

政策性农业保险能引导农业碳减排吗?

张壮, 田云, 陈池波*

(中南财经政法大学 工商管理学院, 湖北 武汉 430073)

摘要: 基于 2005—2019 年的省级面板数据, 以政策性农业保险试点构造渐进双重差分模型, 探讨政策性农业保险对农业碳排放的影响。研究表明, 相比其他地区, 政策性农业保险对试点地区的农业碳排放具有明显的抑制效应。该结论在平行趋势检验、工具变量法、安慰剂检验等多种检验方法之后依旧稳健。进一步研究表明, 生产专业化与农业技术进步是政策性农业保险抑制农业碳排放的主要路径; 尽管经营规模扩张有利于农业碳减排, 但政策性农业保险并未明显推动经营规模扩张; 相比其他地区, 在粮食主产区和东部地区, 政策性农业保险的减碳效应更为明显。

关键词: 政策性农业保险; 农业碳排放; 经营规模; 生产专业化; 技术进步

中图分类号: F842.4

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2023)02-0029-10

Can policy-supported agricultural insurance guide agricultural carbon emission reduction?

ZHANG Zhuang, TIAN Yun, CHEN Chibo*

(School of Business Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: Based on the provincial (including municipalities and autonomous regions) panel data from 2005 to 2019, the influence of policy-supported agricultural insurance on agricultural carbon emission reduction has been explored by constructing a time-varying difference-in-differences model from pilot project of policy-supported agricultural insurance. The research shows that policy-supported agricultural insurance has an obvious inhibitory effect on carbon emission in the pilot districts. The result still remains after various tests such as the parallel trend test, the instrumental variable method, and the placebo test. Further study shows that the specialization of production and the progress of agricultural technology are the main ways to restrain agricultural carbon emission by policy-supported agricultural insurance. Although expansion of the operation scale contributes to agricultural carbon emission reduction, policy-supported agricultural insurance could not significantly promote operation scale expansion. Compared with other regions, the effect of policy-supported agricultural insurance on carbon reduction is more obvious in the main grain-producing areas and eastern regions.

Keywords: policy-supported agricultural insurance; agricultural carbon emissions; operation scale; specialization of production; technical effect

一、问题的提出

实现碳达峰与碳中和是一场广泛而深刻的经济社会系统性变革。步入新时代的十年, 中国实现了减碳与发展的同步。国家发展改革委的数据显示, 相比 2012 年, 2021 年中国能耗强度下降了 26.4%,

碳排放强度下降了 34.4%^①。但中国碳排放体量依然庞大, 推动低碳减排的任务依然艰巨。据国际能源署报告, 2021 年, 中国二氧化碳排放量超过 119 亿吨, 占全球总量的 33%, 中国仍然是世界上最大的碳排放国家^②。实现经济高质量发展, 必然要积极稳妥地推进碳达峰与碳中和。如果说, 城市和工业是减碳的主战场, 那么农村和农业则是减碳的大后方。2021 年, 联合国粮食及农业组织在 COP26 气候峰会上指出, 在过去三十年, 全球因粮食生产而导致的温室气体排放增加了 17%^③。积极引导农业碳减排, 将进一步释放减排潜能, 助力“双碳”目标的

收稿日期: 2023-02-09

基金项目: 国家自然科学基金项目(71903197, 72273045); 湖北省社会科学基金项目(2019052); 中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项(研究生科研创新平台项目)(202311007)

作者简介: 张壮(1996—), 男, 湖北天门人, 博士研究生, 主要研究方向为农业资源与环境。*为通信作者。

实现。

农业能源使用、污染性要素投入及有机碳损失等多个生产环节构成了农业碳排放的主要来源。革新生产观念,进行低碳生产经营,有利于推进农业碳减排。但采纳低碳生产方式,意味着农户需要承担额外的风险。例如,低碳经营需要付出更多技术采纳费用、管理费用及时间成本,如遇自然灾害,农户不仅不能维持盈亏平衡,甚至还会产生更大的亏损^[1]。作为农业耕作的主体,小农户具有明显的风险规避特征^[1,2],若没有必要的风险保障工具,其较难进行低碳经营。近年来,中央不断提升对农业保险发展的政策支持力度,提高农业生产的风险保障水平。2007—2021年,财政部累计进行保费补贴2201亿元,年均增长约21.7%^④。2021年,三大主粮作物完全收入保险和种植成本保险在全国粮食主产县的覆盖率为60%。这两大保险的最高保障水平可达到相应作物种植收入的80%,远超传统直接物化成本保险最高40%的保障水平^⑤。理论上讲,臻于强化的政策性农业保险有利于弥补自然风险对生产造成的损失,改变农户风险规避的倾向,促进农户采纳更为先进的生产技术和管 理技术(以往研究表明,农户参保有利于生产专业化^[3,4]、种植结构调整^[5]及调动种粮积极性^[6]),为促进农业低碳发展转型提供必要的保障。

但关于政策性农业保险的环境效应,现有研究并未达成共识。罗向明等认为,传统农业向现代农业转变的过程中,若缺乏必要有效的政策约束,农业保险将导致化学用品的滥用^[7]。Horowitz和Lichtenberg认为,投保农户比未投保农户具有更高的风险承担能力,因而更为明显地增加了化学要素投资^[8]。张哲晰等基于环渤海菜农的调研数据研究认为,农户投保后会增加技术设备投资,减少化学用品投资^[9]。Mishra则认为,参保之后,由于风险保障水平提升,农户将疏于农田管理且减少化学用品投资^[10]。Quiggin等也发现了类似的问题^[11]。Mishra将其归纳为环境友好型的道德风险^[10]。Smith和Goodwin认为,由于研究样本、保险类型和作物种类存在差异,农业保险对要素使用的影响存在一定的差异^[12]。钟甫宁等基于新疆的调研数据发现,农业保险并未明显影响其他化学要素投入,但却明显减少了农药施用量^[13]。He等以菲律宾为

