

化肥“零增长”政策会影响粮食安全吗： 基于准自然实验的 RD 检验

林珊¹, 于法稳^{1,2,3}, 代明慧⁴

(1. 中国社会科学院大学应用经济学院, 北京 102488;

2. 中国社会科学院农村发展研究所, 北京 100732;

3. 中国社会科学院生态环境经济研究中心, 北京 100732;

4. 菏泽学院商学院, 山东 菏泽 274015)

摘要: 基于我国 13 个粮食主产区 2004—2021 年的面板数据, 将 2015 年化肥“零增长”政策视为一次准自然实验, 采用断点回归实证检验化肥“零增长”政策对我国粮食主产区化肥施用水平的影响, 进而分析此政策对我国粮食安全的影响。断点回归结果表明: 化肥“零增长”政策可显著降低化肥施用强度, 同时对粮食产量和 3 大粮食作物(稻谷、小麦和玉米)产量提升具有显著的促进效应。影响机制分析表明: 化肥“零增长”政策对粮食产量的促进效应源于化肥利用效率的提高, 粮食主产区内高度集中且呈规模化的化肥减量增效行动能够催生粮食增产的规模效应。异质性分析表明: 在化肥“零增长”政策冲击下, 东部地区和中部地区的粮食总产量和稻谷、小麦和玉米产量均显著提升, 中部地区和东北地区的化肥施用强度显著降低。粮食主产区在实现化肥减量增效的同时, 确保了粮食生产能力不下降甚至提高, 进而有效地保障了国家粮食安全。由此表明, 进一步实施化肥“零增长”政策, 可以实现化肥减量增效与保障粮食安全的“双赢”, 更好地推动农业绿色发展, 助力农业强国建设。

关键词: 化肥“零增长”政策; 粮食安全; 准自然实验; 断点回归; 粮食主产区

中图分类号: F062.2

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2024)01-0012-12

Will fertilizer “zero-growth” policy affect food security: RD test based on quasi-natural experiment

LIN Shan¹, YU Fawen^{1,2,3}, DAI Minghui⁴

(1. School of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China;

2. Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;

3. Research Center for Eco-environment Economy, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;

4. Business School, Heze University, Heze 274015, China)

Abstract: Based on the panel data of 13 major grain producing areas in China from 2004 to 2021, this paper considers the fertilizer “zero growth” policy in 2015 as a quasi-natural experiment, and adopts regression discontinuity to empirically test the influence of the policy on the fertilizer application level in China’s major grain-producing areas, and

收稿日期: 2023-05-31 修回日期: 2023-12-08

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(23ZDA105); 中国社会科学院创新工程“学者资助计划”项目(XC2023001); 中国社会科学院国家高端智库基础研究项目; 中国社会科学院大学“研究生科研创新支持计划”项目(2023-KY-67)。

作者简介: 林珊(1985—), 女, 山东烟台人, 中国社会科学院大学应用经济学院博士生, 研究方向为生态经济学。通信作者: 代明慧。

then analyzes the influence of the policy on China's food security. The regression discontinuity results showed that the fertilizer "zero-growth" policy can significantly reduce the fertilizer application intensity, and at the same time have a significant promoting effect on the grain yield and the yield increase of the three major grain crops (rice, wheat and corn). The mechanism analysis showed that the promotion effect of the fertilizer "zero growth" policy on grain output was due to the improvement of fertilizer utilization efficiency, and the highly concentrated and large-scale action of fertilizer reduction and efficiency increase in major grain producing areas could generate scale effect of grain increase. Heterogeneity analysis showed that under the impact of the fertilizer "zero growth" policy, the total grain yield and rice, wheat and corn yields in the eastern and central regions increased significantly, while the fertilizer application intensity in the central and northeast regions decreased significantly. While achieving fertilizer reduction and efficiency increase, the grain production capacity of the major grain producing areas has not decreased or even increased, thus effectively ensuring the national food security. This indicates that further implementation of the fertilizer "zero growth" policy can achieve a "win-win" of fertilizer reduction and efficiency increase and ensuring food security, better promote the green development of agriculture, and help build China into an agricultural powerhouse.

Key words: fertilizer "zero growth" policy; food security; quasi-natural experiment; regression discontinuity; major grain producing areas

习近平总书记在党的二十大报告中指出,“全方位夯实粮食安全根基”“确保中国人的饭碗牢牢端在自己手中”。新发展阶段,面临复杂多变的国际环境、局部战争冲突,以及农业生产的资源环境约束,遵循协同推进降碳、减污、扩绿、增长,按照生态优先、节约集约、绿色低碳发展的时代要求,全方位夯实粮食安全根基,保障国家粮食安全尤为重要。

作为重要的农业生产资料之一,化肥在农业生产尤其是粮食生产中发挥了巨大作用。与此同时,也要清楚地看到粮食生产过程中长期存在的化肥过量施用,影响了耕地土壤的物理、生态性状,导致耕地土壤板结、农业生产环境质量下降等一系列问题,进而影响粮食生产能力和农产品质量安全。因此,实现农业绿色发展:一方面要提高化肥综合利用率,减少由此引发的面源污染,治理、改善和提升农业生产环境质量;另一方面要提升耕地土壤产能水平,确保粮食等主要农产品的供给安全。基于此,国家于2015年2月农业部办公厅印发了《到2020年化肥使用量零增长行动方案》,以保障国家粮食安全和重要农产品有效供给为目标,走高产高效、优质环保、可持续发展之路,促进粮食增产、农民增收和生态环境安全。本文以这个行动方案作为

化肥“零增长”政策,将此政策作为一次准自然实验进行政策效应分析,排除经济、政治等其他因素的影响,若在化肥“零增长”政策实施前后,粮食产量出现断点,则有理由认为我国粮食生产水平的变化是由化肥“零增长”政策导致的。这也正是本文使用断点回归(regression discontinuity, RD)研究化肥“零增长”政策对我国粮食生产能力影响的关键所在。

一、政策背景与文献综述

(一)政策背景

化肥是粮食的“粮食”,对粮食增产的贡献率在40%以上^①。“庄稼一枝花,全靠肥当家”精准地阐明了化肥在农业生产中不可替代的作用。然而,在农产品价格尤其是粮食价格偏低情况下,为了实现农业生产的利益最大化,无疑会采取一切措施提高粮食产量,增施化肥就是其中之一。由此,农业生产过程中不可避免地存在着过量施肥、盲目施肥行为。这一方面增加了农业生产成本,另一方面导致了农业面源污染,引发耕地土壤板结、酸化等生态环境问题,降低了农业生产环境的健康水平,继而影响农产品的品质。因此,在保障粮食等主要农产品安全供给的前提下,急需改进、优化施肥方式,提高化肥综合利用率,降低农业生

