

农业保险的化肥减量效应分析*

——基于信贷与信息双约束视角的再考察

燕菲儿¹ 易福金^{2,3} 张齐家¹

摘要: 本文利用江苏省开展小麦完全成本保险试点的契机,使用双重差分方法考察农业保险对小麦生产化肥投入的影响。同时,基于农村信贷市场不完备和农户保险认知不足的新视角,本文进一步探讨农业保险影响农户化肥投入的差异化表现。研究结果显示,完全成本保险试点的实施减少了小麦生产化肥投入量,其实质是农村信贷约束与信息约束导致的结果。进一步的分析表明,当农户面临信贷约束或信息约束时,农业保险减少了小麦生产化肥投入量;相反,当农户不存在此类约束时,农业保险则表现出增加化肥投入量的效应。据此,本文指出,在开展农业保险效应评估时需深入分析农村信贷市场与信息传递渠道的现实状况,这是准确评价农业保险效果的前提。

关键词: 完全成本保险 化肥投入 信贷约束 信息约束

中图分类号: F842.6; F323 **文献标识码:** A

一、引言

农业保险是中国农业支持政策体系的重要组成部分,过去十余年,农业保险保费补贴等政策推动中国农业保险体系迅速发展,使其取得了巨大成就。2023年,全国农业保险保费收入已达1430亿元^①,比2017年的51.8亿元^②增加了26.6倍多;2023年,农业保险为农业发展提供风险保障4.98万亿元^③。农业保险稳定了农户收益,构成种粮农民收益保障机制的重要一环。2024年,《政府工作报告》明确

*本研究得到国家自然科学基金—盖茨基金国际合作重点项目“农业综合天气指数保险研究和实施”(编号:72261147758)、国家社会科学基金重大项目“有效提升农业风险管理需求研究”(编号:22VRC78)和浙江省哲学社会科学规划领军人才培育专项“农业安全生产支持政策体系研究”(编号:24YJRC01ZD)的资助。感谢匿名评审专家的宝贵意见,当然文责自负。本文通讯作者:易福金。

^①资料来源:《涉农金融服务提质增速》, https://www.sohu.com/a/767365934_118392。

^②资料来源:《我国农业保险近5年年均增速36%》, <http://finance.people.com.cn/money/n/2013/0705/c218900-22091650.html>。

^③资料来源:《农业保险全面升级时不我待》, https://www.financialnews.com.cn/bx/202402/t20240221_287600.html。

提出,“在全国实施三大主粮生产成本和收入保险政策,健全种粮农民收益保障机制”^①。大多数农业政策通过改变农户生产决策产生溢出效应(Takahashi et al., 2020; 郇亮亮和纪月清, 2022);类似地,农业保险同样具有提升农户福利、促进农业现代化和保障国家粮食安全的多功能性(庾国柱和张峭, 2018)。本质上,农业保险影响农户农业生产决策的根本原因在于,农业保险的风险分散机制会增加农户的预期效用,引发农户生产决策行为的变化,进而实现农业保险的多功能性(Smith and Goodwin, 1996; 徐雯和张锦华, 2023)。特别是在农业生产不确定事件频发的现实背景下,购买农业保险可以减轻农户对产量损失的担忧,激励农户采取高风险生产行为,如采纳新技术(毛慧等, 2022)、改变化肥农药投入(Horowitz and Lichtenberg, 1993)等。农户生产行为的改变会放大农业保险的社会福利效应,包含收入效应(周稳海等, 2014; 任天驰和杨沛华, 2022)、福利效应(孙香玉和钟甫宁, 2009)和环境效应(江生忠等, 2023)等。随着农业绿色发展的趋势不断强化,学术界开始广泛探讨如何发挥农业保险潜在的环境效应,尤其是农业保险的化肥减量作用(江生忠等, 2023)。

但是,农业保险影响化肥投入的相关研究尚未形成定论。部分研究认为,购买农业保险会增加农户化肥投入量,其原因在于化肥具有风险增加型要素的性质,农业保险可以有效分散农户增施化肥所带来的减产风险(Horowitz and Lichtenberg, 1993; Quiggin et al., 1993; 张哲晰等, 2018)。具体而言,农户增加化肥投入将带来农业生产期望产量的提升与产量波动的加剧,后者增加了农业生产风险^②(Smith and Goodwin, 1996; 钟甫宁等, 2007)。对于购买农业保险的农户而言,当其遭遇减产风险时,农业保险赔付可以弥补生产损失,从而激励农户增加化肥投入量。但是,农业保险赔付能否完全抵消减产损失存在一定的不确定性,若农业保险赔付无法弥补减产损失,理性的农户不会增加化肥投入(Mishra et al., 2005; 钟甫宁等, 2007)。同时,考虑到增施化肥带来的生产投入成本提升,农业保险赔付可能难以足额弥补收入损失,故购买农业保险的农户倾向于减少化肥投入(Smith and Goodwin, 1996)。从上述观点看,农业保险的化肥投入效应可以被理解为农业保险的道德风险问题,即农户在购买农业保险后,倾向于做出对己有利的生产决策,而这种生产决策的调整本质上是农户追求期望效用最大化的表现(Horowitz and Lichtenberg, 1993; 江生忠等, 2023)。

值得注意的是,尽管以上研究基于传统期望效用理论为农业保险影响化肥投入提供了一个解释框架,但忽视了农户生产决策面临的外部环境限制,可能导致农业保险对化肥投入的影响因人而异、因地域而异。换言之,传统理论框架忽视了外部条件从而对现实问题的解释力不足。作为发展中国家,中国的农村普遍存在金融市场不完善、信息传递不畅等外部制度与环境约束,极大限制了农户的农业生产决策,使部分农业政策存在实施效果不佳的问题(黄季焜等, 2008; 褚彩虹等, 2012; Genius et al., 2014; 高杨和牛子恒, 2019; 马九杰等, 2022)。从农户信贷条件看,信贷约束产生的流动性不足制约了包含生产要素投入、技术采纳在内的农户生产行为的优化(Fletschner et al., 2010; 马九杰等, 2022;

^①参见《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/gongbao/2024/issue_11246/202403/content_6941846.html。

^②农业生产风险包含实际产量高于预期产量的上行风险与实际产量低于预期产量的下行风险,农业保险分散的是后者。

易福金等, 2023)。以技术采纳为例, 信贷约束降低了农户对先进技术的接受度, 导致农业生产效率提升缓慢 (Feder et al., 1990; 马九杰等, 2022)。事实上, 由于农村金融市场不完善、农民金融素养不足和担保品缺乏等因素, 中国农村居民面临较为严重的正规信贷约束 (周月书等, 2019; 彭澎和张龙耀, 2021)。针对河北、内蒙古、辽宁、甘肃、四川、湖南六省 (区) 的代表性农户的调查显示, 仍有 31.4% 的样本农户存在正规信贷需求, 且仅有 18.4% 的样本农户可以获得足额信贷^①。若将获取信贷数额受限的农户考虑在内, 则中国农村信贷约束问题可能更为糟糕 (余泉生和周亚虹, 2014)。在信贷约束的现实背景下, 资金缺乏限制了购买农业保险农户增加化肥投入的行为。因此, 在综合考虑信贷约束与化肥投入成本的前提下, 购买农业保险的农户可能会减少化肥投入。

此外, 信息传递不畅也是影响农业保险效果的重要因素。信息有效传递是农户了解并参与农业政策的前提条件 (罗明忠等, 2021), 但农村社会普遍存在政策传播中的信息缺失问题, 极大阻碍了相关政策在基层的实施及目标实现 (邱新有等, 2005)。受限于宣传体系缺失, 部分受教育程度较低的农民难以理解复杂的农业保险产品。例如, 中国保险学会的调查数据显示, 仅有 14.6% 的农户能看懂农业保险条款^②。更为严重的是, 由于基层农业保险实践大多存在投保或赔付不规范等现象, 农户的农业保险认知水平明显不足 (Hou et al., 2011; Ye et al., 2017)。例如, 广泛存在的“保费整村代付代缴”“协议赔付”“保费返还”等不规范行为阻碍了农业保险信息的正确传播^③, 使农户无法真正理解保险的风险分散机制。可见, 当保险信息传递受限导致农户的农业保险认知不足时, 农业保险对农户化肥投入行为的影响将被扭曲, 一旦农户认为农业保险赔付无法产生预想的收益, 他们将会减少化肥投入。