例的研究表明,成本保险促进了农户化肥与农药的施用^[14]。而马九杰等基于中国样本的研究则表明,以成本保障为核心的政策性农业保险明显抑制了省级层面的化肥施用^[15]。

造成现有研究分歧的原因可能有以下几个方面。第一,以往研究多以化学要素投入作为农业污染的替代指标,并未对农业污染源做出合理的测度。事实上,化肥、农药、农膜等化学用品并不能完全等价于农业污染。土壤化学物质残留、农业废气排放与水源污染等是更为直接的农业污染源。第二,以往研究多从道德风险和逆向选择视角解释农业保险对污染要素投资的影响,较少从农业生产方式变革的视角进行全面分析。第三,以往研究多以农业保费收入为代理变量分析农业保险对化学要素投入的影响^[15,16],但农业保险购买与化学要素投入都是农户的行为选择,二者之间存在较为明显的反向因果问题,较难找到一个有效工具变量解决其潜在的内生性问题。基于此,本文拟对已有研究进行一定的拓展。第一,区别于将化学要素投入作为农业污染代理变量的做法,集中分析农业碳排放这一更为直接的农业污染源;第二,以Grossman和Krueger提出的分析框架为基础,从农业“规模—结构—技术”三重变革的视角,深入剖析政策性农业保险影响农业碳排放的潜在机制^[17];第三,使用渐进双重差分模型,辅之以强度双重差分、平行趋势检验、工具变量法、安慰剂检验等多种方法,捕捉政策性农业保险对农业碳排放影响的因果效应。

二、政策背景与理论分析

(一) 政策背景

推动农业高质量发展,是党和政府“三农”工作的核心。2003年,党的十六届三中全会正式提出探索建立政策性农业保险制度,强调以政策引导,促进部分地区与部分品种进行政策性农业保险试点^⑥。2007年,财政部印发《中央财政农业保险保费补贴试点管理办法》引导政策性农业保险试点。同年,财政投入10亿元专项资金,用以推动内蒙古、吉林和江苏等6个省份进行玉米、水稻、大豆、棉花和小麦五大作物的政策性农业保险试点^⑦。到2012年,中国政策性农业保险试点已扩大到全国范围。同年,政策性农业保险作物进一步扩充至花生、

油菜、马铃薯、青稞、橡胶和糖料等作物,中央财政对东部和中西部的保费支持力度分别调整为 35% 和 45%,政策支持力度逐步加大^⑥。政策性农业保险试点的批次、时间与对应省份见表 1。

表 1 政策性农业保险试点的批次、时间与省份

批次	时间	省份
第一批	2007 年	内蒙古、江苏、湖南、吉林、四川、新疆
第二批	2008 年	福建、湖北、海南、辽宁、浙江、山东、黑龙江、安徽、河南
第三批	2009 年	江西
第四批	2010 年	云南、青海、宁夏、甘肃、山西
第五批	2011 年	重庆、西藏、陕西、广西、贵州
第六批	2012 年	江苏、天津、北京、上海、广东

(二) 理论分析

政策性农业保险是以政府财政保费为支持,依托保险公司为中介,为种植业、畜牧业的可保风险提供直接物化保障的支农工具。其核心功能是减少自然灾害和意外事故对农业发展造成的影响,稳定农户收入,保障粮食安全。作为提供农业生产风险保障的工具,政策性农业保险本质上实现了农户预期收入的稳定,有利于农户进行生产方式的调整^[18]。例如,农户会进行种养决策、要素投入选择(单位面积上化学用品投入强度)、技术选择(播种、耕种、插秧、收割的管理方式与农机技术选择)与种植方式选择(种植规模、种植结构与复种选择)^[15]。政策性农业保险引起的农户一系列生产行为的调整,对农业碳排放均有一定程度的影响。参考 Grossman & Krueger^[17]、张伟等^[18]的研究,本文将政策性农业保险引致生产方式变化概括为规模效应、结构效应与技术效应,并从生产规模、生产专业化和技术进步三个维度构建政策性农业保险减碳效应的具体分析框架。

1. 政策性农业保险、生产规模与农业碳排放

政策性农业保险能降低单位土地的经营风险,使农户敢于摆脱“精耕细作”的传统生产模式,进行规模化变革^[4,19]。柴智慧基于内蒙古的调研数据研究表明,参保明显促进了农户的耕地转入,而且对高收入和种粮大户的影响更为明显^[20]。Yu 等研究发现,保费每提高 10%,美国郡县层面的农作物播种面积扩张 0.43%^[19]。Hill 等在孟加拉国的随机实验结果也表明,农户参保会使其水稻的耕作面积增加约 20%^[21]。张伟等认为,农业保险有利于提高农业风险

保障水平,促进耕地规模延展^[18]。任天驰和杨沛华的实证表明,农业保险能够促进经营规模在 10 亩以下的农户进行面积扩张^[4]。政策性农业保险引致的规模效应,有利于农业集聚减碳。第一,农业生产规模化有利于促进农机在农业生产中的使用,促进农业污染要素使用的标准化、规范化与可追溯性^[22],减少因要素投入过量而导致的碳排放。第二,农业生产规模化有利于减少地块转换成本^[23],降低非必要农业能源损耗导致的碳排放。第三,农业生产规模化有利于耕地质量保护^[24],减少因土地利用不当而造成有机碳损失。

