡水平 Y_i^* 位于区间 (\tilde{Y}_i, \hat{Y}) 内的县级政府产生了不一样的粮食生产安排。这就造成了图 2(b)所示的群聚式分布。原本县域粮食产量分布上处在区间 (\tilde{Y}_i, \hat{Y}) 内的县级政府集体"迁移"至 \hat{Y} 处。带来的结果是:一方面,造成了在该区间的反常空洞;另一方面,大量县级政府"迁移"至 \hat{Y} 处带来的异常堆积使得密度骤升,形成了在 \hat{Y} 处特殊的群聚现象。

2.常规产粮大县奖励政策促进县域粮食增产的机理分析。在长期以来的城市与工业偏向发展战略下,产粮大县的农田水利等农业基础设施因政府财力有限而投资不足。作为一种财政激励手段,常规产粮大县奖励入围条件的设置改变了县级政府财政支出偏向,使县级政府积极重视对粮食产业的扶持与发展。因财政奖励资金规模主要与粮食产量挂钩,为继续保留产粮大县的荣誉与获得财政转移支付,已获得奖励的县级政府会继续追加粮食生产建设公共投资,以保持在粮食生产上的优势地位及已经取得的相关政绩,从而在粮食生产上形成长远发展态势。而接近奖励入围条件的县级政府亦会在财政激励之下,有步骤地提高粮食生产能力、组织粮食增产安排,为争取下一轮奖励资格而准备(曾明,2015)。

理论上,若要提高县域内粮食产量,增产主攻途径有两个:一是新增县域内耕地面积,二是提高现有耕地面积上的单产水平。对县级政府而言,在行政命令下通过坡改梯、未利用地与农用地整理开发、旧村复垦等方式可在短期内实现耕地面积增加。然而,城镇化与工业化进程对土地资源需求呈刚性增长,宜农后备耕地资源有限,新增耕地面积的机会成本逐渐提高。这在很大程度上影响了县级政府对粮食增产的决策。特别是在粮食生产财政转移支付的激励下,若要长期保持获奖的殊荣与稳定的转移支付,县级政府注定需要将公共投资的注意力集中在提高单位耕地面积的产出水平上。

事实上,《全国新增 1000 亿斤粮食生产能力规划(2009-2020 年)》中对如何提高单位耕地面积产出水平作出了制度安排:在南方水稻种植区,主要是增加复种指数,推广双季稻;在华北平原,主要是玉米增密行动,改套种为直播,以适应机械化作业;在东北地区,主要是大面积推广耐密型玉

米和水稻大棚育秧与合理密植,发展大型农机和促进粮食生产全程机械化。由此可见,中央政府的政策构想是,在有效耕地面积增长有限的情况下,在单位耕地面积上增加复种指数与推广机械化生产,应是县级政府对粮食生产领域公共投资的两大主要方向。具体而言:一方面,产粮大县奖励资金部分被用于农机具购置补贴配套支持或补贴区域特色适用性农机具,从而增加全社会农机保有量。而农机保有量的增加将提高农机作业量,进而提高农业机械化水平。另一方面,产粮大县对粮食生产领域公共投资多集中于开展中低产田改造、加强农田水利设施建设等,旨在通过改善粮食生产的物质条件以实现公共资本对私人资本的部分替代。私人部门因单位产品上的生产成本下降,获得了更强的经济激励,进而有动力通过提高复种指数来进一步挖掘土地潜力,以实现更高的粮食产量与种粮效益。

三、特征性事实、识别设计与数据说明

(一) 特征性事实

粮食产量超过20万吨可获得常规产粮大县奖励的财政激励会促使县级政府想办法提高粮食产量,以满足奖励入围条件。如果在奖励入围断点20万吨的两侧,县域粮食产量存在显著的群聚现象,则说明县级政府受到了该政策的财政激励并积极响应。图3展示了2005—2020年县域粮食产量频数分布与密度检验结果。

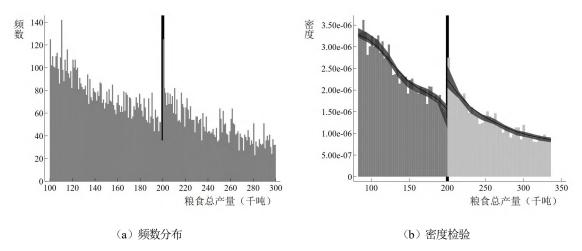


图 3 2005-2020 年县域粮食产量频数分布与密度检验

注:横坐标单位为千吨;图(b)中呈现的是稳健误差修正法下的密度检验结果,使用二阶多项式估计概率密度,使用三阶多项式估计偏差,制度断点左、右侧带宽分别为39130.55、45357.96,核函数为三角核,经偏差校正的稳健统计量t值为4.88,p值为0.00,故拒绝20万吨断点两侧密度相等的原假设。

由图 3 可知,2005-2020 年县域粮食产量在 20 万吨附近存在明显的群聚现象,即县域粮食产量 频数分布在 20 万吨右侧附近呈现堆积,而在左侧却呈现空洞。为与 Zhang et al. (2020) 对比,本文采用检验断点回归设计适用性的 Cattaneo 稳健误差修正法。县域粮食产量是该政策认定奖励资格的关键性条件,故可视为驱动变量。结果显示,在 1%统计水平上拒绝认为 20 万吨两侧密度函数满足连续性,

- 34 -

即存在内生分组,换言之,部分县级政府通过"提升"其粮食产量获得了常规产粮大县奖励^①。

(二) 识别设计

上述特征性事实及断点回归设计检验说明常规产粮大县奖励政策促使县级政府在粮食产量上发生"提升"行为,即财政激励之下的粮食增产安排。这种县级政府的自选择行为使处理组的识别不可能是外生的,从而意味着常见的因果识别方法(如双重差分法、断点回归设计等)在识别假设上与群聚现象产生的微观基础并不适配。因此,本文使用专门针对群聚现象研究的新兴识别方法——群聚分析法,利用县域粮食产量大于20万吨的奖励入围条件所形成的制度断层点,识别常规产粮大县奖励政策实施后的粮食增产效果及作用路径。