^① 资料来源:国家发展改革委、财政部联合印发《国家化肥商业储备管理办法》。

产成本,扩大种粮主体的合理收益空间,同时改善农业生产环境质量,推动农业绿色发展。

为贯彻落实中央农村工作会议精神,紧紧围绕“稳粮增收调结构,提质增效转方式”的战略部署,大力推进化肥减量增效、农药减量控害,积极探索产出高效、产品安全、资源节约、环境友好的现代农业发展之路,国家及相关部门出台了一系列政策性措施,促进了农业绿色发展。2015年,农业部印发了《到2020年化肥使用量零增长行动方案》,紧紧围绕绿色兴农目标,深入开展化肥减量增效行动,不断提高化肥利用率;2021年,农业农村部等6部委印发了《“十四五”全国农业绿色发展规划》,将绿色发展作为实施乡村振兴战略的重要引领,强调继续推进化肥减量增效;2022年5月,农业农村部、国家发展改革委联合印发《农业农村减排固碳实施方案》,明确要求实施化肥减量增效等行动;2022年10月,党的二十大报告指出,要全方位夯实粮食安全根基,牢牢守住18亿亩耕地红线,广泛形成绿色生产生活方式;2022年11月,农业农村部印发了《到2025年化肥减量化行动方案》,提出进一步减少农用化肥施用总量,提高有机肥资源还田量、测土配方施肥覆盖率以及化肥利用率,即“一减三提”;2023年中央一号文件指出,要坚决守牢确保粮食安全、防止规模性返贫等底线,要推进农业绿色发展,加快农业投入品减量增效技术推广应用,推进水肥一体化。上述一系列推进化肥减量增效政策的实施,不仅促进了节本增效、节能减排,也对保障国家粮食安全、农产品质量安全和农业生态安全发挥了重要作用。同时,这一系列政策也是本文研究化肥“零增长”政策对我国化肥施用水平及粮食安全影响的政策大背景。

(二) 文献综述

联合国粮农组织(FAO)在1974年的世界粮食大会上首次提出粮食安全的概念,指出“粮食安全是人类一种基本的生活权利”;1983年,FAO重新界定了粮食安全的基本要义,即“买得到”和“买

得起”;1996年,FAO再次对粮食安全的涵义进行了诠释,即全部居民都能在物质和经济层面获得充足、安全和营养的食物,以满足他们的饮食需求和对积极健康生活的饮食偏好^[1]。此后,粮食安全的概念一直处于不断演变之中,由此也表明了粮食安全的内涵特征不断丰富和完善,从过去单一考虑粮食数量安全,到数量与质量并重,继而更加强调粮食质量安全。

实践证明,以化肥作为外源输入是农业生产中 fastest、最有效的增产措施之一^[2]。对中国粮食生产而言,化肥投入一直都是产量增长的重要影响因素^[3],表现出显著的正向效应^[4]。与此同时,也导致了粮食生产中过度依赖化肥投入与农业面源污染、农产品质量安全之间的矛盾^[5]。尤其是在粮食主产区,农业生产活动集聚度较高,单位面积农业面源污染物存量会随着生产规模的扩大而增加,进而产生环境污染效应^[6]。一般而言,污染排放与治理可能具有经济上的规模效应^[7],粮食主产区也会因农业生产活动集聚而具有规模报酬递增效应^[8]。从这个意义上讲,粮食主产区农业生产中适当降低化肥施用水平,不一定会导致粮食减产,甚至还可能在一定程度上实现粮食产量的增加。据国家粮食和物资储备局统计数据显示,我国13个粮食主产区^②的粮食产量占全国粮食总产量的75%以上,大约95%的粮食增产来自粮食主产区。因此,粮食主产区在保障国家粮食安全中发挥着“压舱石”作用。由此引发对如下问题的思考:2015年我国实施的化肥“零增长”政策是否能够有效降低粮食主产区的化肥施用水平?是否影响了国家粮食安全?这也是本文以粮食主产区作为研究对象,分析化肥“零增长”政策对粮食安全影响效应的基本出发点。

目前,国内外学者针对源于化肥的面源污染以及粮食安全问题开展了一系列研究,取得了丰硕的研究成果,主要涉及3类文献。第一类文献从单要素和多要素协同角度研究粮食安全的影响因素,主要包括耕地数量与质量^[9]、耕地“非粮

^② 粮食主产区:黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、河南、山东、江苏、安徽、湖南、湖北、江西、四川。

化”^[10]、极端气候条件^[11]、农业面源污染^[12]、水资源短缺和水污染^[13-14]、洪涝灾害风险^[15]、国际政治经济形势、国内社会经济发展与全球气候变化的叠加等^[16]。同时,COVID-19大流行与通货膨胀、经济增长、城镇化和农业用地之间的关系等方面的研究也受到一定程度的关注^[17]。第二类文献集中考察农业面源污染与粮食安全之间的关系。有学者认为,农业面源污染日益严重,与传统的粮食安全观密不可分^[18],尤其是农业生产中化学品的过量投入^[19]、扭曲的化肥农药等生产要素价格,以及农业废弃物处理方式的不当等导致的农业面源污染积重难返^[20]。有学者将关注点聚焦在粮食供给是否超出了环境承载能力,从而导致环境的逆向演化^[21]。第三类文献侧重于化肥过量施用对粮食安全的影响。在化肥使用率不高的情况下,过量施用化肥所流失的养分成为农业面源污染最主要的来源之一^[22],引起耕地土壤的板结、酸化,进而导致耕地质量下降,最终还有可能导致荒漠化^[23],影响了粮食生产的可持续性^[24]。那么,未来我国农业生产中需要施用多少化肥,既可以保障粮食安全又能够实现资源与环境安全的可持续性,则成为亟待解决的关键问题之一^[25]。

从上面的分析可以看出,已有文献重点关注了农业面源污染与粮食安全之间的关系,以及源于化肥的面源污染对粮食安全的影响,但鲜有文献定量分析化肥“零增长”政策对我国粮食安全的影响效应。那么,化肥“零增长”政策作为化肥减量增效的一项行动方案,是否会对长期以来依赖化肥投入的粮食安全产生影响?这不仅是需要学术界回答的重要理论问题,也是推动农业生产方式绿色转型、实现农业绿色发展、保障国家粮食安全需要回答的重大现实问题。基于上述的理论与现实问题,本文的边际贡献体现在两个方面:一是运用断点回归实证检验化肥“零增长”政策对粮食主产区化肥施用水平的影响,进而对粮食安全的影响效应;二是分析化肥“零增长”政策的影响机制及区域异质性,为实现化肥减量增效、粮食增产以及质量提升等多重目标,更好地发挥粮食主产区在保障粮食数量及质量安全中的作用提供了决策参考依据。

二、理论分析与模型设定

(一)理论分析

从生态学意义上来讲,农作物生长所必需的营养元素,除了氮、磷、钾等主要元素之外,还需要一定量的微量元素。针对农作物营养元素需求,中国农业大学张福锁院士提出了“作物营养五大规律”,即作物的生物学规律、作物养分需求规律、土壤养分供应规律、作物产量和品质形成规律、作物产量和品质调控规律,它们共同构成了科学施肥、精准施肥、高效施肥的理论体系。但在农业生产实践中,化肥施用并没有依据农作物营养需求规律,而是基于传统经验,容易出现过量施肥行为,增加农业生产成本,也容易导致农业面源污染。