2. 政策性农业保险、生产专业化与农业碳排放

为对抗自然风险与市场风险,稳定收益,传统农户往往选择多样化生产方式进行自我保护^[25]。通过农户、政府、保险公司三方共同承担风险,政策性农业保险有利于将农业生产内部的风险外部化。通过对农户进行补贴,政策性农业保险有利于刺激农户购买农业保险,进而诱导农户进行更具风险性的专业化生产^[3]。对粮食种植户而言,政策性农业保险更是通过强化支持,来引导各地区按照禀赋优势,进行专业化种植^[15]。政策性农业保险引致的生产结构变化,有利于农业在专业化分工中实现减碳。第一,农业生产专业化利于以资产专用性诱导各生产环节的服务外包,以全程机械化、自动化提升作业操作的精准程度,促进碳源要素的有效利用^[26]。第二,生产专业化利于产生学习效应。农户在较长时间、较大范围专业化种植,有利于积累种植经验和知识,便于土地的有效管理与土地肥力的累积,减少对土地的污染性要素投入。

3. 政策性农业保险、技术进步与农业碳排放

受限于资本与土地的束缚,传统农户的抗风险能力较弱,倾向于使用低资本密度的农业生产要素进行生产。而在适度风险保障的支持下,农业经营者往往采取更为前沿的生产技术与管理模式^[27]。在政策性农业保险充分风险保障的基础上,农户有动力使用“冒险但先进”的生产技术与科技成果,提高农业生产效率^[28]。政策性农业保险通过影响农户技术采纳,优化要素配置,促进农业技术进步。而政策性农业保险引致的技术效应,有利于引导农业在高效中减碳。第一,先进农业设备使用可以减少农业碳排放。如使用农机松驰土地可改善土壤营养

状况,提高肥力^[29],减少化肥使用量^[30],降低农业碳强度。第二,经验知识累积可以减少农业碳排放。如生产者通过提高专业知识和自身素养,有利于提高农业经营效率,减少化学用品的无效使用。

三、实证研究设计

(一) 识别策略

1. 基本模型

本文以政策性农业保险试点为准自然实验,使用中国30个省份2005—2019年的面板数据^①探讨政策性农业保险试点对农业碳排放的影响。鉴于政策性农业保险试点在省级层面是分批次开展的,本文参考Bertran等^[31]的研究,使用渐进双重差分(Time-varying DID)计量方法,捕捉政策性农业保险对省级层面农业碳排放的影响。其估计方程如下:

$$CO_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \lambda X_{it} + v_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

方程(1)中, CO_{it} 表示农业碳排放。 DID_{it} 具有时间与地域的双重维度,若某省份*i*在第*t*年已被纳入政策性农业保险试点,则将 DID_{it} 赋值为1;否则,将 DID_{it} 赋值为0。 β_1 表示政策性农业保险对农业碳排放的影响,为本研究重点关注的参数。 X_{it} 为控制变量向量, λ 为其对应系数向量。 β_0 表示常数项, v_i 为省级维度的固定效应, μ_t 为年度固定效应, ε_{it} 为残差项。

2. 平行趋势检验

采用渐进双重差分法对政策进行评估的重要假设是,政策制定独立于结果变量。对渐进性DID平行趋势的验证,参照宋弘等的研究^[32],使用事件分析法检验政策执行前后估计系数的差异。其基本模型如下:

$$CO_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-4(k \neq -1)}^4 \beta_k DID_{it}^k + \lambda X_{it} + v_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

方程(2)中, DID_{it}^k 为构造的动态政策试点虚拟变量,当时间处于获批试点前后的第*k*年时,处理组省份的 DID_{it}^k 取值为1,控制组省份的 DID_{it}^k 取值为0。其他变量的含义同方程(1)一致。

(二) 变量选择

1. 因变量

本文因变量为农业碳排放。借鉴李波等人的研究,本文从化肥施用、农药投入、农膜利用、柴油

耗费、翻耕以及灌溉六个方面测算农业碳排放^[33]。首先,确定六大碳源的数量或规模。其次,参考美国橡树岭国家实验室、南京农业大学农业资源与生态环境研究所、IPCC、中国农业大学生物与技术学院的转化系数标准,确定了六大碳源的转化系数。最后,本文将六个方面的碳源数量与其碳转化系数相乘,相加汇总,最终得到农业碳排放数据。农业碳排放的计算公式如下:

$$CO_{it} = \sum_{c=1}^6 \delta_c Q_{cit} \quad (3)$$

公式(3)中, C 表示农业碳排放, δ_c 表示碳源*c*的转化系数, Q_{cit} 为*i*省份第*t*年的第*c*种碳源的数量。为缓解异方差对估计结果的影响,本文对农业碳排放量进行对数化处理。

2. 自变量

本文自变量为政策性农业保险。若某省份入选政策性农业保险试点,则政策虚拟变量设置为1;否则,设置为0。试点省份信息主要通过省(市、自治区)政府网站和媒体报道等途径获取。

3. 控制变量

本文控制了产业结构、人口集聚、农业产值、农业产值平方项、农业财政支出强度、保费规模等变量。产业结构的调整利于经济绿色转型,参照余泳泽等的研究^[34],使用第三产业增加值与第二产业增加值之比表示产业结构。参照马九杰等的研究^[15],使用省份人口数表示人口集聚程度。根据农业“环境库兹涅茨曲线”规律,在经济发展的早期,经济发展与环境污染正相关,而在经济发展的中期后期,经济发展与环境污染负相关^[35]。故本文控制了农业产值及其平方项。农业财政支出强度能代表地区的农业政策支持力度。相关研究表明,农业财政补贴,有利于提高农业生产效率,推动农业碳减排^[36]。参照黄寿峰的研究^[37],使用人均农林水事务财政支出表示农业财政支出强度。农业风险保障水平影响农业生产的化学要素投入^[16]。本研究使用人均保费收入表示农业风险保障。