那么, 农业保险影响农户化肥投入的真实表现如何? 本研究将信贷约束与信息约束情境纳入分析框架, 系统考察农户受外部环境约束与否时农业保险对化肥投入的差异化影响, 从而为当前农业保险的化肥减量效应提供新的解释。本文将江苏省开展的小麦完全成本保险试点作为一项准自然实验, 以此为基础探讨在不同信贷约束和信息约束情境下完全成本保险对农户化肥投入的差异化影响。相较于以往研究, 本文的边际贡献在于: 第一, 本文基于外部条件约束下的农户生产决策视角, 利用微观农户调研数据评估农业保险对农户化肥投入的影响; 第二, 基于中国农户在生产过程中普遍面临的外部制度与环境限制, 本文构建信贷与信息双重约束条件下的分析框架, 弥合相关研究因忽视农户决策复杂性与外部环境差异性而导致的结论不一致。

二、政策背景与理论框架

(一) 政策性农业保险发展历程

中国农业保险正处于从初步发展到高质量发展转变的关键阶段。2007 年, 内蒙古等 6 省份在农业

^①资料来源:《中和农信在京发布中国农村金融服务供给与需求研究报告》, https://www.sohu.com/a/359318579_99906081。

^②资料来源:《农业保险调查: 仅 14.61% 农户能看懂条款》, <http://politics.people.com.cn/n/2014/0910/c70731-25636973.html>。

^③根据何小伟等 (2022) 的研究, 2012—2020 年的农业保险违法违规行为中, 虚假承保、虚假理赔和套取补贴的案件数量高达 335 件, 约占全部案件数量的 84%。

保险保费补贴政策的支持下率先开展政策性农业保险试点工作，并于 2012 年向全国推广。随后，农业保险保费补贴政策逐步优化，农业保险市场不断完善，政策性农业保险实现了覆盖率由低到高、风险保障水平由浅入深的跨越式发展。尽管如此，中国农业保险仍面临保障水平不高、保险深度和保险密度不足的挑战。为弥补农业保险发展短板，中国于 2019 年开始探索农业保险高质量发展，相关政策旨在从提升保障水平、优化保费补贴政策和发挥农业保险多功能性等方面完善政策性农业保险体系。与之相对应的是，财政部在 2021 年修订印发《中央财政农业保险保费补贴管理办法》，旨在进一步提升农业保险保费补贴资金的使用效率。

但是，传统政策性农业保险只赔付种子、化肥和农药等生产成本，也被称为物化成本保险，其较低的保障水平难以应对当前劳动力价格与地租快速上涨导致生产收益下降的压力。因此，提高农业保险保障水平变得尤为迫切。在遵循物化成本保险基本逻辑的情况下，完全成本保险将保险保障范围拓宽至劳动力成本、土地成本等方面，大幅提升了农业保险的风险保障能力，为农户灾后恢复农业生产提供了有力支撑。2018 年，内蒙古、辽宁、安徽、山东、河南、湖北 6 省份 24 个产粮大县开展完全成本保险试点工作，并于 2021 年将试点范围扩展至包含原试点省份在内的 13 个粮食主产省份。此后，完全成本保险于 2024 年在全国范围内全面实施。这意味着，在未来较长一段时间内，完全成本保险将成为中国主粮作物农业保险的主要形态。实施三大主粮高保障水平的完全成本保险政策是中国农业保险高质量发展的关键抓手。

进一步来说，从低保障水平的物化成本保险向高保障水平的完全成本保险转变的政策背景，为识别农业保险影响农户农业生产决策提供了难得的机会，特别是在化肥投入决策上。本质上，物化成本保险和完全成本保险有相同的风险分散机制，但完全成本保险更高的风险保障水平使农户更有可能调整生产决策，使得完全成本保险的化肥投入效应更容易被观测（徐雯和张锦华，2023）。从这个角度来说，选用完全成本保险作为分析对象在效果识别上更有优势。

（二）理论框架

为刻画农业保险对农户化肥投入的影响，本文在假设无外部条件约束的前提下，构建描述小麦种植户购买农业保险与化肥投入行为的理论模型。为简化表达，本文假定化肥是唯一的投入要素，并且不失一般性，假定小麦价格为 1，则农户的期望效用最大化目标为：

$$\text{Max } E(U) = E\{U[Y(x) - C(x) - P(I) + \kappa(x) \times I]\} \quad (1)$$

（1）式展示了购买农业保险的农户投入 x 单位化肥所得到的期望效用，该期望效用与小麦产出水平 Y 、生产成本 C 、农业保险保费 P 、保险赔付率 κ 、保险保障水平 I 有关。化肥投入会影响小麦产出水平 $Y(x)$ 、生产成本 $C(x)$ 和保险赔付率 $\kappa(x)$ ；农户购买保障水平为 I 的农业保险，需要缴纳保费 $P(I)$ ，并且在受灾时获得 $\kappa(x) \times I$ 的保险赔付。进一步，本文借鉴 Just-Pope 生产函数形式（Just and Pope, 1978），假定小麦产出水平 $Y(x)$ 满足以下形式：

$$Y(x) = f(x) + h(x)\varepsilon \quad (2)$$

(2) 式中, $f(x)$ 与 $h(x)$ 分别为产出函数与风险函数, 表示农户投入 x 单位化肥时的产出期望值与产出波动值, ε 是随机扰动项。本文将 (2) 式代入 (1) 式, 得:

$$\text{Max } E(U) = E\{U[f(x) + h(x)\varepsilon - C(x) - P(I) + \kappa(x) \times I]\} \quad (3)$$

在给定农业保险保障水平 I 的前提下, 化肥最优投入需要满足以下一阶条件:

$$\underbrace{\frac{\partial E(U)}{\partial f} \times \frac{\partial f}{\partial x}}_{\text{平均产出边际效应}} + \underbrace{\frac{\partial E(U)}{\partial h} \times \frac{\partial h}{\partial x} \times \varepsilon}_{\text{产出波动边际效应}} - \underbrace{\frac{\partial E(U)}{\partial C} \times \frac{\partial C}{\partial x}}_{\text{成本边际效应}} + \underbrace{\frac{\partial E(U)}{\partial \kappa} \times \frac{\partial \kappa}{\partial x} \times I}_{\text{赔付边际效应}} = 0 \quad (4)$$

(4) 式展示了化肥投入变化改变期望效用的四种效应路径, 即平均产出边际效应、产出波动边际效应、成本边际效应和赔付边际效应。其中, 左侧前三项可以被理解为化肥投入变化引起的农业生产变化对期望效用的边际影响 (以下简称“农业生产边际效应”), 而第四项反映化肥投入变化引起的农业保险赔付变化对期望效用的边际影响 (以下简称“农业保险赔付边际效应”)。理论上, 农业保险赔付是农户化肥投入变化的机会成本。当农业保险赔付边际效应等于农业生产边际效应时, 农业保险赔付恰好能弥补农户化肥投入变化所带来的减产损失, 购买农业保险的农户处于化肥投入最优的均衡状态。然而, 当外部条件发生改变时, 例如政府调整了保险保障水平 I , 在达成新的均衡过程中, 农业保险赔付边际效应与农业生产边际效应的相对大小存在两种可能性, 使得农业保险表现出增加或减少化肥投入, 表达式分别如下所示:

$$\frac{\partial E(U)}{\partial \kappa} \times \frac{\partial \kappa}{\partial x} \times I_h > -\frac{\partial E(U)}{\partial f} \times \frac{\partial f}{\partial x} - \frac{\partial E(U)}{\partial h} \times \frac{\partial h}{\partial x} \times \varepsilon + \frac{\partial E(U)}{\partial C} \times \frac{\partial C}{\partial x} \quad (5)$$

$$\frac{\partial E(U)}{\partial \kappa} \times \frac{\partial \kappa}{\partial x} \times I_l < -\frac{\partial E(U)}{\partial f} \times \frac{\partial f}{\partial x} - \frac{\partial E(U)}{\partial h} \times \frac{\partial h}{\partial x} \times \varepsilon + \frac{\partial E(U)}{\partial C} \times \frac{\partial C}{\partial x} \quad (6)$$

具体来说, (5) 式展示了农业保险赔付边际效应大于农业生产边际效应的情境, 此时保险赔付足以弥补化肥投入变化导致的减产损失, 理性的农户将增加化肥投入量, 最终会实现农业保险赔付边际效应等于农业生产边际效应的新均衡状态; 相反, (6) 式展示了农业保险赔付边际效应小于农业生产边际效应的情境, 此时保险赔付难以弥补化肥投入变化导致的减产损失, 农户则会减少化肥投入量, 最终达到新均衡状态。随着完全成本保险政策的开展, 其较高的保险保障水平 (I_h) 将带来保险赔付额度大幅增加, 该情境更接近于 (5) 式的情境; 如果政府降低保险保障水平 (I_l), 结论则与 (6) 式更为接近。当然, 由于数据问题, 后者并不在本文实证检验的范围内。因此, 相较于原有低保障水平的物化成本保险, 在没有外部约束条件下, 购买完全成本保险的农户将增加化肥投入, 实现完全成本保险条件下新的化肥投入均衡。