群聚分析法是用于分析政策冲击导致个体产生"操纵"行为的因果识别方法,其核心在于估计个体在未受到政策冲击下的反事实分布(Kleven,2016; Saez,2010),即全国范围内粮食产量在20万吨附近的县在没有常规产粮大县奖励政策冲击下的分布状况。群聚分析法的基本假设是,政策冲击的效果会集中体现在包含制度断点的一个操纵区间内,而非操纵区间的分布曲线应与反事实曲线基本重合,故可利用非操纵区间的分布曲线进行高阶拟合,以获得操纵区间的反事实分布,进而通过真实分布与反事实分布的比较,识别政策的影响(Cengiz et al.,2019)。其中,反事实分布的估计应满足两个基本条件:一是反事实分布曲线应是连续的、平滑的且可微的,即使奖励入围门槛左右两侧的县域粮食产量分布突发改变,仍可以从非操纵区间拟合出反事实分布曲线;二是群聚现象的产生不会令县的数量凭空增减,无论是否发生摩擦,必须满足奖励入围断点左侧县数量减少量(塌陷量,missing mass)与右侧县数量增加量(群聚量,bunching mass)相等,即确保(相比于反事实分布)右侧多出的县全部由左侧迁移而来。为量化常规产粮大县奖励政策所产生的"操纵"行为,本文基于 Diamond and Persson(2016)提供的制度断层点(notches)类型政策冲击的识别策略,构造反事实分析框架,如图4所示。

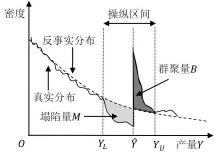


图 4 反事实框架下群聚识别

注:实线代表常规产粮大县奖励政策实施后真实的县域粮食产量分布,虚线代表反事实框架下的县域粮食产量分布。 真实分布曲线对比反事实分布曲线存在明显的塌陷与群聚。 $\begin{bmatrix} Y_L, Y_U \end{bmatrix}$ 定义为常规产粮大县奖励政策实施带来的操纵区间。

1.确定操纵区间与绘制反事实分布。识别该政策因果效应的关键在于确定政策引发操纵的区间范

[®]诚然,这一时期发现的群聚现象未必是该政策实施所致,也可能是已有粮食生产支持政策所延续的效果。然而,本文并未直接发现1997—2004年县域粮食产量分布上存在群聚现象以及相关的密度检验证据。篇幅所限,密度检验证据未在此展示,感兴趣者可在《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)查阅本文附录。

围 $[Y_L,Y_U]$ 。本文选择粮食产量为 10 万~30 万吨的县作为研究对象,以尽可能涵盖政策激励的作用区间,并将县按粮食产量由低到高排列,以 1000 吨作为单位将 10 万~30 万吨区间分为 200 个格子(bins)。本文设置高阶多项式对非操纵区间的县域粮食产量分布进行拟合,然后根据拟合分布来预测操纵区间的反事实分布,即估计反事实状态下每个格子内县的数量。高阶多项式的具体形式如下:

$$C_{j} = \sum_{h=0}^{q} \theta_{h} \left(Y_{j} \right)^{h} + \sum_{i=Y_{L}}^{Y_{U}} \varphi_{i} d\left(Y_{j} = i \right) + \varepsilon_{j}$$

$$(5)$$

(5) 式中: C_j 表示第 j 个粮食产量格子内有实际粮食产量观测值的县数量; Y_j 表示第 j 个粮食产量格子内的粮食产量; q 为多项式的最高阶数, θ_h 为多项式系数, φ_i 为截距项, ε_j 为误差项。等号右边第一项用 q 阶多项式来刻画无政策冲击时的反事实分布;右边第二项为一组虚拟变量,用来单独提取制度断点附近的操纵区间,通过给受政策作用的第 i 个粮食产量格子加入截距项 φ_i 的方式,以反映真实分布偏离反事实分布的程度,其中 Y_L 、 Y_U 分别为操纵区间的下限和上限。 $\mathbf{d}\big(Y_j=i\big)$ 为示性函数。当 $Y_j \in [Y_L, Y_U]$ 时, $\mathbf{d}\big(Y_j=i\big)$ =1;反之, $\mathbf{d}\big(Y_j=i\big)$ =0。由于该政策具有财政激励效果,故 $[Y_L, Y_U]$ 可视为该政策激励的作用区间。

在估计(5)式前需要确定两类参数:操纵区间的上下限 $[Y_L,Y_U]$ 、多项式的最高阶数q。早期的群聚分析研究使用的是目测法,而本文使用 Diamond and Persson(2016)提供的完全数据驱动(data-driven)方法,通过最小化均方误差之和与断点左侧的塌陷量等于右侧的群聚量两个判别标准来确定最优操纵区间和最优阶数,以避免人为识别所造成的估计偏误。其中,塌陷量M 和群聚量B分别表示由操纵行为导致制度断点一侧缺失的县数量和一侧多出的县数量。其数学表达式分别如下:

$$M = \sum_{Y_L} \hat{C}_j - C_j$$
 (6)