边际递减规律是经济学中的一个重要概念,最早由经济学家李嘉图在他的著作《政治经济学原理》中提出。他指出:“对于同一种生产要素再增加一单位的使用量时,增加总产量的效果将是逐渐减小的,这是普遍的经验规律,也是人们在用自然力量时不能避免的。”由此可以看出,边际递减规律的本质是资源有限,效益是有上限的。当生产或消费的规模达到一定程度时,新增加的一单位资源投入所带来的边际效益将逐渐变小直至变为负数,这是因为当一个经济主体已经充分利用资源时,新增加的投入无法进一步提高产出,反而会浪费资源,造成成本的不必要增加。在粮食生产中,化肥投入也遵循上述的边际递减规律,即随着化肥投入的不断增加,其边际产量和边际产值均会呈现出逐步下降的趋势。根据化肥投入边际产量和边际产值的上述特点,在具体的农业生产实践中,要追求化肥使用的经济效益,就必须注意化肥投入的边际原理。

基于上述生态学规律及经济学规律,在农业生产中,基于国家粮食安全的需要,还是要保证必要的化肥投入。然而,从农业生产的负外部性来看,需要考虑化肥投入与粮食产量的一个均衡点,一方面要实现粮食产量稳定或者增加,另一方面要在不增加化肥投入成本的同时不导致面源污染。那么,根本的路径就是提高化肥利用率,为此需要更加严格的环境规制来制衡。基于上述理论

分析,国家实施的化肥“零增长”政策就是一项有效的环境规制。

科学、准确地评估化肥“零增长”政策对粮食安全的影响效应,面临着两大挑战:一是国家已颁布的一系列促进农业绿色发展的相关政策,均倡导化肥减量增效,若要精准识别化肥“零增长”政策对粮食生产的影响效应非常困难,甚至是难以实现;二是由于部分农业绿色发展政策与当前社会经济等宏观环境高度相关,再加上 2020 年新冠病毒感染疫情暴发等特殊因素的影响,对这些外界干扰因素进行精准识别的最大障碍就是遗漏变量与逆向因果所致的内生性问题。因此,本文以 2004 年我国设立粮食主产区作为研究起点,以 2015 年实施的化肥“零增长”政策作为一次准自然实验开展政策效应分析,可以有效地解决上述两大挑战可能造成的干扰。一方面,13 个粮食主产区承担着保障国家粮食安全重任,相对于非粮食主产区在粮食生产过程中对化肥施用的依赖性更强,因此可将化肥“零增长”政策的实施作为粮食主产区的一次准自然实验。另一方面,2015 年后国家推行的一系列涉及化肥减量增效的相关政策都具有普惠性,可以认为对粮食产量的影响不存在明显的组间差异,因而对处理效应的估计不会造成干扰。此外,暴发于 2020 年初的新冠肺炎病毒感染疫情作为一个特殊影响因素,对粮食生产的冲击并不是太明显,也不足以构成干扰。因此,本文基于粮食主产区承担“大国粮仓”的主要责任,重点分析化肥“零增长”政策对粮食主产区粮食安全的影响。

(二)模型设定

化肥“零增长”政策实施前后概率变化由 0 突升至 1,满足精确断点回归模型的要求。因此,本文利用 13 个粮食主产区 2004—2021 年的面板数据,构建精准断点回归模型,以测度化肥“零增长”政策对粮食安全的影响。这个方法在一定程度上削弱了此政策对粮食安全影响中可能存在的内生性问题,从而保证了研究结果的可靠性。

为了分析化肥“零增长”政策对粮食安全的影响,设定虚拟变量 d_{it} ,代表研究对象 i 省区是否实

施化肥“零增长”政策。公式如下:

$$d_{it} = \begin{cases} 0 & t < t_0 \\ 1 & t \geq t_0 \end{cases} \quad (1)$$

式(1)中: t_0 代表研究对象 i 省区实施化肥“零增长”政策的时间。具体而言,由于国家实施化肥“零增长”政策时间为 2015 年 2 月,考虑到政策普遍于下半年生效,且粮食生产的周期较长,故本文以 2016 年作为政策实施的基期。因此,当时间在 2016 年之前时, $d_{it} = 0$,表示这个地区尚未实施化肥“零增长”政策;此后, $d_{it} = 1$,表示政策正在实施之中。根据化肥“零增长”政策实施时间以及粮食主产区的设立时间,本文选取研究时间段 t 为 2004—2021 年。

首先,研究化肥“零增长”政策实施以后粮食主产区的化肥施用水平与粮食产量之间的关系。因此,可以首先分析这个政策对粮食主产区化肥施用水平的影响程度,进而分析对粮食安全的影响程度。由此,联立二者关系构建如下两个模型:

$$\ln fertilizer_{it} = \alpha_1 + \beta_1 d_{it} + \beta_2 (t - t_0) + \beta_3 d_{it} (t - t_0) + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln production_{it} = \alpha_1 + \beta'_1 d_{it} + \delta \ln fertilizer_{it} + \beta_2 (t - t_0) + \beta_3 d_{it} (t - t_0) + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(2)中的 $fertilizer_{it}$ 代表粮食主产区 i 省区 t 年的化肥施用水平; β_1 代表化肥“零增长”政策对化肥施用水平的测度;式(3)中的 $production_{it}$ 代表粮食主产区 i 省区 t 年的粮食产量水平; β'_1 代表化肥“零增长”政策对粮食安全水平的测度。式(2)和式(3)中的 i 省区均表示粮食主产区, $i = 1, \dots, 13$; t 表示年份,取粮食主产区的设立年份 2004 年为起始年,即 $t = 2004, \dots, 2021$ 。 d_{it} 是时间虚拟变量,作为断点回归设计的驱动变量,代表研究对象 i 在第 t 年是否实施化肥“零增长”政策; t_0 代表化肥“零增长”政策的执行年份,即 2016 年; $t \sim t_0$ 代表标准化处理后的时间变量,表示政策实施断点; β_2 代表时间变量 t 对被解释变量的作用大小; β_3 代表 $d_{it} (t \sim t_0)$ 的斜率系数; X_{it} 代表研究对象 i 在第 t 年的所有控制变量; β_4 代表控制变量的系数值。在计量分析过程中,将被解释变量与控制变量均作对数处理。

(三) 变量设定与数据说明

1. 被解释变量

(1) 粮食主产区 i 省区 t 年的化肥施用水平 $fertilizer_{it}$

本文选取 2 个变量来衡量粮食主产区的化肥施用情况。一是粮食生产的化肥施用总量 ($fertilizer$, 万 t): 通过各粮食主产区 (粮食播种面积/农作物播种面积) \times 化肥施用总量 (折纯量) 来衡量; 二是粮食生产的化肥施用强度 ($per-fertilizer$, kg/公顷): 通过各粮食主产区每公顷粮食播种面积的化肥施用量来衡量。