但是，简化的理论模型难以完全反映当面临外部约束条件时农户在生产决策上的不同表现。具体来说，上述讨论并未将农户所面临的外部约束条件纳入生产决策模型，因而在一定程度上忽视了农业保险赔付边际效应与农业生产边际效应因外部约束条件引发的相对大小变动。从现实情况来看，发展中国家的农户普遍面临着信贷与信息的双重约束，进而产生因资金缺乏与保险认知不足导致的农业生产行为受限（Kumar et al., 2013）。鉴于此，本文将着重考察信贷约束与信息约束条件下，农业保险对农户化肥投入影响的差异。

农户信贷条件是影响农业生产要素投入水平的重要因素（Feder, 1982；贾蕊和陆迁，2017）。对于受信贷约束的农户而言，信贷约束反映为农业生产边际效应中资金使用机会成本的增加，此时，资金使用机会成本上升将会打破农业保险赔付边际效应等于农业生产边际效应的均衡状态，即：

$$\frac{\partial E(U)}{\partial \kappa} \times \frac{\partial \kappa}{\partial x} \times I_n < -\frac{\partial E(U)}{\partial f} \times \frac{\partial f}{\partial x} - \frac{\partial E(U)}{\partial h} \times \frac{\partial h}{\partial x} \times \varepsilon + \frac{\partial E(U)}{\partial C} \times \frac{\partial C}{\partial x} + \lambda \quad (7)$$

（7）式描述了考虑到农户面临信贷约束条件的影子价格 λ 后的情境，其中， I_n 为完全成本保险的保障水平，以此分析农户购买完全成本保险时的新均衡条件。当农户面临信贷约束时（ $\lambda > 0$ ），农业生产边际效应提升，使得保险赔付边际效应低于生产边际效应，购买农业保险的农户为达到新均衡状态，将减少化肥投入。相反，若农户未受信贷约束（ $\lambda = 0$ ），农户仍会沿着上述（5）式的讨论逻辑而增加化肥投入。因此，本文提出如下研究假说。

H1：在没有信贷约束时，农业保险会促使农户增加化肥投入；但是，信贷约束会扭转该影响方向，使农业保险表现出化肥减量效应。

信息约束限制了农户获得完整的保险信息，弱化了农户对农业保险赔付的认识（庾国柱，2023）。受限于农业保险信息传递渠道不完善，农户面临信息不足和认知误区的双重困境：其一，在农业保险基层实践中，政府针对广大受教育程度不足的农民采用“半强制投保”工作方式（张跃华等，2016；易福金等，2023），极大阻碍了农户获得全面的保险信息；其二，保费返还、协议理赔等违规行为有悖于保险风险分散的内涵，扭曲了农户对保险机制的认知（Hou et al., 2011），使农户形成保险等同于理财的误解。此时，在保险保障水平提升的情况下，农户难以完全认识到保险赔付可以弥补因增施化肥引发的减产损失，（5）式情境的结果会被完全扭转，直至购买完全成本保险将不会增加其化肥投入。准确来说，信息约束改变了农户感知的农业保险赔付率，也降低了农业保险赔付边际效应，即：

$$\frac{\partial E(U)}{\partial \kappa_r} \times \frac{\partial \kappa_r}{\partial x} \times I_n < -\frac{\partial E(U)}{\partial f} \times \frac{\partial f}{\partial x} - \frac{\partial E(U)}{\partial h} \times \frac{\partial h}{\partial x} \times \varepsilon + \frac{\partial E(U)}{\partial C} \times \frac{\partial C}{\partial x} \quad (8)$$

（8）式中： κ_r 是农户感知的主观赔付率，对风险赔付机制的错误认知，将导致保险赔付边际效应小于持有正确认知时的保险赔付边际效应，即 $\frac{\partial E(U)}{\partial \kappa_r} \times \frac{\partial \kappa_r}{\partial x} \times I_n < \frac{\partial E(U)}{\partial \kappa} \times \frac{\partial \kappa}{\partial x} \times I_n$ 。在此情境中，当农户因信息约束持有错误认知时，农业保险赔付边际效应将被降低，购买农业保险的农户为达到均衡状态，将有可能减少化肥投入。相反，若农户未受信息约束，他们仍会因完全成本保险的赔付额度提升而增加化肥投入。因此，本文提出如下研究假说。

H2: 在没有信息约束时, 农业保险会促使农户增加化肥投入; 但是, 信息约束会扭转该影响方向, 使农业保险也表现出化肥减量效应。

综合以上各类因素, 图 1 展示了农业保险影响农户化肥投入的分析框架。

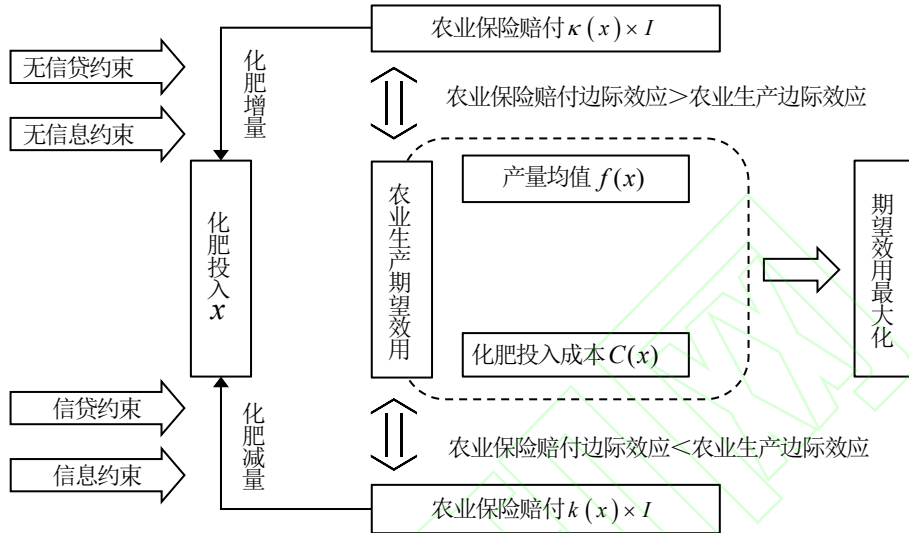


图 1 农业保险影响农户化肥投入的分析框架

三、数据来源与实证策略

(一) 数据来源

本文研究数据源自笔者所在团队于 2021—2023 年在江苏省盐城市、淮安市和宿迁市 7 个小麦主产区（区）开展的问卷追踪调查。2022 年，上述 3 个地级市的粮食总产量分别为 716 万吨、493 万吨和 411 万吨，分别位列江苏省各地级市粮食总产量的第一、第三和第四位^①；同时，江苏省在农业生产上规模户与小农户并存，水稻与小麦轮作，其农业生产模式在全国具有代表性。在农业保险发展方面，江苏省是中国农业保险发展的先行区，其发展历程是中国农业保险发展的缩影。具体来说，江苏省自 2007 年被列为首批政策性农业保险试点地区以来，其农业保险市场实现了跨越式发展。从保险核心指标来看，2007—2019 年，江苏省保费收入从 5.05 亿元增加到 37.97 亿元，赔付率从 19.7% 增长到 81.2%^②。2021 年，江苏省产粮大县被纳入三大粮食作物完全成本保险和种植收入保险试点区域，江苏省政府于 2021 年末推出小麦完全成本保险，并于 2022 年在部分产粮大县进行试点^③。由于各县农业保险投保时间存在差异，小麦完全成本保险试点（以下简称“保险试点”）实施出现了时间差异，即 2022 年淮

^①资料来源：《2022 年江苏分市主要粮食数据》，http://nynct.jiangsu.gov.cn/art/2023/12/19/art_12552_11103573.html。

^②数据来源：原中国银保监会非公开数据。

^③资料来源：《江苏省启动三大粮食作物完全成本和收入保险试点》，http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/xinwenlianbo/jiangsucaizhengxinilianbo/202108/t20210806_3743354.htm。

安市与宿迁市为小麦完全成本保险试点地区（以下简称“试点地区”），而盐城市仍属于传统物化成本保险政策实施区域（以下简称“非试点地区”）。

笔者在保险试点开始实施前的 2021 年 12 月和保险试点实施后的 2023 年 3 月进行了两次入户调查。本研究从江苏省小麦主产区（区）中随机选取以粮食生产为主的乡镇，在乡镇层面随机抽取具有代表性的行政村，在每个样本村根据小麦生产规模对农户进行分层抽样^①。具体来说，调研员采用与农户户主一对一访谈的方式：2021 年 12 月中下旬第一次调查时对农户 2019—2021 年三年生产数据进行回溯；2023 年 3 月开展跟踪调查，主要收集农户 2022 年的生产情况。调查内容包含农户农业生产、农业保险购买和理赔、家庭和个体特征等情况。两次调查的农户样本数为 683 户，其中，2019—2022 年各年度农户数量分别为 451 户、635 户、658 户和 366 户^②。由于追踪过程中存在样本丢失情况，本次调查最终形成 2110 个观测值的非平衡面板数据。此外，调查年份内江苏省并未实施高强度的化肥减量行动，排除了相关化肥减量政策影响本文模型估计结果的可能性^③。