$$B = \sum_{\gamma^*} \left(C_j - \hat{C}_j \right) \tag{7}$$

(6)式和(7)式中, \hat{C}_j 为操纵区间内县数量的反事实估计值。确定最优操纵区间和最优阶数的过程是:首先,采用交叉验证方法,将样本随机分为 5 组,在每一阶数下用其余 4 组的分布来预测剩下一组的分布,记录每一阶数下 5 次预测分布的均方误差之和。其次,寻找最小的均方误差之和,确定对应的多项式阶数为最优阶数。再次,在最优阶数确定后,给定任意一个操纵区间上限 Y_U ,先确定群聚量 B,然后以 M=B 为约束条件,计算得到一个操纵区间下限 Y_L 。最后,通过反复迭代,从一系列 $[Y_L,Y_U]$ 的组合中,选取可使均方误差之和最小的那组为最优操纵区间。在上述过程完成后,可得到图 4 中虚线所示操纵区间的县域粮食产量频数的反事实分布。 \hat{C}_i 的数学表达式如下:

$$\hat{C}_j = \sum_{h=0}^q \hat{\theta}_h \left(Y_j \right)^h \tag{8}$$

2.计算意向处理效应。根据前文理论分析,常规产粮大县奖励政策会通过增加私人资本投入与土地投入以达到粮食增产,故财政激励促使县级政府的"提升"行为亦会反映在相关农业生产要素投入上。为此,在已得县域粮食产量的反事实分布的基础上,本文进一步估计操纵区间内县域粮食单产、相关生产要素投入的反事实值,进而计算该政策对县域粮食产量、生产要素投入的意向处理效应(Intention to Treat,简称 ITT)(Diamond and Persson,2016;王伟同等,2020;范子英等,2022)。在(5)~(8)式的基础上,县级某项生产指标的反事实水平的计算公式如下:

$$R_{j} = \sum_{h=0}^{q} \theta_{h} \left(Y_{j} \right)^{h} + \sum_{i=Y_{L}}^{Y_{U}} \phi_{i} d\left(Y_{j} = i \right) + \varepsilon_{j}$$

$$\tag{9}$$

(9) 式中: R_j 表示第 j 个格子内的县域某项生产指标的均值。本文关注的生产指标是县域粮食单产、复种指数、农业机械化水平,并取对数值。由(5)式、(9)式估计得到操纵区间内县数量的反事实分布与反事实状态下的生产指标,其经济学含义是: 平均而言,由政策冲击而导致的操纵区间内所有县的 R 项指标相较于反事实值的变动水平。意向处理效应 ITT_R 的计算公式如下:

$$ITT_{R} = E\left(R_{j} \left| C_{j}; Y_{j} \in [Y_{L}, Y_{U}]\right) - E\left(\hat{R}_{j} \left| \hat{C}_{j}; Y_{j} \in [Y_{L}, Y_{U}]\right) = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^{N} R_{i} - \sum_{j=1}^{J} \hat{C}_{j} \hat{R}_{j}\right)$$
(10)

(10)式中:N 为操纵区间内县数量,J 为操纵区间内格子的数量, \hat{R}_j 为生产指标 R_j 的反事实值。例如,若R 是县域粮食单产对数值 $\ln Y$,则估计得到的 ITT_R 的经济学含义是,由该政策实施而导致在操纵区间内粮食单产的增幅情况($\Delta Y/Y$)。

(三)数据说明

本文使用的是 2000—2020 年中国县域混合截面数据。数据来源于《中国县(市)社会经济统计年鉴》《中国县域统计年鉴》。该数据在最大限度上覆盖了中国全部县级行政单位,近似于总体,故满足群聚分析法的数据质量要求^①。本文将全样本分为两部分: 2005—2020 年样本用于群聚分析法的基准回归和 *ITT* 估计,包括 2532 个县级行政单位,共 40496 个观测值; 2000—2004 年样本用于群聚分析法的证伪检验与稳健性检验,包括 2544 个县级行政单位,共 18854 个观测值。

本文在分析常规产粮大县奖励政策的粮食增产效应时使用的变量是粮食单产。在验证该政策促进粮食生产的真实性时,涉及变量包括复种指数、农业机械化水平和农业劳动力投入强度[©]。

[®]由于群聚分析是对断点附近小样本的局部估计,故精确地估计群聚需要部门数据(administration data),而非抽样数据(survey data),以减少测量误差。因此,调查数据中很少出现群聚现象(Kleven,2016)。

^②粮食单产=粮食总产量/常用耕地面积,复种指数=农作物总播种面积/常用耕地面积,农业机械化水平=农业机械总动力/常用耕地面积,农业劳动力投入强度=农林牧渔业从业人员数×(农业增加值/第一产业增加值)/常用耕地面积。篇幅所限,变量的描述性统计结果未在此展示,感兴趣者可在《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)查阅本文附录。

四、实证结果分析

(一) 没有政策冲击时的反事实分布

本文基于 Diamond and Persson(2016)的做法,利用 2005—2020 年样本,通过完全数据驱动的方式确定了(5)式中多项式的最优阶数为 6 阶,操纵区间为[186000,(200000),210000],操纵区间内共 1548 个观测值。群聚分析法识别出群聚量 B (反常堆积样本)为 141,标准误为 31.45, B 在 1%水平上显著,表明常规产粮大县奖励政策的确导致断点 20 万吨附近的群聚现象发生。

图 5 用县域粮食产量频数分布图直观地展示了 2005—2020 年县域粮食产量反事实频数分布情况和群聚现象。通过对比真实分布与反事实分布,可发现在奖励入围断点 20 万吨处呈现明显的左侧缺失与右侧群聚。然后,根据M=B约束条件,确定操纵区间下限为 186000 吨。具体而言,在操纵区间[200000,210000]内,真实分布相比于反事实分布多出的样本(群聚量B)占总样本的 22.14%,说明常规产粮大县奖励政策导致 22.14%的县出现"操纵"行为,实现了粮食产量增长。这验证了前文的理论分析,即在原本位于奖励入围断点左侧附近的部分县,在该政策实施后推行了粮食增产措施,其粮食总产量成功跃至 20 万吨右侧。因此,常规产粮大县奖励政策实施确实具有激励县级政府重视粮食增产的效果。该政策激励的作用范围即操纵区间为 186000 吨至 210000 吨,粮食产量处于该范围内的县级政府具有响应政策的积极性,并通过实施粮食增产计划,提高粮食总产量以获得财政奖励。