(2) 粮食主产区 i 省区 t 年的粮食产量水平 $production_{it}$

本文选取两个指标来衡量粮食主产区的粮食安全情况。一是粮食总产量 ($production$, 万 t): 通过各粮食主产区粮食生产总量来衡量; 二是三大粮食作物 (稻谷、小麦和玉米) 总产量 ($grain$, 万 t): 通过各粮食主产区稻谷、小麦和玉米的总产量来衡量。

2. 解释变量 (d_{it})

表征粮食主产区 i 省区是否实施化肥“零增长”政策, 正如前面所述, 2016 年之前 $d_{it} = 0$, 之后 $d_{it} = 1$ 。

3. 控制变量 (X_{it})

由于 RD 模型估计结果的有效性可能受到遗漏变量的影响, 故本文选取如下控制变量: 土地经营规模 ($land$, km^2); 土地是农业生产最基本的投入要素, 用各粮食主产区耕地面积来表征土地投入规模; 粮食播种面积 ($sow-area$, km^2): 用各粮食主产区的粮食播种面积来表征; 单位面积农业劳动力投入量 ($labor$, 人/公顷): 表征粮食生产中劳动力投入情况, 用第一产业从业人员数量乘以农业总产值的权重^③, 计算所得即为农业劳动力投入量, 再除以农作物的播种面积即可得到单位面积农业劳动力的投入量; 农村居民人均可

支配收入 ($income$, 人/元): 代表这个地区农村居民的人均收入水平, 选用各粮食主产区历年农村居民人均可支配收入水平来反映; 单位面积农机投入量 ($machinery$, kw/km^2): 表征该地区农业机械化水平, 处理方式同单位面积农业劳动力投入变量, 选择农机总动力代表农机投入量, 乘以农业总产值的权重, 再除以农作物的播种面积; 单位面积农药使用量 ($pesticide$, kg/hm^2): 用各粮食主产区单位粮食播种面积的农药使用量来衡量; 灌溉率 ($irrigation$, %): 用各粮食主产区历年农作物有效灌溉面积与播种面积的比例反映; 受灾率 ($disaster$, %): 用各粮食主产区历年农作物受灾面积占播种面积的比重来反映^④; 除涝面积占比 ($water-logging$, %): 用各粮食主产区历年除涝面积占农作物播种面积的比例反映^⑤; 水土流失治理面积占比 ($soil-water$, %): 用各粮食主产区历年水土流失治理面积占农作物播种面积的比例反映^⑥; 技术进步变量 ($technology$, %): 用各粮食主产区农业专利授权比例来反映。上述控制变量为农业生产中最主要的投入要素或影响因素, 与粮食产量存在较强的相关性, 其他干扰因素大多通过影响上述变量才会影响粮食产量。因此, 控制上述变量可以有效地防止遗漏变量误差所致的内生性问题。

4. 数据说明

本文所用数据主要来自《中国农村统计年鉴》《中国统计年鉴》与 13 个粮食主产区省份的统计年鉴与统计公报等。本文共选取 13 个粮食主产区 2004—2021 年共 18 年的面板数据作为分析对象, 涉及 234 个样本, 合计 4 680 个观测值。变量的描述性统计如表 1 所示。

三、实证检验与结果分析

(一) 断点效应

在使用 RD 方法检验时, 首先要确定被解释变

③ 根据历年《中国统计年鉴》整理出农业总产值占农林牧渔业总产值的比重即为权重。

④ 其中, 上海市缺失几年的农作物受灾面积数据通过线性插值法补齐。

⑤ 重庆、西藏、青海、宁夏部分除涝面积缺失, 通过参考各省份其他年份数据补齐。

⑥ 上海市缺失对“水土流失治理面积”数据的统计, 参考卢洪友 (2012) 通过上海市 2009 年报道中的 500 千公顷水土流失治理面积数据作为其各年的一般水平。

量在断点处是否存在跳跃现象,即断点效应。统计数据表明,粮食主产区在化肥“零增长”政策实施前后的化肥施用强度在断点前后存在跳跃。同时,粮食总产量在断点前后也存在明确的跳跃现象。因此,可以通过断点分析化肥“零增长”政策实施的政策效应。

表 1 变量描述性统计

变量名	均值	标准差	极小值	极大值
ln production	8.079	0.357	7.317	8.971
ln grain	7.999	0.362	7.074	8.868
ln fertilizer	5.219	0.438	4.280	6.318
ln per-fertilizer	5.761	0.291	4.980	6.207
ln land	8.697	0.392	7.909	9.752
ln sow-area	8.669	0.364	7.975	9.585
ln labor	-0.398	0.417	-1.528	0.307
ln income	8.998	0.602	7.824	10.196
ln machinery	1.007	0.430	-0.062	1.992
ln pesticide	2.239	0.477	0.665	2.971
ln irrigation	3.648	0.205	3.139	4.034
ln disaster	2.689	0.778	-0.004	4.232
ln water-logging	2.541	0.996	-0.041	4.098
ln soil- water	3.922	0.712	2.300	5.207
ln technology	3.995	0.177	3.481	4.405
ln per-production	8.621	0.154	8.071	8.922
ln pper-production	6.369	0.466	5.870	7.831
ln propotion	1.745	0.245	1.057	2.161
ln ratio	1.826	0.231	1.178	2.261

图 1 是粮食主产区在化肥“零增长”政策实施前后的化肥施用强度的散点图及拟合情况。从图 1 可以看出,尽管散点图的跳跃现象不清晰,但线性拟合、二次型拟合和三次型拟合图形均在断点两侧存在明显跳跃,即受政策影响,化肥施用强度在断点处显著下降。因此,通过断点效应可知,化肥“零增长”政策的实施对粮食主产区化肥施用强度具有明显的影响效应。

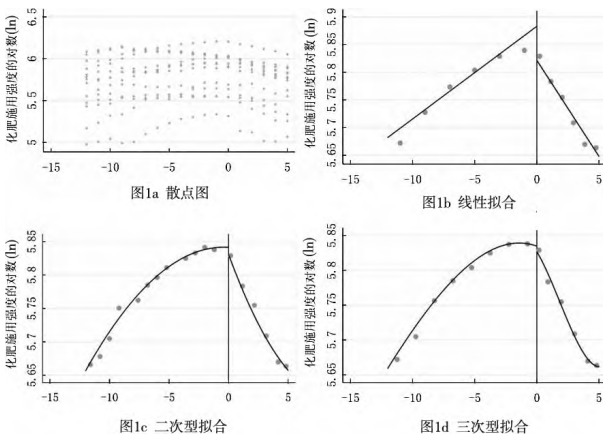


图 1 化肥“零增长”政策实施前后化肥施用强度的断点

对粮食主产区在化肥“零增长”政策实施前后的粮食产量情况也进行同样处理,结果见图 2。垂直线是在化肥“零增长”政策影响下的粮食产量分界线,均在断点两侧存在明显跳跃,断点处的粮食产量明显上升,其截距也都显著上升。这表明化肥“零增长”政策的实施对粮食产量具有显著的局部影响效应。根据以上分析,实行化肥“零增长”政策后,化肥施用强度与粮食产量均存在明显的断点,这也意味着二者之间因果关系的存在,这种关系将在 RD 实证分析中进行详细探讨。