（二）变量选择

1.被解释变量：亩均化肥投入量。亩均化肥投入量以小麦生产每亩化肥投入量衡量。同时，本文将小麦生产亩均化肥投入成本替换为被解释变量进行稳健性检验^④。

2.核心解释变量：保险试点实施。核心解释变量为保险试点地区虚拟变量与保险试点时间虚拟变量的交互项。当农户处于试点地区（淮安市、宿迁市）时，保险试点地区虚拟变量赋值为 1；当农户处于非试点地区（盐城市）时，该变量赋值为 0。保险试点时间虚拟变量根据完全成本保险开展年份设定，将调查时点处于完全成本保险试点实施后的 2022 年赋值为 1，其余年份赋值为 0。

3.调节变量：信贷约束和信息约束。对于信贷约束，本文根据农户信贷约束程度，构建强信贷约

^①两次调查拟在盐城市、淮安市和宿迁市各抽取 2 个县（区），在每个样本县（区）抽 2 个乡镇，在每个样本乡镇抽取 2 个样本村。但在调查过程中，笔者发现，部分调查地区在调查期间内外务工人员较多，导致该地区样本较少，故在该调查地区内遵循粮食生产的原则增加抽样。最终调查了 7 个县（区）、15 个乡镇、37 个行政村。

^②两次调查分别获得农户样本 561 个和 384 个。第二次调查过程中存在因未追踪到第一次调查的受访农户而导致样本丢失情况，笔者通过随机删除样本的随机性检验与实证结果的样本摩擦损失检验，证明上述问题未对本文研究结论产生实质性影响。除此之外，由于受访农户的历史生产数据缺失，本文在实证分析中排除 7 个农户样本，因其数量不足总样本量的 1%，对实证结果的影响较小。

^③国泰安数据库数据（<http://www.gtarsc.com>）显示，自 2015 年江苏省实施农药化肥零增长行动以来，调查样本所在地级市的化肥投入变化趋势极为相似。这在一定程度上说明，江苏省的化肥零增长行动是基于省级层面开展的。同时，根据《到 2020 年江苏省化肥使用量零增长行动方案》，江苏省已于 2020 年完成化肥零增长行动目标，故调查年份内完全成本保险试点地区并未实施强度更大的化肥减量行动。综上，本研究不存在因试点地区处于化肥农药零增长相关政策重点实施区域而导致实证结果伪回归的问题。

^④小麦生产亩均化肥投入成本是农户种植小麦全过程中每亩所有种类化肥投入金额（元/亩），该成本数据依农户真实所答并根据 2019 年居民消费价格指数平减。

束与弱信贷约束两个变量衡量农户信贷约束，分别对应信贷约束中农户未获得信贷与未获得足额信贷两种情况（Feder et al., 1990；万广华等，2001；Boucher et al., 2008）。具体来说，本文将强信贷约束变量定义为农户在上一年资金不足状态下能否通过正规金融获得贷款，通过问卷调查中农户对“当年是否缺钱”“能否从正规金融机构得到贷款”两个问题的回答进行赋值：当农户处于缺钱状态并难以从正规金融机构得到贷款时，视为存在强信贷约束，将该变量赋值为 1；反之，视为不存在强信贷约束，将该变量赋值为 0。本文将弱信贷约束变量定义为农户在上一年资金不足状态下能否通过正规金融获得满足其需求的贷款，通过问卷调查中农户对“从正规金融机构得到贷款能否满足需求”问题的回答进行赋值：当农户难以从正规金融机构得到满足需求的贷款时，视为存在弱信贷约束，将该变量赋值为 1；反之，将该变量赋值为 0。相较于强信贷约束，弱信贷约束包含从正规金融机构未获得足额贷款的农户，故理论上其数值较大。需要注意的是，从申请贷款到获得贷款存在时间差，农户通过信贷渠道获得的资金极有可能是用于下一期的农业生产，故本文选用滞后一期信贷约束进行实证分析。

对于信息约束，依据村集体与社会网络是农村社会中主要信息传递渠道的现实情况，本文将信息约束变量设置为村集体渠道信息约束与社会网络渠道信息约束（左停等，2009；高杨和牛子恒，2019）。通常情况下，村集体或社会网络是农户获得信息的主要渠道（陈欢等，2017），农户可通过参加村民代表大会（党亚飞，2020）或与朋友交谈（Cai et al., 2015）掌握信息。本文以农户无法每季度至少参加一次村级会议衡量村集体渠道信息约束：若农户为这种情况，则变量赋值为 1，即农户存在村集体渠道信息约束；否则，变量赋值为 0^①。本文以农户无法通过社会网络关系获得保险信息定义社会网络渠道信息约束变量：若农户为这种情况，则变量赋值为 1，即农户存在社会网络渠道信息约束；否则，变量赋值为 0。

4.控制变量。本文从个体、家庭、农业风险保险态度三个方面选取控制变量。个体层面控制变量包括户主性别、户主年龄和户主受教育程度。家庭层面控制变量包括种植面积和家庭储蓄额。农业风险保险态度层面的控制变量包括户主保险认知、保险赔付经历和户主风险态度。具体来说，本文参考 Cai et al.（2015）的方法，设计 8 道分值为 1 分的完全成本保险题目测度户主保险认知，最后得分由户主回答正确的分值加总获得^②。本文借鉴 Brick and Visser（2015）的研究，用彩票游戏方法测度户主风险态度，通过设置确定收益的安全选项与不确定收益的风险选项，依照户主选择风险选项的次数，确定户主风险偏好^③。通过计算户主选择安全选项次数占总游戏次数的比重衡量其风险态度，风险态度

^①依据《中华人民共和国村民委员会组织法》第二十六条规定，村民代表会议需每季度召开一次，有特殊情况可临时召开。这意味着，农户参会频率未达到此标准很可能是出于自身原因，而非村委会组织工作问题。因此，本文以农户是否每季度至少参加一次村级会议衡量村政渠道信息传递约束，具有较高可靠性。

^②户主保险认知保险测试题目具体见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的表 1。

^③户主参加一个有两种选择的彩票游戏：选项一是直接获得收益为 5~40 元不等的的安全选项；选项二是掷硬币游戏的风险选项，掷得硬币正面的收益为 40 元，掷得硬币反面的收益为 0 元。当户主选择选项二时，则减少选项一的收益，户主继续进行选择。通过不断减少选项一的收益进行测试，直至户主选择选项一时，游戏结束。选择选项一的次数越多，表明该户主对确定性收益的接受程度越高，越不喜欢冒险。

数值越大，表明农户越倾向于规避风险。此外，本文还控制了化肥价格进行稳健性检验。

（三）变量描述性统计结果

表 1 是本文主要变量的定义、赋值和描述性统计结果。根据表 1，样本农户小麦生产亩均化肥投入量的均值为 70.977 千克。样本农户面临较为严重的信贷约束与信息约束，调查样本中约有 68.8% 的农户难以在资金短缺时通过正规金融得到满足其需求的贷款；存在村集体渠道信息约束和社会网络渠道信息约束的农户占全部样本农户的比重分别为 80.4% 与 71.8%。除此之外，样本农户有如下的特征：其一，样本农户户主以男性为主，户主平均年龄约为 57 岁，多持有风险厌恶偏好；其二，样本农户平均小麦种植面积较大，约 159 亩^①；其三，样本农户户主保险认知不足，保险认知的均值仅为 3.935；且调查样本中约有 19.7% 的农户在上一年有受灾获得赔付的经历。

表 1 主要变量定义及描述性统计结果

变量	变量定义或赋值	均值	标准差	样本量
被解释变量				
亩均化肥投入量	小麦生产亩均化肥投入量（千克）	70.977	17.922	2110
亩均化肥投入成本	小麦生产亩均化肥投入成本（元/亩）	195.777	57.126	2110
核心解释变量				
保险试点地区	农户是否处于小麦完全成本保险试点地区：是=1，否=0	0.671	0.470	2110
保险试点时间	调查时点是否在实施小麦完全成本保险试点之后：是=1，否=0	0.174	0.379	2110
保险试点实施	完全成本保险试点地区与保险试点时间的交互项	0.107	0.309	2110
调节变量				
强信贷约束	农户在上一年资金不足状态下是否无法通过正规金融获得贷款：是=1，否=0	0.669	0.471	2110
弱信贷约束	农户在上一年资金不足状态下是否无法通过正规金融获得满足其需求的贷款：是=1，否=0	0.688	0.464	2110
村集体渠道信息约束	农户是否无法满足每季度至少参加一次村级会议的条件：是=1，否=0	0.804	0.397	2110
社会网络渠道信息约束	农户是否无法满足通过社会网络关系获得保险信息的条件：是=1，否=0	0.718	0.450	1685
控制变量				
性别	户主性别：男性=1，女性=0	0.929	0.257	2110
年龄	户主年龄（岁）	56.542	9.940	2110
受教育程度	户主接受教育的年限（年）	8.563	3.520	2110