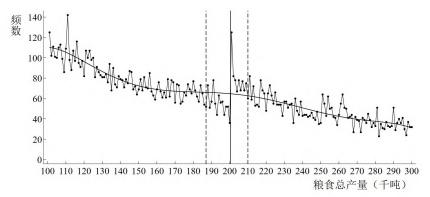


图 5 2005—2020 年县域粮食产量的反事实频数分布

注: 横坐标单位为千吨,纵坐标反映的是县数量。折线代表县域粮食产量的真实频数分布,平滑曲线代表县域粮食产量的反事实频数分布。垂直于横轴的虚线和实线分别表示操纵区间的上、下限两端和断点所在处。

(二) 基准估计

1.常规产粮大县奖励政策实施的粮食增产效应估计。本文按照(9)式、(10)式估计常规产粮大县奖励政策实施对县域粮食单产的意向处理效应(ITT_{γ})及其动态变化。由表 1(1)列可知,从 2005—2020 年全样本估计来看,相比于反事实情形,在县级政府"提升"粮食产量的安排下,操纵区间内县粮食单产平均提高 5.0%,且在 1%水平上显著。这表明,该政策实施显著促进了县域粮食增产。

进一步地,本文依据各时期国民经济发展目标和中央政府对农业发展战略要求,按照国家"十一五""十二五""十三五"规划纲要期限,将 2005—2020 年样本期划分为 2005—2010 年、2011—2015

- 38 -

年和2016-2020年3个时段,以考察该政策的动态处理效应。

由表 1(2)列~(4)列可知,从时间维度上看,常规产粮大县奖励政策实施的动态 ITT_Y 大体呈现先升后降的特征。具体而言,该政策在实施初始的"十一五"时期,其对受财政激励县的粮食单产的促增效应偏小,即操纵区间内县域粮食单产平均提高 3.8%。在"十二五"时期,操纵区间内县域粮食单产平均提高 13.0%。这说明,随着政策实施时间的推移,粮食增产效应逐渐显现并增强。之后,在"十三五"时期,增产效应下降为 8.9%。这或许与该时期内产粮大县奖励资金增长率的下降趋势有关。根据财政部预算司公布的中央对地方转移支付决算数据,"十二五"时期,产粮大县奖励资金、一般性转移支付 5 年年均增长率分别为 9.75%、9.22%。但是,2016 年起,产粮大县奖励资金每年增速均低于同期的一般性转移支付增速且呈明显下降趋势。"十三五"时期,产粮大县奖励资金增长率由 2016 年的 9.99%下降至 2020 年的 3.78%。由此可见,中央对地方产粮大县的奖励资金转移支付力度有所减弱,这在一定程度上削弱了县级政府在粮食增产方面的努力(高鸣和魏佳朔,2021)。同时,从操纵区间估计结果来看,该政策激励的作用范围逐渐扩大,由最初的[193000,203000]增加至[186000,210000]。这表明,"以奖代补"式的粮食生产财政转移支付的涵盖面日益扩大,越来越多的县级政府受到财政激励,并在调整粮食生产安排的成本收益核算下做出响应粮食增产的理性反应。

表 1 常规产粮大县奖励政策实施对县域粮食单产的整体及动态影响

	(1) 2005-2020年	(2) 2005-2010年	(3) 2011-2015年	(4) 2016-2020年
多项式最优阶数	6	2	4	6
操纵区间下界(吨)	186000	193000	186000	186000
操纵区间上界(吨)	210000	203000	206000	210000
群聚量 B	141***	34***	46***	40***
	(31.45)	(9.50)	(11.57)	(15.82)
群聚量 B 占比 (%)	22.14	17.16	21.99	35.36
$ITT_{\scriptscriptstyle Y}$	0.050***	0.038***	0.130***	0.089***
	(0.002)	(0.006)	(0.036)	(0.017)
操纵区间内观测值	1548	260	435	446
10万~30万吨范围内观测值	12683	5156	4167	3360

注: 因变量为县域粮食单产的对数值; 括号内为标准误,采用自助法重复抽样500次; ***表示在1%水平上显著。

2.常规产粮大县奖励政策实施的增产路径。正如 Zhang et al. (2020)的研究发现,图 5 中群聚现象的产生可能并非因为常规产粮大县奖励政策的财政激励效应使县级政府采取粮食增产安排,从而实现县域粮食产量向 20 万吨右侧的飞跃,而是该政策激励使县级政府产生了粮食产量虚报动机,即通过高报粮食产量以谋求获取财政奖励资金的可能。在现实中,粮食产量的统计工作由国家统计局组织实施,通过农业普查与常规粮食统计调查获取数据,其中,后者具体采用抽样调查和全面统计相结合的方式确定播种面积和产量。近些年,国家统计局依托卫星遥感、地理信息系统等信息化手段不断提高粮食统计数据质量。总之,对县级政府而言,粮食产量数据造假在技术上可能性不大,且在政治上

风险极大。因此,为验证 Zhang et al. (2020) 的粮食产量虚报一说,本文使用群聚分析法对复种指数、农业机械化水平展开检验。若县域粮食产量虚报一说成立,则意味着通过群聚分析法仅能观察到操纵区间内该政策实施促进粮食增产,而无法观察到复种指数、农业机械化水平的变化。相反,若复种指数、农业机械化水平有显著的正向增长,则可在很大程度上证伪县域粮食产量虚报一说。