4. 机制变量

由前文理论分析可知,农业保险通过经营规模、生产专业化以及技术进步三条路径影响农业碳排放。机制变量的测度方法如下。

(1)经营规模。农地经营规模用人均承包经营

耕地面积表示。

(2) 生产专业化。参考付小鹏和梁平的研究^[3], 用赫芬达尔指数表示农业生产的专业化, 主要考察瓜果、粮食、棉花、蔬菜、糖料、烟叶与油料七类农作物, 计算公式如下:

$$IS_{it} = \sum_{c=1}^7 \left(\frac{S_{itc}}{S_{it}} \right)^2 \quad (4)$$

公式(4)中, IS_{it} 表示 i 省份第 t 年的专业化程度。 S_{itc} 表示 i 省份第 t 年的第 c 种农作物播种面积, S_{it} 表示农作物总的播种面积。 S_{itc}/S_{it} 越大, 农业生产的专业化程度越高, IS_{it} 值越大。

(3) 技术进步。本文主要使用随机前沿分析方法 (Stochastic Frontier Approach, SFA) 估计农业技术进步。数据包络分析法 (Data Envelopment Analysis, DEA) 与 SFA 是两种常见的估计方法, 相比 DEA, SFA 充分考虑了随机因素对于产出的影响, 将实际产出分为生产函数、随机因素和技术无效率三部分, 但 DEA 将实际产出小于前沿产出的原因全部归结于技术效率^[38]。参考 Wang 与 Ho 的

相关研究^[38], 本文使用对数化的面板 SFA 模型, 估计方法如下:

$$Y_{it} = u_{it} \left[\alpha_i F(X_{it}, \beta) e^{v_{it}} \right] \quad (5)$$

模型(5)中, Y_{it} 表示农业产出, 以 2005 年不变价计算的农林牧副渔的生产总值 (亿元) 表示, X_{it} 表示投入要素向量, 包含劳动力、土地、农业机械、化肥与灌溉五个方面, β 为其系数向量。 v_{it} 是随机扰动项; u_{it} 为待估的农业技术进步值。为了控制各省份的自身特征等 (如文化习俗、区域面积等) 不随时间变化因素的影响, 本文的模型(5)在传统 SFA 模型的基础上加入 α_i , 以得到更为精确的效率估计量。

(三) 数据来源与描述性统计

本文数据来源于 2005—2019 年的《中国能源统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《全国农村经济情况统计资料》及 2005—2018 年《中国农村经营管理统计年报》。需要测度的变量均由作者参考已有文献进行测度。主要变量的初始单位、测度方法与描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 主要变量初始单位、测量方法与描述性统计结果

变量	初始单位	测算方法	样本量	均值	标准差
农业碳排放	万吨	ln (农业碳排放量)	450	5.435	1.001
政策性农业保险	—	入选政策性农业保险试点则为 1, 否则为 0	450	0.727	0.446
产业结构	—	第三产业产值/第二产业产值	450	1.057	0.596
人口规模	万人	ln (省份人口数)	450	8.181	0.748
农业保费	元/人	ln (农业保费收入/农业从业人口)	450	3.231	2.263
农业产值	亿元	ln (农林牧副渔的生产总值)	450	7.518	1.032
农业财政支出	元/人	ln (农林水事务财政支出/农业从业人口)	450	7.784	1.080
经营规模 ^①	亩/人	ln (家庭承包经营耕地面积/农业从业人口)	420	10.212	0.713
生产专业化	—	公式 (4)	450	0.509	0.148
农业技术进步	—	公式 (5)	450	0.887	0.103

四、实证结果分析

(一) 初步实证结果

1. 基准回归分析

表 3 汇报了政策性农业保险对农业碳排放的影响。表 3 的第 (1) 列和第 (2) 列是随机效应模型 (RE) 的估计结果, 第 (3) 列和第 (4) 列是固定效应模型 (FE) 的估计结果。模型 (1)—模型 (4) 的估计结果均表明, 政策性农业保险对农业碳排放有显著的抑制作用。在模型选择检验中, Huasman 统计量为 147.28, 在 1% 的显著性水平上拒绝原假

设, 说明应选择固定效应模型。根据估计结果可知, 若其他因素不变, 相比未试点地区, 政策性农业保险使试点地区的农业碳排放下降约 4%。其他控制变量估计结果如下: 产业结构对农业碳排放具有抑制作用, 说明产业结构升级有利于三次产业的优化配置, 推进整体生态效率改进。人口规模对农业碳排放具有显著的负向影响, 说明了人口集聚的减排效应。农业产值对农业碳排放具有显著的正向影响, 农业产值平方项对农业碳排放具有显著的负向影响, 印证了农业“环境库兹涅茨”曲线假说^[33]。农业财政支出对农业碳排放具有抑制作用。这说明,

农业财政支出越多,农业生产效率越高,越有利于促进农业减碳^[34]。农业保费对农业碳排放具有抑制作用,说明充分的农业风险保障有利于农户减少化学要素投入^[16],有利于农业减碳固汇。

表3 政策性农业保险对农业碳排放影响的结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	RE	RE	FE	FE
政策性农业保险	-0.047** (0.023)	-0.048*** (0.018)	-0.049** (0.022)	-0.041*** (0.015)
产业结构		-0.015 (0.024)		-0.014 (0.021)
人口规模		-0.010 (0.061)		-0.821*** (0.090)
保费规模		-0.007 (0.005)		-0.007* (0.004)
农业产值		0.791*** (0.091)		0.793*** (0.079)
农业产值平方项		-0.014** (0.006)		-0.026*** (0.005)
农业财政支出		-0.129*** (0.023)		-0.113*** (0.020)
常数项	5.282*** (0.151)	1.438*** (0.557)	5.282*** (0.020)	8.457*** (0.777)