^①样本农户包含种植规模超过 1000 亩的大农户，所以种植面积均值较大。但事实上，按江苏省适度规模经营补贴规定的 50 亩及以上的种植规模户标准，样本中小农户与规模户的数量是平衡的，二者比例约为 1:1。

表 1 (续)

种植面积	当年农户小麦种植面积 (亩)	159.068	260.841	2110
家庭储蓄额	当年农户家庭储蓄额度 (元)	9351.201	19507.628	2110
户主保险认知	8 道分值为 1 分完全成本保险题目得分的加总值	3.935	1.747	2110
保险赔付经历	农户上一年受灾时是否获得农业保险赔付: 是=1, 否=0	0.197	0.398	2110
户主风险态度	用彩票游戏方法得到农户选择无风险选项次数占总游戏次数的比重	0.607	0.356	2110
化肥价格	农户在小麦生产期内购买的所有种类化肥的平均单位价格 (元/千克)	2.856	0.955	2110

(四) 模型构建

本文运用双重差分法 (DID) 评估保险试点实施对农户化肥投入量的影响, 模型形式如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_{it} + \alpha_2 FCcost_{it} + \alpha_3 Post_{it} \times FCcost_{it} + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 Z_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

(9) 式中: 被解释变量 Y_{it} 表示农户 i 在 t 年的小麦生产亩均化肥投入量。 $Post_{it}$ 为保险试点时间虚拟变量, $FCcost_{it}$ 为保险试点地区虚拟变量, $Post_{it} \times FCcost_{it}$ 为保险试点实施。 X_{it} 为随时间变动的控制变量, 包含户主年龄、种植面积、家庭储蓄额和保险赔付经历; Z_i 表示不随时间变动的控制变量, 包括户主性别、户主受教育程度、户主保险认知和户主风险态度等。 $\alpha_1 \sim \alpha_5$ 为待估参数。不同年份的经济趋势和其他政策同样会对农户化肥投入产生影响, 因此, 本文采用年份固定效应控制这些不可观测因素的影响, 用 u_t 表示。除此之外, α_0 表示常数项, ε_{it} 为随机误差项。为更好地控制异方差和序列相关带来的估计偏误, 本文将标准误差聚类到村级层面。

进一步地, 本文分析信贷约束和信息约束两种约束条件对于农业保险影响农户化肥投入的调节效应。具体模型形式如下:

$$\begin{aligned} Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 Post_{it} + \beta_2 FCcost_{it} + \beta_3 Con_{it} + \beta_4 Post_{it} \times FCcost_{it} \\ & + \beta_5 Con_{it} \times FCcost_{it} + \beta_6 Con_{it} \times Post_{it} + \beta_7 Con_{it} \times Post_{it} \times FCcost_{it} \\ & + \beta_8 X_{it} + \beta_9 Z_i + u_t + \xi_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

(10) 式中: Con_{it} 表示农户所面临的约束, 包含信贷约束或信息约束。 $\beta_1 \sim \beta_9$ 为待估参数。 β_0 表示常数项, ξ_{it} 为随机误差项, 其他符号的含义同 (9) 式。

四、基准回归结果及相关检验

(一) 化肥投入变化趋势

首先, 本文展示了调研地区 2019—2022 年农户小麦生产亩均化肥投入量的总体变化趋势, 如图 2 所示。总体来看, 在保险试点实施前, 试点地区与非试点地区小麦生产亩均化肥投入量存在相似的上

升态势，这与笔者根据 2020—2023 年历年的《全国农产品成本收益资料汇编》数据计算的江苏省小麦生产化肥投入量增加的趋势一致。但在保险试点实施后，试点地区与非试点地区小麦生产亩均化肥投入量出现明显差异：非试点地区的小麦生产亩均化肥投入量仍继续增加，但试点地区的小麦生产亩均化肥投入量出现下降。同时，后文采用事件分析法对此趋势进行平行趋势检验。

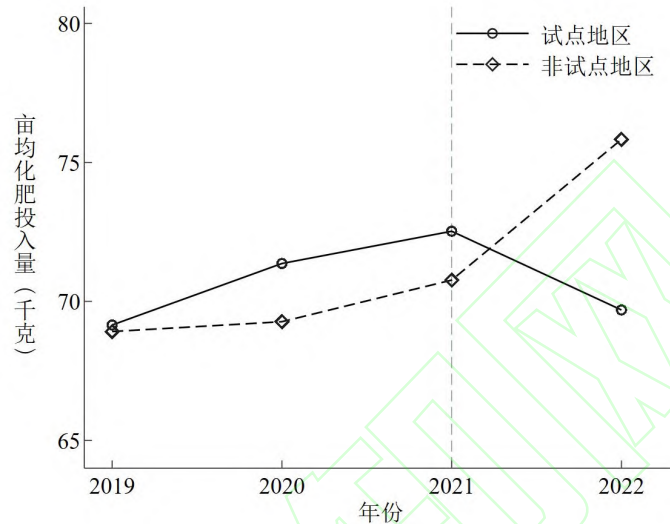


图 2 试点地区和非试点地区小麦生产亩均化肥投入量的变动趋势

注：2021 年为小麦完全成本保险试点开展前的时间节点，此后试点地区正式开展小麦完全成本保险试点。

（二）基准回归结果

本文基于（9）式考察保险试点实施对小麦生产亩均化肥投入的影响。表 2（1）列展示了被解释变量为亩均化肥投入量的实证结果，核心解释变量保险试点实施在 1%统计水平上显著为负，说明保险试点实施显著降低了小麦生产亩均化肥投入量。具体来说，保险试点实施使小麦生产亩均化肥投入量平均减少约 8.085 千克，按照样本农户小麦生产亩均化肥投入量均值为 70.977 千克计算，保险试点实施使小麦生产亩均化肥投入量降低了约 11.39%。表 2（2）列将被解释变量替换为亩均化肥投入成本进行稳健性检验，其估计结果同样证实保险试点实施会减少小麦生产亩均化肥投入。综上，在未考虑外部约束条件时，完全成本保险具有化肥减量效应，此结果有悖于简化理论模型中完全成本保险增加化肥投入的推断，故本文将农户面临的外部约束条件纳入分析框架是必要的。

表 2 还展示了其他变量对小麦生产亩均化肥投入量的影响。保险试点时间对小麦生产亩均化肥投入量有显著的正向影响。小麦生产亩均化肥投入量随种植面积扩大而增加，本文借鉴部分学者的研究从生产要素替代和生产经营效率两方面进行解释：其一，在扩大生产经营面积过程中，农户为节省成本而倾向于用价格相对低廉的化肥要素替代机会成本较高的劳动力要素（胡浩和杨泳冰，2015）；其二，生产规模扩大导致农业生产经营粗放，化肥施用强度增大是其重要表现（赵昶等，2021）。

表2 保险试点实施对小麦生产化肥投入的影响

变量	(1) 亩均化肥投入量		(2) 亩均化肥投入成本	
	系数	标准误	系数	标准误
保险试点地区	1.168	2.399	4.299	6.782
保险试点时间	7.579***	1.188	42.129***	5.991
保险试点实施	-8.085***	1.655	-24.557***	5.741
性别	-0.420	2.836	4.791	7.468
年龄	0.128*	0.067	0.491***	0.185
受教育程度	-0.076	0.209	0.144	0.500
种植面积	0.007***	0.003	0.016***	0.006
家庭储蓄额	-0.000	0.000	0.000	0.000
户主保险认知	0.295	0.380	0.781	0.930
保险赔付经历	0.436	1.436	-6.870*	4.114
户主风险态度	1.679	1.792	3.626	4.740
化肥价格			29.007***	4.791
年份固定效应	控制		控制	
观测值	2110		2110	
R ²	0.061		0.535	

注：①***和*分别表示1%和10%的显著性水平；②标准误为村级聚类稳健标准误；③考虑到农户化肥减量行为可能受当地化肥减量政策的影响，故本研究纳入农业生产绿色补贴的虚拟变量进行稳健性检验，其结果并未改变由基准回归结果所得到的研究结论，相关回归结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的表2。