本文将(9)式中 R_j 分别替换为第j个格子内的复种指数、农业机械化水平对数的均值,并以表 1(1)列的参数设定与估计结果为基准,计算该政策实施对某项生产要素投入的意向处理效应(ITT_R)。由表 2(1)列和(2)列可知,2005—2020年,常规产粮大县奖励政策的实施显著促进了复种指数和农业机械化水平的提高。操纵区间内县域复种指数平均提高 10.1%,农业机械化水平平均提高 24.0%。上述 ITT_R 均在 1%水平上显著。本文认为,县级政府虚报粮食产量一说难以解释相关农业生产投入的群聚现象,并有理由相信常规产粮大县奖励政策实施具有切实促进粮食增产的积极效果。

	(1)	(2)	(3)
	复种指数对数	农业机械化水平对数	农业劳动力投入强度对数
ITT_R	0.101***	0.240***	-0.054
	(0.025)	(0.052)	(0.041)
操纵区间内观测值	472	651	523
10万~30万吨范围内观测值	4071	5548	4412

表 2 常规产粮大县奖励政策实施对复种指数、农业机械化水平、农业劳动力投入强度的影响

根据前文分析,在耕地面积有限的前提下,提高单位面积机械化水平与增加复种指数是县级政府实现粮食增产的主要公共投资方向。为了进一步验证,本文还估计了常规产粮大县奖励政策对农业劳动力投入强度的影响。由表 2(3)列可知, ITT_R 为-5.4%但不显著,且与赵和楠和侯石安(2021)的发现相似。表 2(1)列~(3)列分别涉及农业生产过程中的土地、资本和劳动力投入,通过横向比较系数可以发现,常规产粮大县奖励政策实施主要通过鼓励增加土地投入和农机投入,来推动县级粮食生产过程中的粮食增产。现实中,产粮大县大力推广耕种管收全程机械化作业,从而带动复种指数提高,而该过程中较少需要劳动力参与,甚至一部分劳动力被机械化作业所替代。值得说明的是,由于县级统计年鉴中农业生产相关数据有限以及缺乏地方政府农业投资方面的信息,本文未能直接验证常规产粮大县奖励政策实施后有关粮食生产公共投资方面的增长情况,但从估计结果与现实情形来考量,该政策的实施确实促进了受激励产粮大县内复种指数与农业机械化水平的大幅提升。

(三) 稳健性检验

基准结果表 1(1) 列的可靠性均依赖于对反事实分布的准确估计,故本文根据群聚分析法的特点,采用多种方式展开稳健性检验 0 。

1.更换箱宽、更改多项式最高阶数与更换次优操纵区间的检验。第一,本文将基准设定中格子宽度从 1000 吨分别修改为 500 吨和 2000 吨,然后使用完全数据驱动方法确定多项式最优阶数与最优操

[®]篇幅所限,稳健性检验的计量模型设定与估计结果未在此展示,感兴趣者可在《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com) 查阅本文附录。

纵区间。格子宽度缩小意味着估计偏差缩小但估计方差增大,反之意味着估计偏差扩大但估计方差缩小。结果显示,操纵区间、群聚量B和 ITT_Y 的识别与表 1 (1)列基本无差别。第二,本文将多项式最高阶数修改为次优的 7 阶、5 阶,并强行固定操纵区间为[186000,210000]。结果显示,在其他设定不变的情况下,仅修改最高阶数后识别得到的群聚量B 及其占比和 ITT_Y 与基准结果接近。第三,本文将基准设定中的参数组合(最高阶数、操纵区间上下限)由最优的(6,[186000,210000])调整为次优的(6,[184000,210000])和(6,[186000,212000]),观察参数估计的变化情况。结果显示,群聚量B 及其占比和 ITT_Y 的估计结果仍与基准结果相一致。

2.伪断点处的反事实估计检验。为了检验 20 万吨附近群聚现象的产生是否由不可观测因素导致,本文选取粮食产量 10 万吨、15 万吨处展开伪断点检验。理论上,该两处并非奖励条件设置的断点所在,故不应该估计出显著的政策效应。倘若在该两处发现了群聚现象,则有很大理由推断前文基准结果反映的并非真实的政策效应。经检验,笔者未发现在 10 万吨、15 万吨处有明显异于分布别处的反常堆积,且群聚量 B 和进一步计算而得的 ITT_V 均在统计上不显著。另外,图 5 中在 11 万吨处亦可观察到在分布上有较为突出的局部异常波动,本文同样使用群聚分析法检验该处是否也存在群聚现象。结果表明,识别出的群聚量 B 为 22,标准误为 15.76,可认为同样不存在群聚现象, ITT_V 数值偏小且不显著。由此可见,本文暂未发现前文基准结果受不可观测因素干扰的证据。此外,选取的 10 万吨、11 万吨和 15 万吨正好具备整数特征,故间接证明了基准结果不存在整数效应的干扰。

3.控制整数效应。在数据填报中,出于填报模糊处理或者财务数据惯性,官方数据可能被以整数形式记录,从而存在整数效应(round-number bunching),降低反事实曲线对真实分布的拟合能力^①。 笔者发现,在控制整数效应后,重新估计的反事实频数分布图与图 5 高度相似,且未在整 5000 吨、整 10000 吨的位置上表现明显的波动,且新估计的群聚量 B 为 133, ITT_Y 为 0.049,均在 1%水平上显著,与表 1(1)列结果差异较小。可以认为,基准结果不受整数效应的干扰。

五、进一步讨论

(一) 异质性分析: 财政激励

理论上,财政激励是理解常规产粮大县奖励政策实施产生粮食增产积极成效的关键机制。同是年粮食产量 19 万吨的两个县,受财政激励更强的县级政府更倾向于积极响应政策。具体地,对于"财粮倒挂"的产粮大县而言,受中央政府财政激励的强弱主要取决于县自身的财力约束程度(贾晓俊和岳希明,2012)。自身财力不足或财力约束较大的县级政府更迫切地需要上级部门的财政转移支付,进而在粮食增产上付诸更多努力(曾明,2015; 龚为纲,2015)。