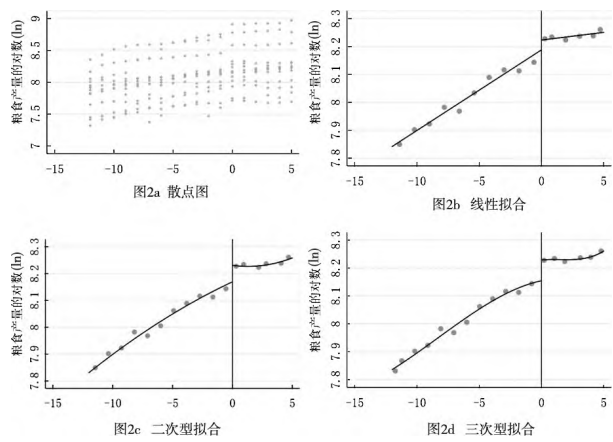


图 2 化肥“零增长”政策实施前后粮食总产量的断点

图 3 是使用最优带宽与矩形核的断点回归图(三角核回归图略),左图显示化肥“零增长”政策实施后化肥施用强度在断点处有一个稍微的向下跳跃,右图显示粮食产量在断点处有一个向上跳跃。化肥施用强度矩形核回归的局部沃尔德估计值(local wald estimate)为 -0.029 ,三角核精确断点回归得到的估计值为 -0.011 ,二者均为负值;粮食产量矩形核回归的局部沃尔德估计值为 0.062 ,三角核回归估计值为 0.068 ,二者均为正值,且都较为显著。由此表明,矩形核回归得到的估计值与三角核回归得到的估计值相接近,说明估计值结果是稳健的。

图 4 是断点回归估计值对带宽的依赖性。从图 4 可以看出,左图是化肥“零增长”政策实施后化肥施用强度断点回归估计值对带宽的依赖性,3 个估计值均为负,表现出减弱的政策效应;右图是粮食产量断点回归估计值对带宽的依赖性,3 个估计值均为正,表现出积极的正向影响效应,且都较为显著,说明结论较为可靠,回归结果是稳健的。

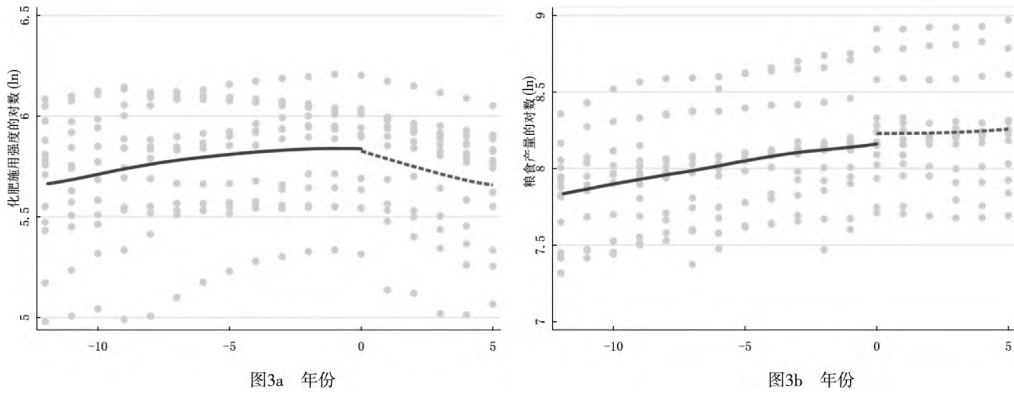


图3 使用最优带宽与矩形核的断点回归

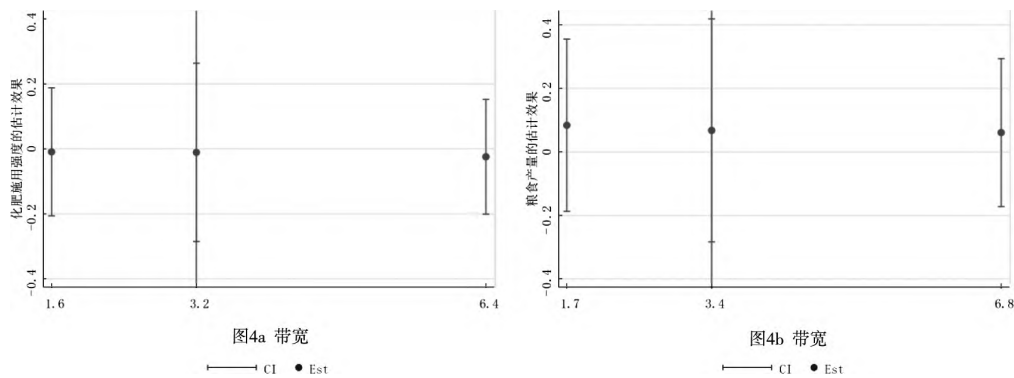


图4 断点回归估计值对带宽的依赖性

为进一步分析上述结论的可信度,需要进行有效性检验,目的在于检验所有协变量在断点处的密度函数是否连续。结果显示, P 值均显著大于0.05,不能拒绝密度函数在断点处连续的原假设。因此,所有协变量的条件密度函数在断点处均连续。同时,对驱动变量(年份)的密度函数是否在阈值处存在断点的检验结果表明,除了在2016年出现明显断点以外,年份密度函数均是连续的,并没有发现其他年份存在跳点,这说明实验结果具有稳健性和有效性。

(二)基于RD估计的回归结果

使用RD进行判断的依据是,若粮食主产区的被解释变量出现明显断点,可能与当年化肥“零增长”政策的实施有关。由局部平均处理效应表明,化肥“零增长”政策的实施能够实现粮食主产区化肥施用强度的降低。因此,断点回归模型适宜于化肥“零增长”政策的效应研究,可据此分析化肥“零增长”政策对化肥施用水平的影响,进而分析对粮食安全水平的影响。

表2是2015年化肥“零增长”政策对粮食生产中化肥施用水平影响的回归结果。表2中列(1)数据显示,化肥施用总量估计系数为正,这表明粮食主产区的化肥施用总量并未在政策实施后立刻降低,反而呈现一定程度的增长趋势。这可能是由于粮食主产区承担国家粮食安全重任,对化肥的依赖性更强,且粮食播种面积在一定程度上可能有所扩大,导致化肥施用总量并未在短期呈现出明显的递减趋势。该回归结果与全国固定

表2 化肥“零增长”政策对化肥施用水平的影响

变量	(1)	(2)
	$\ln fertilizer$	$\ln per-fertilizer$
d	0.013 5* (0.008 1)	-0.014 0** (0.006 0)
Constant	3.359 0*** (0.967 0)	2.991 0*** (0.725 0)
Provincial fixed effect	YES	YES
Control variable	YES	YES
Observations	234	234
R^2	0.984 0	0.981 0