（三）识别假定趋势

1.事件分析法。采用双重差分模型准确估计保险试点实施对农户化肥投入量影响的前提条件为，试点地区与非试点地区在保险试点实施前的小麦生产亩均化肥投入量具有相同的趋势。本文运用事件分析法对保险试点实施前后试点地区与非试点地区农户的小麦生产亩均化肥投入量的变化趋势进行检验，具体模型如下：

$$Y_{ik} = \gamma_0 + \sum_{k=2019}^{2022} \gamma_{1k} Time_k + \gamma_2 FCcost_{ik} + \sum_{k=2019}^{2022} \gamma_{3k} Time_k \times FCcost_{ik} + \gamma_4 X_{it} + \gamma_5 Z_i + u_t + \zeta_{ik} \quad (11)$$

（11）式中： $Time_k$ 为年份 k （ $k \neq 2021$ ）的虚拟变量， γ_{1k} 、 γ_2 、 γ_{3k} 、 γ_4 和 γ_5 为待估参数， γ_0 表示常数项， ζ_{ik} 为随机误差项。当交互项系数 γ_{3k} 的估计值不显著时，共同趋势假设成立。

图3展示了基于（11）式所得到的系数 γ_{3k} 的估计值。在保险试点实施后，试点地区与非试点地区小麦生产亩均化肥投入存在显著差异；而在保险试点实施前，试点地区与非试点地区小麦生产亩均化肥投入没有显著差异。这从侧面反映了试点地区和非试点地区农户的小麦生产亩均化肥投入量存在共同的变化趋势。

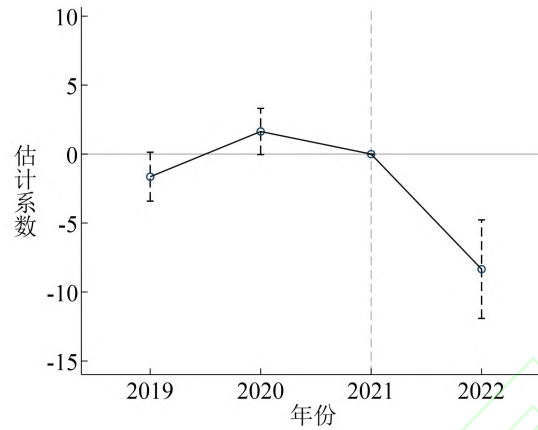


图3 保险试点实施前平行趋势检验

注: 图3展示了保险试点实施系数在95%的置信区间的估计值; 2021年为小麦完全成本保险试点开展前的时间节点, 在此之后试点地区正式开展小麦完全成本保险试点。

2. 安慰剂检验。为确保农户购买完全成本保险会减少化肥投入的结论不是由其他不可观测因素导致的, 本文参考 Cai et al. (2016) 的研究, 通过随机分配购买完全成本保险的农户的方式进行安慰剂检验。其原理是: 随机抽取样本构成伪处理组, 检验伪保险试点实施是否存在化肥减量效应, 以此排除不可观测因素导致化肥减量的可能性。具体来说, 在本文的 683 个样本农户中, 有 462 个样本农户位于试点地区, 本文从 683 个样本农户中随机抽取 462 个农户, 将其设定为“伪处理组”, 将其余样本农户作为“伪对照组”, 并重新估计 (9) 式。在此设定下, 本文将该随机过程重复 500 次, 得到虚拟政策效果估计中保险试点实施估计系数的核密度分布。图 4 表明, 真实保险试点实施的估计系数与虚拟保险试点实施的估计系数存在显著差异, 由此可排除其他不可观测因素导致的化肥减量效应。

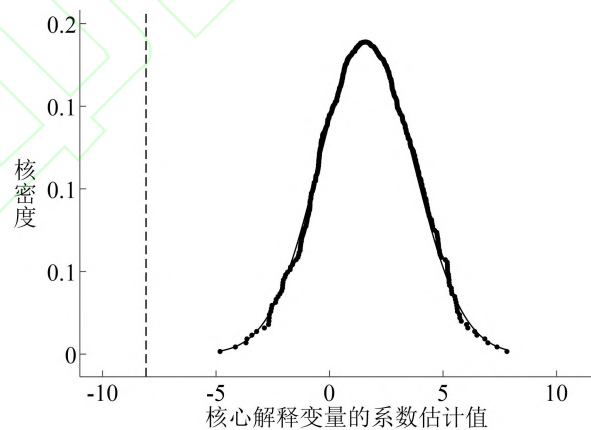


图4 安慰剂检验核密度图

注: 曲线为虚拟保险试点实施估计系数的核密度分布, 竖虚线表示真实保险试点实施的估计系数。

3.样本自选择问题检验。为验证基准回归估计是否存在样本自选择问题，本文参考李森和彭田田（2022）的研究，通过虚构试点地区与非试点地区进行检验。具体做法如下：假定盐城市与宿迁市为试点地区，淮安市为非试点地区，通过重新估计（9）式来检验基准回归结果是否稳健。根据相应估计结果^①，虚构的保险试点实施的估计系数不显著，说明随机选择的处理组与对照组不存在系统性差异，意味着本文的样本选择是随机的，存在样本自选择问题的可能性极低。

4.样本摩擦损失检验。本文在追踪调查样本农户的过程中不可避免地存在样本丢失的问题。为保证这种样本摩擦损失不影响研究结果，本文分别采用如下两种方式进行检验。具体来说：基于安慰剂检验思路，每年随机删除部分农户样本，虚构新的不平衡农户样本数据集，并重新估计（9）式，得到虚拟保险试点实施的估计系数；将此随机删除过程重复 500 次，得到虚拟保险试点实施的估计系数的核密度分布。图 5 展示了相应的检验结果，说明真实保险试点实施的估计系数和虚拟保险试点实施的估计系数不存在显著差异，样本摩擦损失不影响本文基准回归结果。

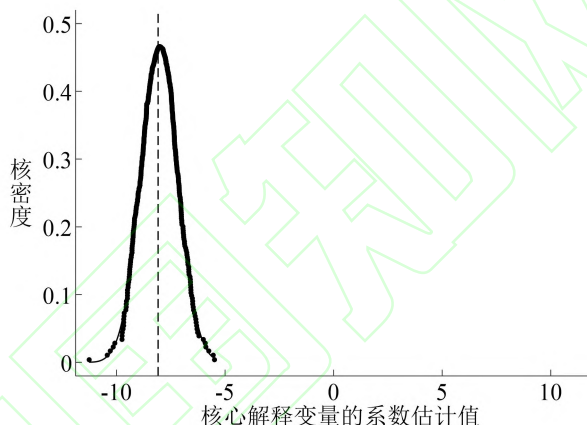


图 5 样本摩擦损失检验核密度图

注：曲线为虚拟保险试点实施的估计系数的核密度分布，竖虚线表示真实保险试点实施的估计系数。

五、考虑信贷与信息双约束情境的进一步分析

（一）信贷与信息双约束情境下化肥投入差异

首先，基于信贷约束条件下试点地区与非试点地区农户的小麦生产亩均化肥投入量变化趋势的差异^②，本文发现：当农户存在信贷约束时，无论是弱信贷约束还是强信贷约束，试点地区在保险试点实施后的小麦生产亩均化肥投入量呈现下降趋势；当农户不存在任何信贷约束时，试点地区在保险试点实施后的小麦生产亩均化肥投入量呈现增加趋势。

^①因篇幅限制，估计结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的表 3。

^②因篇幅限制，结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的图 1。

其次，基于信息约束条件下，在保险试点实施后，试点地区与非试点地区农户的小麦生产亩均化肥投入量变化同样存在显著区别^①。无论是将信息约束条件划分为村集体渠道信息约束，还是社会网络渠道信息约束，试点地区受信息约束的农户在保险试点实施后的小麦生产亩均化肥投入量明显下降；而未受信息约束的农户在保险试点实施后小麦生产化肥投入量并未明显下降。然而，以上数据结果仅能反映农户在信贷约束和信息约束条件下小麦生产亩均化肥投入量的变化趋势差异，对应的研究假说仍需进一步检验。

（二）信贷约束的影响

表 3 展示了不同信贷约束情境下保险试点实施对农户小麦生产化肥投入的差异性影响。表 3（1）列与（2）列采用分组回归的方式验证不存在弱信贷约束与存在弱信贷约束时，保险试点实施对农户小麦生产亩均化肥投入的影响存在差异。具体来说：当农户未面临弱信贷约束时，保险试点实施对小麦生产亩均化肥投入量的影响在 5% 的统计水平上显著，且系数为正，说明保险试点实施将增加农户化肥投入量；而当农户面临弱信贷约束时，保险试点实施对小麦生产亩均化肥投入量的影响为负，且在 1% 的统计水平上显著，说明保险试点实施将减少农户化肥投入量。表 3（3）列展示了交互项回归的结果，其中保险试点实施与弱信贷约束的交互项在 1% 的统计水平上显著，且系数为负。这表明，弱信贷约束削弱了农户购买完全成本保险对其增施化肥的影响，使保险试点实施由增加农户化肥投入转变为减少农户化肥投入。表 3（4）～（6）列汇报了选用强信贷约束变量作为调节变量进行稳健性检验的估计结果，同样证实信贷约束是引发保险试点实施表现为化肥减量效应的外部条件。综上，假说 H1 得证。