注:***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$ 。下同。

2. 内生性与工具变量法

尽管既有研究表明政策性农业保险试点省份的选择具有随机性^[3],但考虑到潜在的政策主观偏好以及遗漏变量等问题,本文对内生性进行处理。参照孙希芳和王晨晨的研究^[39],使用邻近省份上一期是否执行政策(IV)作为工具变量,估计政策性农业保险对农业碳排放的影响,估计结果如表4所示。政策性农业保险试点,旨在通过分批次试点,逐步深化农业保险市场发展。因此上一邻近省份是否执行政策,会影响下一期试点省的选择,故工具变量的相关性条件满足;由于上一期邻近省份是否执行政策不可预期,理论上其不影响试点省当期的农业碳排放,因此工具变量的外生性条件满足。表4的第一阶段 F 统计量为110.606和78.297,明显大于经验值10,说明不存在弱工具变量问题。第一阶段的回归结果表明,邻省上一期是否执行政策对当前政策执行具有明显的正向影响,这和理论分析一致。第二阶段的回归结果表明,处理内生性后,政策性农业保险对碳排放仍具有显著的抑制效应,估计系数分别为-0.0928和-0.0703,与基准回归的系数趋于一致。这说明本文工具变量的选择是合理的,基准回归的结果是稳健可信的。

表4 政策性农业保险对农业碳排放影响的结果

	第一阶段 政策性农业保险试点		第二阶段 农业碳排放	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IV	0.477*** (0.0445)	0.409*** (0.0450)		
政策性农业保险			-0.0928** (0.0438)	-0.0703** (0.0356)
第一阶段 F	110.606	78.297		
控制变量	No	Yes	No	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes

3. 稳健性检验

(1)平行趋势检验。根据方程(2)的事件分析法逻辑,识别政策性农业保险试点的平行趋势。表5汇报了估计结果。由表5可知,无论是否加入控制变量,政策性农业保险试点前2—4期的估计系数与政策执行前一期相比,并无明显的统计差异。这表明,政策性农业保险试点满足共同趋势假定。但在政策性农业保险试点执行的第1期左右,系数逐渐放大,且均在5%的显著性水平下异于0。这说明,推广政策性农业保险能显著抑制农业碳排放。

表5 政策性农业保险试点的平行趋势检验结果

	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
政策前4期	0.008	(0.011)	0.008	(0.011)
政策前3期	-0.000	(0.013)	-0.003	(0.014)
政策前2期	0.024	(0.021)	0.014	(0.024)
政策当期	-0.015	(0.011)	-0.016	(0.011)
政策后1期	-0.022*	(0.013)	-0.021	(0.013)
政策后2期	-0.034**	(0.015)	-0.033**	(0.016)
政策后3期	-0.049***	(0.017)	-0.050***	(0.018)
政策后4期	-0.070***	(0.020)	-0.074***	(0.022)
控制变量	No		Yes	
时间固定效应	Yes		Yes	
省份固定效应	Yes		Yes	
省份×时间效应	Yes		Yes	
常数项	45.935*** (3.020)		39.726*** (6.232)	

(2)安慰剂检验。为消除随机因素对估计系数的干扰,本文对估计结果进行了安慰剂检验。该检验方法旨在排除遗漏变量和外生冲击导致的虚假回归,以确保政策处理效应真实有效。本文将政策性农业保险试点的获批时间和试点省份进行双随机设定,并进行500次模拟回归。若本文的政策处理效应受到其他政策的冲击,则更改政策虚拟变量的设定后,虚假政策变量的系数会显著异于0;否则,则证明政策处理效应是真实有效的。安慰剂检验估计结果如图1所示。

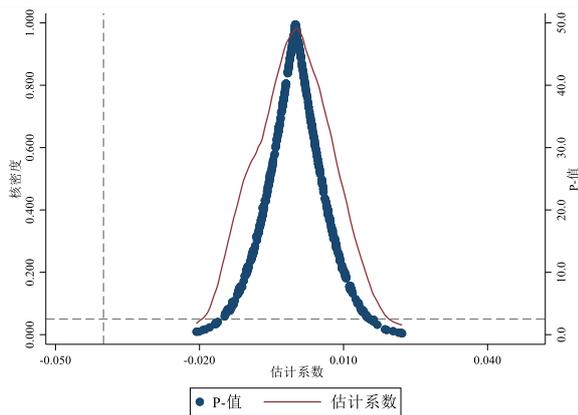


图 1 政策性农业保险的安慰剂检验结果

图 1 中，横线表示 p 值等于 0.05，竖线表示表 3 中第 (4) 列的估计系数。模拟回归的估计系数及 p 值近似服从正态分布，这说明政策的设定具有较好的随机性；随机政策的估计系数均大于基准回归系数，且极少数估计系数的显著性小于 0.05。这说明本研究受其他政策的干预较小，研究的处理效应是真实存在的。

(3) 敏感性检验与置换检验。基准回归中，因变量和自变量的人为选择可能导致一定的估计偏差。为此，重新使用几种策略进行估计，其估计结果如表 6 所示。

表 6 敏感性检验与置换检验结果

	碳强度		碳排放		碳排放	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
政策性农业保险	-0.041***	(0.015)			-0.029**	(0.014)
强度双重差分		(0.040)	-0.067*			
控制变量	Yes		Yes		Yes	
时间固定效应	Yes		Yes		Yes	
省份固定效应	Yes		Yes		Yes	
常数项	8.457***	(0.777)	8.471***	(0.789)	8.222***	(0.968)