本文参考范子英等(2022)的做法,将粮食产量处于操纵区间[200000,210000]的县按异质性特征划分若干子样本,并保留其中一个子样本和操纵区间外的所有样本,用于异质性检验。本文选取财政收支缺口与产业结构高级化作为分组变量。一方面,常规产粮大县奖励政策赋予了县级政府在奖励资

[©]据国家统计局介绍,粮食产量主要通过"实割实测"统计得到,故理论上县域粮食单产的统计应不存在整数效应。

金支出上的自主性,且明确用于弥补财政收支缺口。另一方面,产粮大县普遍存在产业结构单一的发展困境,尤其在取消农业税之后,产业结构层次低更是加剧了产粮大县的财政困难。因此,财政收支缺口大或产业结构高级化程度低的县具有更强的财政激励,应预期到该政策实施对其的*ITT* 更大。其中,财政收支缺口为地方财政一般预算支出与地方财政一般预算收入的差额;产业结构非农化是产业结构高级化的重要途径,故采用第二、第三产业增加值占地区生产总值的比重来衡量县产业结构高级化程度。二者均以中位数确定分组。

常规产粮大县奖励政策实施对粮食产量的异质性 *ITT* 估计结果显示^①,该政策实施对各类型的县均有稳产增产效果,但操纵区间内财政收支缺口大的县的粮食单产平均提高幅度相对于财政收支缺口小的县高出 5.8%,操纵区间内产业结构高级化程度低的县的粮食单产平均提高幅度相对于产业结构高级化程度高的县高出 4.7%。由此可见,该政策实施对具有财政困难、产业结构单一低质特征的县针对性更强,在调动地方政府抓好粮食生产方面发挥了财政激励的预期作用。

进一步地,832个原国家级贫困县中有222个既是产粮大县又是贫困县。此类县财政困难、产业结构层次低,常规产粮大县奖励政策实施对这些县级政府同样具有更强的财政激励。2016年《国务院办公厅关于支持贫困县开展统筹整合使用财政涉农资金试点的意见》提出,对纳入扶贫资金统筹整合的常规产粮大县奖励资金,贫困县可根据本地脱贫攻坚规划,统筹整合使用。这意味着,中央政府在促进产粮大县财力与事权平衡上更倾向于照顾贫困县,以助其达成粮食安全与扶贫开发的双重政治任务。相比于非贫困县,统筹使用资金的自主权无疑对贫困县政府而言是一种财政激励的具体表征。

为此,本文以原国务院扶贫开发领导小组办公室 2012 年公布的《国家扶贫开发工作重点县名单》作为分组变量。异质性 *ITT* 估计结果表明,该政策对贫困县与非贫困县均有效果,但操纵区间内贫困县的粮食单产平均提高幅度相对于非贫困县高出 2.2%。结果表明,贫困县与非贫困县的粮食增产效果差异同样源于县级政府受政策激励强度的不同。奖励资金统筹整合使用于扶贫开发之中,对身负粮食安全与扶贫开发的双重政治任务的县级政府而言更具有通过粮食增产以获取财力性补助的诉求与动力。

(二) 拓展分析: 对农业高质量发展的影响

在粮食生产端,建设农业强国需要摆脱依赖要素投入增长维持粮食增产的发展模式,而要以农业全要素生产率的提升作为主要驱动方式。对于产粮大县而言,其高质量发展取决于粮食生产效率能否持续改善。因此,为更加全面评估常规产粮大县奖励政策实施所带来的影响,本文从生产效率角度入手,结合现有数据集,选取农业全要素生产率和农业劳动生产率来衡量生产率变化。具体地,本文采用增长核算方法反映农业全要素生产率的变动情况,使用单位劳动力第一产业增加值(消胀后的第一产业增加值/农林牧渔业从业人员数,单位是元/人)度量农业劳动生产率(罗斯炫等,2022)。估计结果表明,相比于反事实状态,该政策实施显著地使农业全要素生产率、农业劳动生产率平均提高 0.8%和 3.6%。这一结果反映了该政策实施有助于产粮大县实现农业高质量发展作用。

[®]篇幅所限,异质性分析、拓展分析中的计量模型设定和实证回归结果等详细说明未在此展示,感兴趣者可在《中国农村经济》网站(zgnejj.ajcass.com)查阅本文附录。

(三)成本一收益分析:对估计结果的经济解读

上述分析结果已然证明常规产粮大县奖励政策实施具有显著提高县域粮食产量的正面效果,起到促进粮食增产的政策目的,但中央政府对粮食生产财政转移支付也是昂贵的。为此,站在政策制定者角度而言,有必要比较该政策实施的成本与收益,以合理评价粮食生产奖励项目的经济性。

本文根据上述实证结果和有限的公开资料,对常规产粮大县奖励政策的成本与收益作粗略分析。 表 1(1)列显示,2005—2020 年,该政策实施促使操纵区间内县域粮食单产平均提高 5%。在本数据集中,操纵区间内粮食单产均值为每公顷 6.21 吨,平均提高 5%,就意味着平均每公顷增产 0.31 吨。在不考虑县常用耕地面积增加的情况下,以 2005 年操纵区间内县域常用耕地面积均值 38610.37 公顷为依据,从收益角度,可计算出常规产粮大县奖励政策带来的粮食增量及其经济价值。2005—2020 年,该政策实施使操纵区间内县域粮食产量共增加 1852.83 万吨,即平均每年增加 115.80 万吨。进一步,若以进口换取这部分粮食增量,则 2005—2020 年该政策实施所带来的粮食增量价值在 482.88 亿~717.84 亿元[©]。应注意到,因统计年鉴中存在数据缺失,部分县域观测值未用于群聚分析估计中,故上述计算的操纵区间内粮食增量是对真实产量增量的低估。因此,以上估计的粮食增量的经济价值可视为常规产粮大县奖励政策实施后额外收益的下限。