注:***、**、*分别表示在 $P < 0.01$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.1$ 时有统计学意义;括号内为稳健标准误;省份固定效应已控制,估计结果略。下同。

观察点所得出的成本收益数据,粮食作物及大田经济作物的化肥投入量呈现增长趋势的结论一致^⑦。但是,列(2)的数据则显示,化肥施用强度的估计系数为负,表明化肥“零增长”政策对粮食主产区的化肥施用强度产生了显著的影响效应,在政策实施后呈现了较为明显的下降趋势。上述结果表明,在其他条件不变的情况下,化肥“零增长”政策对粮食主产区的化肥施用总量并未有效降低,但对粮食主产区的化肥施用强度却产生了显著的降低效应。

表 3 是化肥“零增长”政策对粮食安全的影响。从表 3 列(1)和列(4)数据可以看出,虚拟变量 d_i 的估计系数 β_1 均为正,表明化肥“零增长”政

策对粮食安全的处理效应在统计上显著,即粮食主产区在政策实施后粮食总产量和三大粮食作物总产量均可以实现不同程度的增加。从列(2)和列(5)数据可以看出,在并未降低化肥施用总量,但显著降低化肥施用强度的情况下,依然能够促使粮食总产量和三大粮食作物总产量的显著提升。从纳入控制变量后的列(3)和列(6)数据可以看出,加入控制变量后模型拟合效果更好, d_i 的估计系数均有上升,且化肥“零增长”政策对粮食安全的正向效应依然存在并且显著。上述结果表明,在其他条件不变的情况下,化肥“零增长”政策在 2016—2021 年间依然实现了粮食总产量增长 1.74%、三大粮食作物总产量增长 2.20%。

表 3 化肥“零增长”政策对粮食安全的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lnproduction</i>	<i>lnproduction</i>	<i>lnproduction</i>	<i>lngrain</i>	<i>lngrain</i>	<i>lngrain</i>
<i>d</i>	0.026 3*** (0.001 5)	0.015 4*** (0.001 2)	0.017 4*** (0.006 6)	0.028 7*** (0.001 7)	0.018 2*** (0.001 4)	0.022 0*** (0.008 2)
<i>lnfertilizer</i>	-	0.876 7*** (0.015 6)	1.073 0*** (0.062 3)	-	0.838 0*** (0.020 7)	1.069 *** (0.107 0)
<i>lnper-fertilizer</i>	-	-0.612 7*** (0.030 0)	-0.658 0*** (0.104 0)	-	-0.450 0*** (0.039 7)	-0.653 0*** (0.129 0)
<i>lnland</i>	-	-	0.076 5 (0.048 1)	-	-	0.086 2 (0.059 9)
<i>lnlabor</i>	-	-	0.079 7*** (0.028 9)	-	-	0.042 1 (0.035 6)
<i>lnincome</i>	-	-	-0.049 7 (0.055 9)	-	-	-0.096 4 (0.071 7)
<i>lnmachinery</i>	-	-	-0.028 4 (0.020 4)	-	-	-0.001 9 (0.024 9)
<i>lnpesticide</i>	-	-	-0.091 4* (0.050 5)	-	-	-0.038 1 (0.049 2)
<i>lnirrigation</i>	-	-	0.184 0*** (0.042 5)	-	-	0.249 0*** (0.068 7)
<i>ln disaster</i>	-	-	-0.030 5*** (0.006 8)	-	-	-0.035 3*** (0.008 5)
<i>lnwater - logging</i>	-	-	-0.057 4 (0.037 5)	-	-	-0.134 0** (0.056 9)
<i>lnsoil - water</i>	-	-	0.005 6 (0.025 1)	-	-	0.002 4 (0.032 7)
<i>ln technology</i>	-	-	-0.013 4 (0.020 4)	-	-	0.026 0 (0.026 6)
<i>Provincial fixed effect</i>	-	-	YES	-	-	YES
<i>Constant</i>	8.680 9*** (0.047 1)	7.087 0*** (0.132 0)	5.987 0*** (0.796 0)	8.526 0*** (0.056 2)	6.280 0*** (0.176 0)	5.895 0*** (0.982 0)
<i>Observations</i>	234	234	234	234	234	234
<i>R²</i>	0.934 0	0.924 0	0.987 0	0.916 0	0.892 0	0.978 0

⑦ 数据参考:农业农村部全国农村固定观察点数据。

综上所述,一方面化肥施用总量与粮食总产量呈正相关,表明粮食主产区在粮食生产方面存在着明显的路径依赖,即实现粮食增产依然是建立在化肥投入增长基础之上;另一方面化肥施用强度与粮食总产量呈负相关,表明在实现化肥施用强度显著降低的同时,依然可以实现我国粮食生产的“十六连丰”。由此表明,通过控制化肥施用强度,提高化肥利用率,依然可以实现粮食增产,保障粮食数量安全。这也表明了我国实行化肥“零增长”政策产生了较为显著的影响效应,进一步表明推进化肥减量增效的绿色生产方式有利于粮食生产环境的改善,实现保障粮食数量安全和质量安全的目的。

(三) 稳健性检验

为了验证上述回归结果的可靠性,进一步将结果变量替换为单位面积粮食产量(per-production, kg/khm²)、人均粮食占有量(pper-production, kg/人),作为被解释变量(粮食总产量和3大粮食作物的总产量)的替代指标,来检验实证结果的稳健性,结果见表4。

表4 稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnper-production	lnper-production	lnpper-production	lnpper-production
d	0.014 1 *** (0.000 8)	0.017 4 *** (0.006 6)	0.025 5 *** (0.001 8)	0.031 1 *** (0.006 5)
lnfertilizer	-	0.072 6 (0.062 3)	-	1.075 *** (0.073 7)
lnper-fertilizer	-	0.342 0 *** (0.104 0)	-	-0.612 0 *** (0.110 0)
lnland	-	0.076 5 (0.048 1)	-	0.166 0 *** (0.052 2)
lnlabor	-	0.079 7 *** (0.028 9)	-	0.045 5 (0.030 5)
lnincome	-	-0.049 7 (0.055 9)	-	-0.215 0 *** (0.055 2)
lnmachinery	-	-0.028 4 (0.020 4)	-	0.033 8 (0.020 8)
lnpesticide	-	-0.091 4 * (0.050 5)	-	-0.110 0 * (0.056 1)
lnirrigation	-	0.184 0 *** (0.042 5)	-	0.294 0 *** (0.043 8)
lndisaster	-	-0.030 5 *** (0.006 8)	-	-0.027 9 *** (0.007 6)
lnwater-logging	-	-0.057 4 (0.037 5)	-	-0.193 0 *** (0.047 1)
lnsoil-water	-	0.005 6 (0.025 1)	-	-0.003 0 (0.025 8)
lntechnology	-	-0.013 4 (0.020 4)	-	-0.036 6 (0.022 3)
Provincial fixed effect	-	YES	-	YES
Constant	8.476 0 *** (0.027 6)	5.987 0 *** (0.796 0)	7.399 0 *** (0.061 8)	5.264 0 *** (0.845 0)
Observations	234	234	234	234
R ²	0.861 0	0.928 0	0.945 0	0.991 0