表 3 信贷约束的调节效应估计结果

变量	被解释变量：亩均化肥投入量					
	弱信贷约束			强信贷约束		
	不存在 (1)	存在 (2)	交互项回归 (3)	不存在 (4)	存在 (5)	交互项回归 (6)
保险试点地区	-0.375 (3.736)	0.218 (2.470)	1.461 (2.764)	-3.927 (4.204)	3.677 (2.479)	-1.405 (2.818)
保险试点时间	-2.232 (4.589)	7.941*** (1.475)	0.912 (4.124)	-2.968 (4.871)	8.055*** (1.470)	0.632 (4.101)
保险试点实施	11.531** (4.682)	-18.226*** (2.255)	7.895* (4.284)	13.747*** (5.006)	-16.730*** (1.847)	9.994** (4.313)
弱信贷约束			-0.908 (2.241)			
保险试点地区×弱信贷约束			-0.807 (2.639)			

^①因篇幅限制，结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的图 2。

表 3 (续)

保险试点时间×弱信贷约束			7.443 (4.904)			
保险试点实施×弱信贷约束			-26.169*** (5.259)			
强信贷约束						-1.096 (2.208)
保险试点地区×强信贷约束						3.681 (2.464)
保险试点时间×强信贷约束						7.580 (4.887)
保险试点实施×强信贷约束						-26.827*** (5.143)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	659	1451	2110	698	1412	2110
R ²	0.208	0.170	0.177	0.243	0.166	0.176

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号中数值为村级聚类稳健标准误；③控制变量同表 2，估计结果略；④分组回归的组间系数差异均通过费舍尔组合检验，检验结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的表 4。

（三）信息约束的影响

表 4 展示了不同信息约束情境下保险试点实施对农户小麦生产化肥投入的差异性影响。表 4（1）列与（2）列采用分组回归方式验证当农户面临不同的村集体渠道信息约束时保险试点实施影响其小麦生产化肥投入的差异。当不存在村集体渠道信息约束时，即农户每季度至少参加一次村级会议的情况下，保险试点实施在 5%的统计水平上显著增加小麦生产亩均化肥投入量；相反，当存在村集体渠道信息约束时，保险试点实施在 1%的统计水平上显著减少小麦生产亩均化肥投入量。

表 4（4）列与（5）列采用分组回归方式验证当农户面临社会网络渠道信息约束时保险试点实施导致的化肥减量效应。具体来说：（4）列展示了当农户无社会网络渠道信息约束时，保险试点实施将增加其化肥投入量；（5）列展示了当农户面临社会网络渠道信息约束时，保险试点实施将减少其化肥投入量。

同时，表 4（3）列与（6）列采用交互项回归方式分析信息约束调节效应的估计结果。具体来说，信息约束将扭转保险试点实施的化肥增量效果，使完全成本保险表现出化肥减量效果。当农户未受村集体渠道信息约束或社会网络渠道信息约束时，保险试点实施均在 5%的统计水平上显著提升了小麦生产亩均化肥投入量；相反，若农户受信息约束，信息约束将削弱保险试点实施对农户增施化肥的影响，使完全成本保险呈现化肥减量效应。综上，假说 H2 得证。

表 4 信息约束的调节效应估计结果

变量	被解释变量：亩均化肥投入量					
	村集体渠道信息约束			社会网络渠道信息约束		
	不存在 (1)	存在 (2)	交互项回归 (3)	不存在 (4)	存在 (5)	交互项回归 (6)
保险试点地区	-7.561*** (2.835)	0.328 (2.131)	-8.087*** (2.759)	4.708 (4.221)	2.382 (3.063)	5.432 (4.233)
保险试点时间	8.492*** (1.939)	7.123*** (1.361)	6.941*** (1.545)	5.056** (2.468)	8.575*** (1.898)	5.430** (2.291)
保险试点实施	4.821** (2.295)	-13.400*** (1.868)	4.889** (2.170)	6.418** (2.844)	-16.198*** (2.175)	6.582** (2.787)
村集体渠道信息约束			-18.839*** (2.771)			
保险试点地区×村集体渠道信息约束			8.401*** (3.247)			
保险试点时间×村集体渠道信息约束			0.546 (2.078)			
保险试点实施×村集体渠道信息约束			-18.202*** (2.888)			
社会网络渠道信息约束						-0.538 (3.751)
保险试点地区×社会网络渠道信息约束						-2.730 (4.321)
保险试点时间×社会网络渠道信息约束						3.098 (3.538)
保险试点实施×社会网络渠道信息约束						-22.702*** (4.014)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	414	1696	2110	476	1209	1685
R ²	0.183	0.283	0.118	0.146	0.248	0.183

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号中数值为村级聚类稳健标准误；③控制变量同表 2，估计结果省略；④（4）～（6）列样本量减少的原因是仅在跟踪调查时询问了农户社会网络信息传递约束的相关情况；⑤分组回归的组间系数差异均通过费舍尔组合检验，检验结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的表 5。

六、结论与研究启示

本文基于江苏省开展的小麦完全成本保险试点，采用双重差分模型分析农业保险的化肥减量效

应。实证结果显示：小麦完全成本保险试点实施有利于减少农户化肥投入，试点地区的小麦生产亩均化肥投入量有着明显的下降。本文进一步分析了信贷约束与信息约束差异所导致的农业保险化肥减量效应的变化。当农户面临信贷约束和信息约束时，完全成本保险存在显著的化肥减量效应；但当两种约束被放松时，即农户可获得所需信贷资金和拥有充分信息渠道时，农户购买完全成本保险会显著增加化肥投入量。这说明，忽视农村不完全的金融市场和信息不完备的现实情况，可能导致农业保险政策效应评估存在偏差。因此，农业保险的化肥减量效应是有前提条件的，通过农业保险工具推动化肥减量和环境保护的方式可能存在很大不确定性。

上述研究结论具有以下启示。发挥农业保险的作用应重视中国农村制度环境的潜在影响，特别是信贷环境、政策推广体系等方面。如何优化此类制度环境以达成政策目标是当前政策制定者需要特别关注的。同时，以上重要发现对今后评价中国农业政策的效果也具有重要启示，即评估其他农业政策的效果同样需要格外关注这些外部约束的混杂影响。由于调查内容受限，本文无法进一步回答非正规信贷约束和信息质量差异导致农业保险化肥减量效应的差异等问题。未来关于农村环境制度的差异性的研究有更大的讨论空间，需要后续进行更深入的讨论。

参考文献

- 1.陈欢、周宏、孙顶强，2017：《信息传递对农户施药行为及水稻产量的影响——江西省水稻种植户的实证分析》，《农业技术经济》第12期，第23-31页。
- 2.褚彩虹、冯淑怡、张蔚文，2012：《农户采用环境友好型农业技术行为的实证分析——以有机肥与测土配方施肥技术为例》，《中国农村经济》第3期，第68-77页。
- 3.党亚飞，2020：《议程式参与：农村集体产权改革中的民主机制——以皖、鄂、粤改革试验区为研究对象》，《广西大学学报（哲学社会科学版）》第2期，第74-81页。
- 4.高杨、牛子恒，2019：《风险厌恶、信息获取能力与农户绿色防控技术采纳行为分析》，《中国农村经济》第8期，第109-127页。
- 5.郜亮亮、纪月清，2022：《中国城乡转型中的农村土地集体产权与流转配置效率》，《中国农村经济》第10期，第24-40页。
- 6.何小伟、王京虹、朱俊生，2022：《农业保险市场违法违规行为的特征及其治理——基于法院判决及监管处罚案例的分析》，《保险研究》第2期，第33-47页。
- 7.胡浩、杨泳冰，2015：《要素替代视角下农户化肥施用研究——基于全国农村固定观察点农户数据》，《农业技术经济》第3期，第84-91页。
- 8.黄季焜、齐亮、陈瑞剑，2008：《技术信息知识、风险偏好与农民施用农药》，《管理世界》第5期，第71-76页。
- 9.贾蕊、陆迁，2017：《信贷约束、社会资本与节水灌溉技术采用——以甘肃张掖为例》，《中国人口·资源与环境》第5期，第54-62页。
- 10.江生忠、沈芳、付爽，2023：《农业保险助推农业绿色发展的效果研究——基于化肥减量增效的视角》，《华北金融》第2期，第51-59页。