对于常规产粮大县奖励政策实施的成本,限于数据的可获得性,本文只能利用有关部门公开的信息进行大致的估算。本文利用群聚分析法估计得到,2005—2020年,常规产粮大县奖励政策实施使22.14%的县域粮食产量观测值在分布上从20万吨左侧跃至20万吨右侧。根据农业农村部介绍,常规产粮大县奖励标准为500万~8000万元²²,假设前述22.14%的县均获得奖励资格,那么,从财政资金支出角度,则中央财政需要安排奖励资金17.14亿~274.18亿元对这部分县给予财政奖励。本文取项格275亿元作为政策实施后额外成本的上限。

综合比较可知,2005—2020年,常规产粮大县奖励政策实施的预计收益下限值远大于其预计成本上限值,这在一定程度上意味着中央政府"以奖代补"式的财政转移支付制度不仅激励了县级政府抓粮重粮,而且项目本身也具有较高的经济效益³³。

六、结论与政策启示

本文从中国式财政分权视角,重点关注常规产粮大县奖励政策,建立粮食生产财政转移支付制度 的因果识别框架,探讨其对县级政府推动粮食生产行为的真实影响。由于该政策奖励入围条件可以促 使县级政府发生"提升"行为,即财政激励之下的粮食增产安排,该自选择行为使得双重差分法、断

[®]本文参考海关总署公布的近期(2018年1月至12月—2023年1月至2月)中国粮食进口均价数据,取最低的2018年 每吨2606.2 元和最高的2023年1月至2月每吨3874.3 元计算。资料来源: http://stats.customs.gov.cn。

[®]参见《2015 年国家深化农村改革、发展现代农业、促进农民增收政策措施》,http://www.moa.gov.cn/gk/zcfg/qnhnzc/201504/t20150430 4570011.htm。

^③当然,这只是一个"粗糙"的政策实施成本一收益讨论,严谨的分析还有待后续对相关数据进一步掌握。

点回归设计等方法不再适用。因此,本文采用针对性的因果识别方法——群聚分析法,分析了财政激励引发群聚现象的微观基础,并基于中国县域混合横截面数据,利用粮食产量大于 20 万吨的奖励入围条件所形成的制度断层点,考察了常规产粮大县奖励政策实施的粮食增产效果及其作用机制。本文研究得出如下结论:

第一,常规产粮大县奖励政策实施具有激励县级政府重粮抓粮的效果。政策实施前粮食产量位于奖励入围断点左侧附近的部分县,在财政激励之下其粮食产量提高至20万吨右侧,即存在明显的群聚现象。该政策激励的作用范围为186000~210000吨,政策实施使22.14%的县采取了粮食增产措施。整体上,该政策的实施显著提高了县域粮食产量。2005—2020年,常规产粮大县奖励政策实施促使操纵区间内县域粮食单产平均提高5.0%。从时间上看,该政策的动态处理效应大体呈现先升后降的特征。

第二,常规产粮大县奖励政策实施对粮食的增产作用是通过显著提升受激励县的复种指数和农业机械化水平来实现的。该政策的实施促使操纵区间内县域复种指数平均提高 10.1%,农业机械总动力水平平均提高 24.0%。对相关农业生产投入的群聚现象的验证,也有力地证实了中国粮食增产的真实性,证伪了粮食产量虚报一说。

第三,常规产粮大县奖励政策实施的初衷是为了缓解产粮大县财政收支困难,相比而言,贫困县 和财政收支缺口大的县受财政激励更强,对增产目标响应更积极,从而表现出更高的粮食增产成效。

第四,在促进粮食增产的同时,常规产粮大县奖励政策实施对县域农业全要素生产率、农业劳动 生产率均具有显著提升作用,有助于产粮大县农业高质量发展。

第五,经粗略计算,2005-2020年常规产粮大县奖励政策实施的预计收益下限值远大于其预计成本上限值,反映了该政策实施在粮食增产方面所具有的较大经济效益。

粮食生产的财政转移支付制度是解决外部性与机会成本双重作用下产粮大县利益流失问题的关键所在。在中国式财政分权体制内,设计良好的财政激励机制是在粮食安全的大前提下激励地方政府重粮抓粮的重要一环。因此,本文研究有如下政策启示:

第一,提升常规产粮大县奖励政策实施的稳产增产效果。当前,常规产粮大县利益补偿规模相对较小,而奖励资金额度直接关系到政策效果的发挥,因此,中央政府应充分考虑产粮大县客观存在的利益流失,继续提高常规产粮大县奖励资金额度,强化财政激励,进一步提升县级政府抓粮食生产的积极性。

第二,创新常规产粮大县奖励政策的粮食生产激励模式。中央政府可在现有的粮食产量 20 万吨 奖励条件基础上,探寻 10 万吨、15 万吨、25 万吨等多个数量门槛以及阶梯式的奖励方案,让各产量 阶段的县级政府均有激励、有能力追逐和实现粮食增产目标。这有利于进一步强化粮食安全"全国一盘棋",并将中央政府切实保障种粮利益的决心印在每一块田间地头。

第三,完善常规产粮大县奖励资金使用管理制度。中央政府可在保证奖励资金使用灵活性的前提下,融入专项转移支付制度设计,引导县级政府将奖励资金配置到区域优势特色农业产业上,整合粮食产业链上下游,推进三产融合发展,从而激励产粮大县迈向农业强县,实现农业高质量发展。同时,中央政府应加大对低收入地区倾斜支持力度,提高低收入地区县级政府统筹整合使用奖励资金的财政管理能力,从而更好地发挥财政资金"四两拨千斤"的作用,为低收入地区的乡村振兴注入更大动能。