第一，第 (1) 列方程中，将因变量置换为“农业碳排放(万吨)/农林牧副渔业的生产总值(亿元)”，用以衡量农业碳强度。估计结果表明，在其他条件不变的情况下，政策性农业保险对农业碳强度具有明显的抑制效应。第二，考虑到渐进 DID 只有“是、否”的区别，没有强度差异。借鉴范子英和彭飞的研究^[40]，在第 (1) 列方程中使用政策执行前后三年的相对保费变化强度构造强度双重差分，进行政策敏感度检验^⑩。估计结果表明，强度双重差分对农业碳排放依然具有显著的抑制效应。第三，政策性农业保险试点的截止时间较难确定。马九杰等认为，2016 年《中央财政农业保险保险费补贴办法》对保险补贴政策标准进行调整，废止 2008 年《中央财政种植业保险保费补贴管理办法》的部分内容，标志着政策性农业保险进入新的阶段^[41]。为此，在第 (3) 列方程中，将样本时间范围缩短为 2005—2016 年，重新估计政策性农业保险对农业碳排放的影响。结果表明，估计系数受时间区间的干扰不大。

(二) 异质性分析

考虑到中央政府对中西部地区农业保险的财政支持力度更大^[42]，本文尝试进行区域样本划分^⑪，分析政策性农业保险在不同区域减碳效应的差别。估计结果如表 7 所示。

表 7 政策性农业保险对不同地区碳排放影响的结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	中西部	东部	粮食主产区	非粮食主产区
政策性农业保险	-0.012 (0.019)	-0.068*** (0.023)	-0.076*** (0.026)	-0.041* (0.022)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.334 (1.613)	6.887*** (1.116)	9.705*** (2.299)	7.777*** (1.317)

表 7 分析了政策性农业保险对不同地区农业碳排放的影响。第一，相比中西部地区，政策性农业保险政策更有利于减少东部地区的碳排放。可能的解释的是，东部地区的市场化程度更高，农业风险管理观念更强，政策性农业保险更容易推动该地区的节能减排^[43]。第二，相比非粮食主产区，政策性农业保险更能抑制粮食主产区的农业碳排放。可能是粮食主产区的政府保费支持力度更大，且粮食主产区的农业生产规模与生产水平较高，政策性农业保险更容易推动农业在集聚中减排^[16]。

(三) 影响机制分析

根据前文研究假设，政策性农业保险主要通过规模效应、结构效应和技术效应这三大机制促进农业碳减排。本文采用中介效应检验方法进行实证检

验。估计结果如表8所示。

表8 政策性农业保险的影响机制检验结果

	规模效应		结构效应		技术效应	
	农业经营规模	碳排放	生产专业化	碳排放	技术进步	碳排放
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
政策性农业保险	0.016 (0.029)	-0.036** (0.015)	0.018** (0.008)	-0.048*** (0.015)	0.036*** (0.012)	-0.004 (0.009)
农业经营规模		-0.055** (0.026)				
生产专业化				0.388*** (0.099)		
技术进步						-1.008*** (0.039)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	4.386*** (1.596)	8.952*** (0.816)	-1.759*** (0.387)	9.140*** (0.783)	-8.080*** (0.611)	0.315 (0.568)

机制1: 规模效应。表8第(1)列估计了政策性农业保险对农业经营规模的影响。估计结果表明, 政策性农业保险有利于农业经营规模的扩大, 但影响并不显著。表8第(2)列估计了加入经营规模后, 政策性农业保险对农业碳排放的影响。相比表3的基准回归系数-0.041, 政策性农业保险的估计系数明显变大, 且影响显著。表8第(1)列和第(2)列的估计结果表明, 农地经营规模扩张有利于减少农业碳排放, 但中国政策性农业保险对农户规模扩张的激励并不明显^[44], 规模扩张并未成为政策性农业保险减碳的核心机制。

机制2: 结构效应。表8第(3)列估计了政策性农业保险对生产专业化的影响。估计结果表明, 政策性农业保险能够明显提升生产专业化指数。表8第(4)列估计了加入生产专业化之后, 政策性农业保险对农业碳排放的影响。相比表3的基准回归系数-0.041, 政策性农业保险的估计系数明显变小, 且影响显著。结合中介效应三步法的逻辑可知, 政策性农业保险可以通过提高农业生产专业化减少农业碳排放。

机制3: 技术效应。表8第(5)列估计了政策性农业保险对技术进步的影响。估计结果表明, 政策性农业保险能够明显提升技术进步。表8第(6)列估计了加入技术进步之后, 政策性农业保险对农业碳排放的影响。相比基准回归, 政策性农业保险的系数从负向显著变为不显著, 且技术进步对农业碳排放具有显著的抑制作用。结合中介效应的逻辑可知, 政策性农业保险可以通过提升农业技术效率, 进而

减少农业碳排放。

五、结论及其启示

作为农业政策支持的主要工具, 政策性农业保险有利于农户应对生产风险, 推动农业高质量发展。上述研究表明: 第一, 政策性农业保险具有一定的减排作用。但由于现有的农业保险力度不够大、品种不够健全, 农业保险的减排功效尚未得到充分激发。第二, 相比其他地区, 政策性农业保险的减碳效应在粮食主产区和东部地区更明显。第三, 生产专业化和技术进步是政策性农业保险促进农业减排的重要机制。具体而言, 农业保险有利于推动生产专业化, 以结构优势提高资源利用率; 农业保险有利于促进农业技术进步, 实现减碳经验与技术的外溢。农地经营规模扩张有利于减少农业碳排放, 但中国政策性农业保险对农户规模扩张的激励并不明显, 规模扩张并未成为政策性农业保险减碳的核心机制。