从表4中列(1)和列(3)数据可以看出,在其他条件不变的情况下,实施化肥“零增长”政策,依然可以对粮食主产区的单位面积粮食产量以及人均粮食占有量产生显著的增长效应。列(2)和列

(4)表明在加入控制变量之后,二者的增长量均呈现一定幅度的提升,粮食主产区的单位面积粮食产量增长1.74%,人均粮食占有量增长3.11%。同时,控制变量的显著性结果与表4回归结果的显著性基本一致。这亦表明,这个结果在一定程度上支持了上述实证结果的可靠性和稳健性。

四、影响机制探讨与异质性分析

(一) 影响机制探讨

上述分析表明,化肥“零增长”政策在降低化肥施用强度的同时依然可以实现粮食增产。那么,这项政策的具体影响机制是什么? 本文将从粮食生产中的化肥投入率视角展开具体讨论。

本文继续使用断点回归模型分析影响机制,表达式如下:

$$\ln M_{it} = \alpha + \gamma_1 d_{it} + \gamma_2(t - t_0) + \gamma_3 d_{it}(t - t_0) + \gamma_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln production_{it} = \alpha + \gamma_1 d_{it} + \gamma_2(t - t_0) + \gamma_3 d_{it}(t - t_0) + \tau \ln M_{it} + \gamma_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(4)、式(5)中, M_{it} 为本文探讨的机制变量,分别选取单位粮食产量的化肥投入率(propotion)以及稻谷、小麦和玉米单位产量的化肥投入率(ratio)作为被解释变量,从两方面表征粮食种植结构中化肥投入规模的调整。本文将式(4)和式(5)的回归结果(见表5)同前文中式(3)的分析结果进行比较,以揭示影响机制的作用方向和大小。

表5 影响机制回归分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnpropotion	lnproduction	lnratio	lngrain
d	-0.013 3 *** (0.001 2)	0.022 6 *** (0.007 1)	-0.015 8 *** (0.001 2)	0.020 4 *** (0.007 2)
lnpropotion	-	-0.668 0 *** (0.081 8)	-	-
lnratio	-	-	-	-0.784 0 *** (0.066 5)
Constant	1.268 0 *** (0.022 2)	7.850 0 *** (0.894 0)	1.423 0 *** (0.029 5)	7.871 0 *** (0.928 0)
R ²	0.895 0	0.978 0	0.869 0	0.978 0

表5中列(1)、列(3)的数据表明,化肥“零增长”政策对降低粮食生产化肥投入规模具有显著效应,表明这项政策达到了化肥减量增效的同时又能够保障国家粮食安全。列(2)、列(4)的数据表明,二者的化肥投入率与产量均呈现显著的负相关,表明降低粮食以及稻谷、小麦和玉米生产中的化肥投入率,意味着通过提高单位粮食产量的化肥利用率能够实现粮食产量的增加。换言之,

化肥“零增长”政策在降低化肥投入率的同时依然能够实现粮食增产的促进效应源于化肥利用效率的提高。这一结论也验证了前文实证部分的论述,即相比于非粮食主产区,粮食主产区内高度集中且呈规模化的化肥减量增效行动,必然会催生出有助于粮食增产的规模效应。

(二) 异质性分析

化肥“零增长”政策对粮食主产区存在着区域异质性影响,如何分析粮食主产区不同区域的异质影响因素,针对性地把握不同区域的粮食生产方向保证粮食更安全?下面对这一问题展开讨论,结果见表 6。

从表 6 可以看出,东部地区和中部地区的粮食主产区在化肥“零增长”政策实施以后,粮食总产量和稻谷、小麦和玉米产量均具有正向显著性,这表明在政策实施后,位于这两大区域的粮食主产省份较好地实现了粮食增产。但是,位于西部地区和东北地区的粮食主产省份的政策冲击效应并不显著;从各个区域化肥施用总量的显著性来看,4 大区域粮食的化肥施用总量均呈现正向显著性,稻谷、小麦和玉米的化肥施用量只有东部地区和中部地区呈现显著性,西部地区和东北地区均不显著;从四大区域化肥施用强度结果来看,中部地区和东北地区的化肥施用强度均出现负向显著性,而东部地区和西部地区均不显著。

表 6 化肥“零增长”政策对粮食主产区的异质性影响

变量	粮食产量的区域异质性 (lnproduction)			
	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
d	0.041 5* (0.020 3)	0.024 2*** (0.006 8)	0.004 2 (0.030 4)	-0.004 2 (0.016 3)
lnfertilizer	0.531 0* (0.259 0)	1.085 0*** (0.048 6)	0.465 0** (0.207 0)	0.839 0*** (0.115 0)
lnper-fertilizer	-0.138 0 (0.458 0)	-0.626 0*** (0.080 0)	-0.227 0 (0.297 0)	-0.774 0*** (0.117 0)
Constant	8.635 0*** (1.036 0)	9.868 0*** (0.544 0)	4.116 0 (3.170 0)	10.720 0*** (2.826 0)
Observations	36	108	36	54
R ²	0.997 0	0.993 0	0.988 0	0.994 0
变量	稻谷、小麦和玉米产量的区域异质性 (lngrain)			
	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
d	0.086 5* (0.042 1)	0.022 4*** (0.006 9)	0.007 2 (0.029 5)	-0.007 3 (0.018 0)
lnfertilizer	-0.156 0 (0.606 0)	1.121 0*** (0.063 7)	0.086 2 (0.279 0)	0.676 0*** (0.144 0)
lnper-fertilizer	0.778 0 (0.867 0)	-0.583 0*** (0.089 9)	0.091 7 (0.304 0)	-0.883 0*** (0.122 0)
Constant	11.630 0*** (3.022 0)	10.240 0*** (0.638 0)	4.509 0 (3.333 0)	12.840 0*** (2.963 0)
Observations	36	108	36	54
R ²	0.986 0	0.989 0	0.983 0	0.991 0

对上述实证结果进一步分析可以探讨粮食主产区怎样做才能保障粮食更安全。上述异质性分析表明,粮食主产区承担保障国家粮食安全重任,但粮食生产的路径依赖较为严重,长期建立在高投入基础上的生产方式短期内难以逆转,为保障持续的粮食供给仍需依靠化肥投入作支撑,且对政策反应存在一定的滞后性,从而导致化肥施用总量并未呈现显著的下降趋势。但是,通过结果我们发现化肥“零增长”政策在经济较为发达的区域实施效果较好,能够稳步地实现粮食增产。虽然在粮食增产的同时并未全方位实现化肥施用总量的降低,但位于中部地区和东北地区的粮食主产省份的化肥施用强度呈现了较为显著的递减趋势。而在粮食生产过程中的化肥施用强度情况要对东部地区与西部地区给予高度关注,位于这两大区域的粮食主产省份需借鉴中部地区和东北地区如何降低化肥施用强度同时做到保粮增产的经验。