- 44 -

本文研究结论以及对群聚分析法的运用,可为其他粮食生产财政转移支付的政策评估提供参照,在一定程度上有助于从中国式财政分权视角深化对完善主产区利益补偿机制问题的认识。当然,本文研究尚有不足,主要是未能剖析产粮大县政府财政支出决策,难以把握其对常规产粮大县奖励资金的使用效率,从而无法有针对性地提出关于财政资源配置的优化建议。这是笔者后续研究的方向。

参考文献

1.陈少强、贾颖, 2014: 《财政专项资金改革研究》, 《中央财经大学学报》第5期,第3-10页。

2.范子英、程可为、冯晨, 2022: 《用地价格管制与企业研发创新:来自群聚识别的证据》,《管理世界》第8期,第156-178页。

3.费佐兰、王有国、郭翔宇,2016: 《产粮大县奖励政策实施的效果评价——以黑龙江省为例》,《农村经济》第 5 期,第 35-41 页。

4.高鸣、魏佳朔,2021: 《加快建设国家粮食安全产业带:发展定位与战略构想》,《中国农村经济》第11期,第16-34页。 5.龚为纲,2015: 《项目制与粮食生产的外部性治理》,《开放时代》第2期,第103-122页。

6.黄少安,2018: 《改革开放40年中国农村发展战略的阶段性演变及其理论总结》,《经济研究》第12期,第4-19页。 7.贾晓俊、岳希明,2012: 《我国均衡性转移支付资金分配机制研究》,《经济研究》第1期,第17-30页。

8.罗斯炫、何可、张俊飚,2022: 《改革开放以来中国农业全要素生产率再探讨——基于生产要素质量与基础设施的视角》,《中国农村经济》第2期,第115-136页。

9.吕冰洋,2021:《国家能力与中国特色转移支付制度创新》,《经济社会体制比较》第6期,第29-38页。

10.吕冰洋、李钊、马光荣, 2021: 《激励与平衡:中国经济增长的财政动因》,《世界经济》第9期,第3-27页。

11.谭明智, 2014: 《严控与激励并存: 土地增减挂钩的政策脉络及地方实施》,《中国社会科学》第7期,第125-142页。

12.田建民、孟俊杰, 2010: 《我国现行粮食安全政策绩效分析》, 《农业经济问题》第3期,第11-15页。

13.王伟同、李秀华、陆毅,2020:《减税激励与企业债务负担——来自小微企业所得税减半征收政策的证据》,《经济研究》第8期,第105-120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。 15.伍骏骞、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。

16.辛翔飞、张怡、王济民,2016: 《中国产粮大县的利益补偿——基于粮食生产和县域财政收入的视角》,《技术经济》第 1 期,第 83-87 页。

17.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。

18.张航、范子英,2019: 《群聚分析法:原理、争议及应用前景》,《数量经济技术经济研究》第9期,第152-168页。 19.赵和楠、侯石安,2021: 《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》,《地方财政研究》第11期,第75-85页。

20.Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner, and B. Zipperer, 2019, "The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs", The Quarterly

Journal of Economics, 134(3):1405-1454.

21. Diamond, R., and P. Persson, 2016, "The Long-Term Consequences of Teacher Discretion in Grading of High-stakes Tests", NBER Working Paper 22207, https://www.nber.org/papers/w22207.

22.Kleven, H. J., 2016, "Bunching", Annual Review of Economics, Vol. 8: 435-464.

23.Saez, E., 2010, "Do Taxpayers Bunch at Kink Points?", American Economic Journal: Economic Policy, 2(3): 180-212.

24. Zhang X., X. Yu, and L. You, 2020, "Does the Granary County Subsidy Program Lead to Manipulation of Grain Production Data in China?", China Economic Review, Vol. 62, 101347.

(作者单位: 1湖南农业大学经济学院;

2华中农业大学农业绿色低碳发展实验室:

3浙江农林大学浙江省乡村振兴研究院;

4浙江农林大学经济管理学院)

(责任编辑:小林)

The Reward of Bumper Harvests: Fiscal Incentives and Grain Production Growth

LUO Sixuan ZHANG Junbiao

Abstract: The regular grain-producing county reward policy is an important initiative by the central government to motivate local governments to be more proactive in grain production and to alleviate the financial difficulties of the grain-producing counties. However, the effectiveness of grain production and its mechanism of action are not yet clear. Based on the cluster analysis method, this paper uses the notched point formed by the reward entry conditions to estimate the impact of the policy implementation on grain production. From 2005 to 2020, the implementation of this policy produces an explicit bunching effect, i.e., the distribution of the number of counties at the discontinuity of 200,000 tons exhibits a left-hand side missing and right-hand side bunching. The policy leads to an average increase of 5.0% in county grain yield in the manipulation interval, and improves the multiple-crop index and the level of agricultural mechanization. Counties with large gaps of fiscal revenue and expenditure, low levels of industrial structure optimization, as well as poor counties are more strongly motivated by fiscal incentives, and show higher grain increase effects. Furthermore, the policy has also significantly increased the county's agricultural total factor productivity and agricultural labor productivity. The estimated minimum benefit value of the policy implementation is much greater than the maximum expected cost value, which has a high economic benefit. In conclusion, this paper helps to understand the degree of response of county-level governments to fiscal transfer payments for grain production, the range of action of fiscal incentives, and the contribution of fiscal transfer payments to food security. It provides micro-level empirical evidence for the central government to further optimize and innovate the fiscal transfer system, and to give full play to the critical function of fiscal incentives for grain security.

Keywords: The Regular Grain-Producing County Reward Policy; Fiscal Incentives; Fiscal Transfers; Grain Security; Bunching Analysis

- 46 -