上述结论对于政策性农业保险引导农业碳减排具有如下启示: 第一, 应继续强化政策性农业保险支持。大力推广政策性农业保险, 提升区域农业的保障深度; 激励商业性农业保险在农业的普及, 推动农业保险的结构优化; 应注重农业保险的研究与开发, 探索适合不同地区、不同作物和不同对象的农业保险工具, 为推进农业低碳发展提供制度保障; 建立与绿色技术采纳挂钩的农业保险制度, 进一步提高农业保险的增绿效能。第二, 应注重农业保险的因地制宜。继续强化对全国粮食主产区的农

业保险支持,以带动其经营规模、专业化和技术进步,降低粮食生产的能耗;继续强化对中西部地区的保费资金支持,特别是强化中西部地区绿色农业生产技术采纳的资金支持,进一步促进中西部地区减少农业碳排放。第三,应推进“规模—结构—技术”三重变革,建立农业减碳增汇的保障体系。健全财政政策、金融政策和保险政策,强化适度规模经营的政策支持,建立引导农业专业化生产和绿色技术革命的保障机制,推动农业绿色可持续发展。

注释:

- ① 央广网.发改委:与2012年相比,2021年中国单位GDP能耗下降26.4%。<http://news.cctv.com/2022/09/22/ART10iE9xhBbmRJ0fAW26B9d220922.shtml>.
- ② International Energy Agency. Global Energy Review: CO₂ Emissions in 2021. <https://www.iea.org/reports/global-energy-review-co2-emissions-in-2021-2>.
- ③ 21世纪经济报道.联合国粮农组织报告:过去30年全球粮食生产的温室气体排放量增加17%。<https://view.inews.qq.com/k/20211109A0EDJZ00?web-channel=wap&openApp=false>.
- ④ 中国新闻网.2021年中国中央财政农业保险保费补贴333.45亿元。<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1716030041611781250&wfr=spider&for=pc>.
- ⑤ 财政部.三大粮食作物完全成本保险和种植收入保险将覆盖13个粮食主产省份的产粮大县。http://www.gov.cn/zhengce/2021-07/07/content_5622909.htm.
- ⑥ 第一财经.曾刚:健全农村金融服务体系,促进全面乡村振兴。<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1757983131832460738&wfr=spider&for=pc>.
- ⑦ 财政部.财政部关于印发《中央财政农业保险保费补贴试点管理办法》的通知。http://www.mof.gov.cn/gkml/caizhengwengao/caizhengbuwengao2007/caizhengbuwengao20077/200805/t20080519_26640.htm.
- ⑧ 中国财经报.中央财政大力支持农业保险。http://jrs.mof.gov.cn/gongzuodongtai/201202/t20120206_626048.htm.
- ⑨ 需要指出的是,2020年、2030年的中央“减碳”工作目标均以2005年为基准;另外,2005也是《中国能源统计年鉴》的起始年。
- ⑩ 因家庭承包经营耕地面积数据在2019年缺失,故“经营规模”变量的样本量为420。
- ⑪ 为进一步探究各省份层面的政策反映,设置强度DID;但由于政策波动时间不好确定,这里参考已有文献的做法,将政策前后三年的变化作为冲击变量;强度DID仅作为稳健性检验。相比传统的保费收入,该做法更能识别保费在政策执行区间的响应。
- ⑫ 在2001年,为了适应新的粮食生产和流通格局变化,中

国划分了13个粮食主产区、7个主销区和11个基本平衡区,使粮食优势产区能稳定地发挥地理资源优势,确保了粮食产能逐步提高。

参考文献:

- [1] 高杨,牛子恒.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[J].中国农村经济,2019(8):109-127.
- [2] DERCON S, CHRISTIAENSEN L. Consumption risk, technology adoption and poverty traps: Evidence from Ethiopia[J]. Journal of Development Economics, 2011, 96(2): 159-173.
- [3] 付小鹏,梁平.政策性农业保险试点改变了农民多样化种植行为吗[J].农业技术经济,2017(9):66-79.
- [4] 任天驰,杨沛华.小农户衔接现代农业生产:农业保险的要害配置作用——来自第三次全国农业普查的微观证据[J].财经科学,2020(7):41-53.
- [5] 江生忠,付爽,李文中.农业保险财政补贴政策能调整作物种植结构吗?——来自中国准自然实验的证据[J].保险研究,2022(6):51-66.
- [6] 何蒲明.农民收入结构变化对农民种粮积极性的影响——基于粮食主产区与主销区的对比分析[J].农业技术经济,2020(1):130-142.
- [7] 罗向明,张伟,谭莹.政策性农业保险的环境效应与绿色补贴模式[J].农村经济,2016(11):13-21.
- [8] HOROWITZ J K, LICHTENBERG E. Insurance, moral hazard and chemical use in agriculture[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1993, 75(4):926-935.
- [9] 张哲晰,穆月英,侯玲玲.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[J].中国农村经济,2018(10):53-70.
- [10] MISHRA A K, NIMON R W, EL-OSTA H S. Is moral hazard good for the environment? Revenue insurance and chemical input use[J]. Journal of Environmental Management, 2005, 74(1): 11-20.
- [11] QUIGGIN J C, KARAGIANNIS G, STANTON J. Crop insurance and crop production: An empirical study of moral hazard and adverse selection[J]. Australian Journal of Agricultural Economics, 1993, 37(2): 935-949.
- [12] SMITH V H, GOODWIN B K. Crop insurance, moral hazard, and agricultural chemical use[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1996, 78(2):428-438.
- [13] 钟甫宁,宁满秀,邢鹏,等.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[J].经济学(季刊),2007(1):291-308.
- [14] HE J, ZHENG X Y, REJESUS R M, et al. Input use under cost-of-production crop insurance: theory and evidence[J]. Agricultural Economics, 2020, 51(3): 343-357.
- [15] 马九杰,杨晨,崔恒瑜,等.农业保险的环境效应及影