- 11.李森、彭田田, 2022:《地方政府财政压力对经济发展质量的影响研究——来自教育支出改革的政策实验》,《财政研究》第3期,第59-73页。
- 12.罗明忠、林玉婵、邱海兰, 2021:《风险偏好、培训参与和农户新技术采纳——基于河南省1817份农户问卷调查数据的实证检验》,《干旱区资源与环境》第1期,第43-48页。
- 13.马九杰、崔怡、董翀, 2022:《信贷可得性、水权确权与农业节水技术投资——基于水权确权试点准自然实验的证据》,《中国农村经济》第8期,第70-92页。
- 14.毛慧、胡蓉、周力、孙杰, 2022:《农业保险、信贷与农户绿色农业技术采用行为——基于植棉农户的实证分析》,《农业技术经济》第11期,第95-111页。
- 15.彭澎、张龙耀, 2021:《农村正规金融创新对关联信贷市场供给和风险的影响——以农产品仓单融资为例》,《中国农村经济》第11期,第72-88页。
- 16.邱新有、肖荣春、熊芳芳, 2005:《国家农村政策传播过程中信息缺失现象的探析》,《江西社会科学》第10期,第203-208页。
- 17.任天驰、杨纳华, 2022:《高保障高收入——农业保险保障水平的收入效应研究》,《农业技术经济》第12期,第115-130页。
- 18.孙香玉、钟甫宁, 2009:《福利损失、收入分配与强制保险——不同农业保险参与方式的实证研究》,《管理世界》第5期,第80-88页。
- 19.庾国柱, 2023:《关于农业保险精准理赔问题的思考》,《保险理论与实践》第6期,第20-37页。
- 20.庾国柱、张峭, 2018:《论我国农业保险的政策目标》,《保险研究》第7期,第7-15页。
- 21.万广华、张茵、牛建高, 2001:《流动性约束、不确定性与中国居民消费》,《经济研究》第11期,第35-44页。
- 22.徐雯、张锦华, 2023:《政策性农业保险的碳减排效应——来自完全成本保险和收入保险试点实施的证据》,《保险研究》第2期,第20-33页。
- 23.易福金、燕菲儿、王金霞, 2023:《信贷约束下的农业保险需求高估问题:理论解释与经验证据》,《管理世界》第5期,第78-97页。
- 24.余泉生、周亚虹, 2014:《信贷约束强度与农户福祉损失——基于中国农村金融调查截面数据的实证分析》,《中国农村经济》第3期,第36-47页。
- 25.张跃华、庾国柱、符厚胜, 2016:《市场失灵、政府干预与政策性农业保险理论——分歧与讨论》,《保险研究》第7期,第3-10页。
- 26.张哲晰、穆月英、侯玲玲, 2018:《参加农业保险能优化要素配置吗?——农户投保行为内生化的生产效应分析》,《中国农村经济》第10期,第53-70页。
- 27.赵昶、孔祥智、仇焕广, 2021:《农业经营规模扩大有助于化肥减量吗——基于全国1274个家庭农场的计量分析》,《农业技术经济》第4期,第110-121页。
- 28.钟甫宁、宁满秀、邢鹂、苗齐, 2007:《农业保险与农用化学品施用关系研究——对新疆玛纳斯河流域农户的经验分析》,《经济学(季刊)》第1期,第291-308页。

- 29.周稳海、赵桂玲、尹成远, 2014: 《农业保险发展对农民收入影响的动态研究——基于面板系统 GMM 模型的实证检验》, 《保险研究》第 5 期, 第 21-30 页。
- 30.周月书、王雨露、彭媛媛, 2019: 《农业产业链组织、信贷交易成本与规模农户信贷可得性》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 41-54 页。
- 31.左停、旷宗仁、徐秀丽, 2009: 《从“最后一公里”到“第一公里”——对中国农村技术和信息传播理念的反思》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 42-47 页。
- 32.Brick, K. I., and M. Visser, 2015, “Risk Preferences, Technology Adoption and Insurance Uptake: A Framed Experiment”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 118(10): 383-396.
- 33.Boucher, S. R., M. R. Carter, and C. Guirkinger, 2008, “Risk Rationing and Wealth Effects in Credit Markets: Theory and Implications for Agricultural Development”, *American Journal of Agricultural Economics*, 90(2): 409-423.
- 34.Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu, 2016, “Does Environmental Regulation Drive away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China”, *Journal of Development Economics*, Vol. 123: 73-85.
- 35.Cai, J., A. De Janvry, and E. Sadoulet, 2015, “Social Networks and the Decision to Insure”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(2): 81-108.
- 36.Feder, G., 1982, “Adoption of Interrelated Agricultural Innovations: Complementarity and the Impacts of Risk, Scale, and Credit”, *American Journal of Agricultural Economics*, 64(1): 94-101.
- 37.Feder, G., L. J. Lau, J. Y. Lin, and X. Luo, 1990, “The Relationship Between Credit and Productivity in Chinese Agriculture: A Microeconomic Model of Disequilibrium”, *American Journal of Agricultural Economics*, 72(5): 1151-1157.
- 38.Fletschner, D., C. Guirkinger, and S. Boucher, 2010, “Risk, Credit Constraints and Financial Efficiency in Peruvian Agriculture”, *The Journal of Development Studies*, 46(6): 981-1002.
- 39.Genius, M., P. Koundouri, C. Nauges, and V. Tzouvelekas, 2014, “Information Transmission in Irrigation Technology Adoption and Diffusion: Social Learning, Extension Services, and Spatial Effects”, *American Journal of Agricultural Economics*, 96(1): 328-344.
- 40.Horowitz, J. K., and E. Lichtenberg, 1993, “Insurance, Moral Hazard, and Chemical Use in Agriculture”, *American Journal of Agricultural Economics*, 75 4(4): 926-935.
- 41.Hou, L., D. L. Hoag, and Y. Mu, 2011, “Testing for Adverse Selection of Crop Insurance in Northern China”, *China Agricultural Economic Review*, 3(4): 462-475.
- 42.Just, R. E., and R. D. Pope, 1978, “Stochastic Specification of Production Functions and Economic Implications”, *Journal of Econometrics*, 7(1): 67-86.
- 43.Kumar, C. S., C. G. Turvey, and J. D. Kropp, 2013, “The Impact of Credit Constraints on Farm Households: Survey Results from India and China”, *Applied Economic Perspectives and Policy*, 353(3): 508-527.
- 44.Mishra, A. K., R. W. Nimon, and H. S. El-Osta, 2005, “Is Moral Hazard Good for the Environment? Revenue Insurance and Chemical Input Use”, *Journal of Environmental Management*, 74(1): 11-20.

- 45.Quiggin, J., G. Karagiannis, and J. Stanton, 1993, “Crop Insurance and Crop Production: An Empirical Study of Moral Hazard and Adverse Selection”, *Australian Journal of Agricultural Economics*, 37(2): 935-949.
- 46.Smith, V. H., and B. K. Goodwin, 1996, “Crop Insurance, Moral Hazard, and Agricultural Chemical Use”, *American Journal of Agricultural Economics*, 78(2): 428-438.
- 47.Takahashi, K., R. Muraoka, and K. Otsuka, 2020, “Technology Adoption, Impact, and Extension in Developing Countries’ Agriculture: A Review of the Recent Literature”, *Agricultural Economics*, 51(1): 31-45.
- 48.Ye, T., Y. Liu, J. Wang, M. Wang, and P. Shi, 2017, “Farmers’ Crop Insurance Perception and Participation Decisions: Empirical Evidence from Hunan, China,” *Journal of Risk Research*, 20(5): 664-677.

(作者单位: ¹南京农业大学经济管理学院;
²浙江大学中国农村发展研究院;
³浙江大学公共管理学院)

(责任编辑: 黄 易)

The Reducing Effect of Agricultural Insurance on the Use of Chemical Fertilizer: A Re-examination from the Perspective of Dual Constraints of Credit and Information

YAN Feier YI Fujin ZHANG Qijia

Abstract: This study capitalizes on the 2021 pilot implementation of the wheat full-cost insurance policy in Jiangsu Province as a quasi-natural experiment. We examine the impact of agricultural insurance on fertilizer input in wheat production through a Difference-in-Differences model. Meanwhile, based on the new perspective of inadequate rural credit markets and insufficient farmers’ knowledge of insurance, we further investigate the heterogeneous performance of agricultural insurance on farmers’ fertilizer input. The results show that the implementation of the full-cost insurance policy contributes to a reduction in fertilizer input in wheat production, which essentially results from rural credit constraints and information constraints. Further analysis shows that agricultural insurance reduces the fertilizer input in wheat production when farmers face credit constraints or information constraints. Conversely, when there are no such constraints for farmers, agricultural insurance has the effect of increasing fertilizer input. Consequently, this paper emphasizes the need for a thorough analysis of the reality of the rural credit market and information transmission channels when assessing the effect of agricultural insurance, which is the prerequisite for accurately evaluating the impact of agricultural insurance.

Keywords: Full-Cost Insurance; Fertilizer Input; Credit Constraints; Information Constraints