五、研究结论与政策含义

本文以化肥“零增长”政策为切入点,将 2015 年化肥“零增长”政策视为一次粮食生产中减少化学投入品的准自然实验。通过评估该政策对化肥施用水平是否存在显著影响效应,进而分析该政策对粮食主产区的粮食产量水平是否存在显著的影响效应,以期回答在农业绿色发展背景下,化肥“零增长”政策的实施是否会影响到我国粮食安全。

研究结论主要包括以下 3 个方面:第一,基于 RD 的回归结果表明,化肥“零增长”政策并未在短期内有效降低化肥施用总量,但是对化肥施用强度产生了显著的降低效应,对粮食总产量和三大粮食作物(稻谷、小麦和玉米)总产量均具有显著的提升效应;第二,影响机制分析结果表明,化肥“零增长”政策实施后,粮食主产区内高度集中且呈规模化的化肥减量行动,有效提高了化肥利用效率,助力产生了粮食增产的规模效应;第三,异质性分析结果表明,在化肥“零增长”政策的冲击下,东部地区和中部地区粮食主产省份的粮食总产量和稻谷、小麦和玉米产量均显著提升,中部地区和东北地区粮食主产省份的化肥施用强度呈现出显著的下降趋势。

本质上讲,化肥“零增长”政策背后反映的

是我国长期依赖化肥投入实现的粮食安全与农业绿色发展之间的矛盾与冲突。因此,本文研究结论具有以下3个方面的政策含义。一是化肥“零增长”政策对粮食主产区的集中生产方式更易产生粮食增产的规模效应。这意味着我国依赖化肥投入的粮食安全与农业绿色发展之间的矛盾并非不可调和,虽然政策在短期内并未显著降低化肥的施用总量,但对降低化肥施用强度产生了显著的影响效应,这就表明实现化肥减量增效与粮食安全的有机统一能够实现“双赢”。二是化肥“零增长”政策的定位具有划时代性,在推动农业绿色发展的浪潮中,不仅能够实现化肥减量增效,而且还能够有效保证粮食主产区的粮食产量。因此,坚持化肥“零增长”为导向的农业绿色生产方式能够确保国家粮食在数量与质量上的双安全。三是当前不管是“双碳”目标还是农业绿色发展的时代要求,实施绿色低碳生产方式是粮食生产的必然选择,尤其是粮食主产区应警惕化肥投入的规模性返增,可通过开拓各种绿色生产方式,降低化肥施用总量,提高利用率,全面实现化肥减量增效,有效保障化肥“零增长”政策的实施效果。

参考文献:

[1] FAO. Rome declaration on world food security and world food summit plan of action[Z]. Rome: World Food Summit, 1996, November, 13-17.
 [2] 辛良杰,李秀彬,谈明洪. 2000—2010年我国农业化肥施用的时空演变格局[J]. 中国农业大学学报,2013,18(5):21-27.
 [3] 房丽萍,孟军. 化肥施用对中国粮食产量的贡献率分析:基于主成分回归C-D生产函数模型的实证研究[J]. 中国农学通报,2013,29(17):156-160.
 [4] 王祖力,肖海峰. 化肥施用对粮食产量增长的作用分析[J]. 农业经济问题,2008(8):65-68.
 [5] 高婧,曹宝明,李宁. 小麦最低收购价政策对化肥施用强度的影响:基于农地权属的调节效应[J]. 资源科学,2022,44(2):320-333.
 [6] 罗斯炫,何可,张俊飏. 增产加剧污染:基于粮食主产区政策的经验研究[J]. 中国农村经济,2020(1):108-131.
 [7] 陆铭,冯皓. 集聚与减排:城市规模差距影响工业污染强度的经验研究[J]. 世界经济,2014,37(7):86-114.
 [8] 林坚,李德洗. 非农就业与粮食生产:替代抑或互补:基于粮食主产区农户视角的分析[J]. 中国农村经济,2013(9):54-62.
 [9] 韩杨. 中国耕地保护利用政策演进、愿景目标与实现

路径[J]. 管理世界,2022,38(11):121-131.
 [10] 于法稳,王广梁,林珊. 粮食主产区农业绿色发展的关键问题及路径选择[J]. 重庆社会科学,2022(7):6-18.
 [11] HEATHER R, CLARK G, ELIZATETH H. S. Climatic conditions and household food security: evidence from Tanzania[J]. Food policy,2022,112(10):1-11.
 [12] 于法稳,林珊. 碳达峰、碳中和目标下农业绿色发展的理论阐释及实现路径[J]. 广东社会科学,2022(2):24-32.
 [13] ERTUG E. Overuse of water resources: water stress and the implications for food and agriculture[J]. Encyclopedia of food security and sustainability,2019(1):206-211.
 [14] 姚成胜,邱雨菲,黄琳,等. 中国城市化与粮食安全耦合关系辨析及其实证分析[J]. 中国软科学,2016(8):75-88.
 [15] 彭克强. 旱涝灾害视野下中国粮食安全战略研究[J]. 中国软科学,2008(12):6-17,36.
 [16] 于法稳,代明慧,林珊. 基于粮食安全底线思维的耕地保护:现状、困境及对策[J]. 经济纵横,2022(12):9-16.
 [17] BEHNAZ S, RIZA R, YU YVETTE Z, et al. A new face of food security: a global perspective of the COVID-19 pandemic[J]. Progress in disaster science,2022,16(9):1-8.
 [18] 闵继胜. 改革开放以来农村环境治理的变迁[J]. 改革,2016(3):84-93.
 [19] CHOI J Y. Nonpoint source pollution management for the multipurpose dam watersheds[J]. Water science & eechnology, 2008,57(11):1835-1841.
 [20] SUBHASH B, SANJAY S R, RAGHAVENDRA S, et al. Exploring agricultural waste biomass for energy, food and feed production and pollution mitigation: a review[J]. Bioresource technology,2022,360(9):1-12.
 [21] 向涛,綦勇. 粮食安全与农业面源污染:以农地禀赋对化肥投入强度的影响为例[J]. 财经研究,2015,41(7):132-144.
 [22] 张维理,武淑霞,冀宏杰,等. 中国农业面源污染形势估计及控制对策 I. 21世纪初期中国农业面源污染的形势估计[J]. 中国农业科学,2004(7):1008-1017.
 [23] ATAFAR Z, MESDAGHINIA A, NOURI J, et al. Effect of fertilizer application on soil heavy metal concentration [J]. Environmental monitoring and assessment,2010,160(1/2/3/4):83-89.
 [24] 赵霞,涂正健,张久玉. 双循环格局下中国粮食安全保障能力提升路径研究[J]. 国际经济评论,2022(4):74-90,6.
 [25] 张艳,于汶加,陈其慎,等. 化肥消费规律及中国化肥矿产需求趋势预测[J]. 资源科学,2015,37(5):977-987.

(本文责编:辛 城)