- 响机制——从中国化肥面源污染视角的考察[J]. 保险研究, 2021(9): 46-61.
- [16] GUO L L, LI H J, HUANG M J. Effect of agricultural subsidies on the use of chemical fertilizer[J]. Journal Environmental Management, 2021, 299, 11362.
- [17] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement[J]. CEPR Discussion Papers, 1992, 8(2): 223-250.
- [18] 张伟, 郭颂平, 罗向明. 政策性农业保险环境效应研究评述[J]. 保险研究, 2012(12): 52-60.
- [19] YU J, SMITH A, SUMNER D A. Effects of crop insurance premium subsidies on crop acreage[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2018, 100(1): 91-114.
- [20] 柴智慧. 参与农作物保险是否促进农户农地转入?——基于内蒙古的微观实证[J]. 保险研究, 2021(12): 39-54.
- [21] HILL R V, KUMAR N, MAGNAN N. et al. Ex ante and ex post effects of hybrid index insurance in Bangladesh[J]. Journal of Development Economics, 2019, 136, 1-17.
- [22] 梁志会, 张露, 张俊飏. 土地转入、地块规模与化肥减量——基于湖北省水稻主产区的实证分析[J]. 中国农村观察, 2020(5): 73-92.
- [23] 梁志会, 张露, 张俊飏. 土地整治与化肥减量——来自中国高标准基本农田建设政策的准自然实验证据[J]. 中国农村经济, 2021(4): 123-144.
- [24] 谢文宝, 陈彤, 刘国勇. 乡村振兴背景下农户耕地质量保护技术采纳差异分析[J]. 改革, 2018(11): 117-129.
- [25] GLAUBER J W, COLLINS K J, BARRY P J. Crop insurance, disaster assistance, and the role of the federal government in providing catastrophic risk protection[J]. Agricultural Finance Review, 2002, 62(2): 81-101.
- [26] 曾琳琳, 李晓云, 杨志海. 作物种植专业化与化肥减量来源——兼顾经营规模的影响[J]. 自然资源学报, 2022, 37(7): 1707-1721.
- [27] MOSLEY P, VERSCHOOR A. Risk attitudes and the vicious circle of poverty[J]. European Journal of Development Research, 2005, 17(1): 59-88.
- [28] 陈俊聪, 王怀明, 张瑾. 农业保险发展与中国农业全要素生产率增长研究[J]. 农村经济, 2016(3): 83-88.
- [29] BAUMHARDT R L, JONES O R, SCHWARTZ R C. Long-term effects of profile modifying deep plowing on soil properties and crop yield[J]. Soil Science Society of America Journal, 2008, 72(3): 677-682.
- [30] MAZID-MIAH M A, GAIHRE Y K, HUNTER G, et al. Fertilizer deep placement increases rice production: Evidence from farmers' fields in Southern Bangladesh[J]. Agronomy Journal, 2016, 108(2): 805-812.
- [31] BERTRAND M, DUFLO E, MULLAINATHAN S. How much should we trust differences-in-differences estimates? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2004, 119(1): 249-275.
- [32] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. 管理世界, 2019, 35(6): 95-108+195.
- [33] 李波, 张俊飏, 李海鹏. 中国农业碳排放时空特征及影响因素分解[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(8): 80-86.
- [34] 余泳泽, 孙鹏博, 宣烨. 地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?[J]. 经济研究, 2020, 55(8): 57-72.
- [35] 沈能, 张斌. 农业增长能改善环境生产率吗?——有条件“环境库兹涅茨曲线”的实证检验[J]. 中国农村经济, 2015(7): 17-30.
- [36] 胡川, 韦院英, 胡威. 农业政策、技术创新与农业碳排放的关系研究[J]. 农业经济问题, 2018(9): 66-75.
- [37] 黄寿峰. 财政支农、金融支农促进了农民增收吗?——基于空间面板分位数模型的研究[J]. 财政研究, 2016(8): 78-90.
- [38] WANG H J, HO C W. Estimating fixed-effect panel stochastic frontier models by model transformation[J]. Journal of Econometrics, 2010, 157(2): 286-296.
- [39] 孙希芳, 王晨晨. 农信社股份制改革对县域经济增长的影响研究[J]. 财经研究, 2022, 48(4): 154-168.
- [40] 范子英, 彭飞. “营改增”的减税效应和分工效应: 基于产业互联的视角[J]. 经济研究, 2017, 52(2): 82-95.
- [41] 马九杰, 崔恒瑜, 吴本健. 政策性农业保险推广对农民收入的增进效应与作用路径解析——对渐进性试点的准自然实验研究[J]. 保险研究, 2020(2): 3-18.
- [42] 张伟, 黄颖, 易沛, 等. 政策性农业保险的精准扶贫效应与扶贫机制设计[J]. 保险研究, 2017(11): 18-32.
- [43] ZHANG Z, CHEN Y H, TIAN Y. Effect of agricultural fiscal expenditures on agricultural carbon intensity in China[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2023, online.
- [44] ZOU B L, REN Z J, MISHRA A K. The role of agricultural insurance in boosting agricultural output: An aggregate analysis from Chinese provinces[J]. Agribusiness, 2022, online.

责任编辑: 李东辉