

# 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

马九杰 杨 晨 崔恒瑜 王 雪

【摘 要】 本文以化肥面源污染为例,探究了农业保险的环境效应。首先构造了农业保险对化肥面源污染影响的“规模-结构-技术”的分析框架;其次,基于2001-2018年31个省(直辖市、自治区)的面板数据,计算出氮污染、磷污染和等标污染等化肥面源污染的排放强度数据,使用双向固定效应模型和中介效应模型分别对农险的环境效应及影响机制进行实证分析。研究表明:农业保险发展有助于减少化肥面源污染的排放强度,即农业保险具有环境保护效应;农业保险对化肥面源污染强度的削减作用存在地区异质性,虽然东部和中西部地区都显著存在,但东部更为显著;农业保险发展有助于农业规模化经营和农作物结构调整,进而减轻化肥面源污染强度;农业保险发展虽然能够推动农业技术进步,但对环境保护没有体现出明显中介效应;量化分解结果显示规模化经营和作物结构调整对总体环境影响效应的贡献不同,其中,规模化经营效应占总效应的19.85%~20.20%,结构效应占10.49%~17.77%。据此认为,应将农业保险作为促进农业绿色转型的重要政策工具,继续大力推广农业保险,特别是加快针对粮食主产区、适度规模经营农户的高保障型农业保险试点、推广,同时开发与绿色、环境友好型农业技术挂钩的绿色农业保险产品。

【关键词】 农业保险;面源污染;环境保护;中介效应

【中图分类号】F842.4 【文献标识码】A 【文章编号】1004-3306(2021)09-0046-16

DOI: 10.13497/j.cnki.is.2021.09.004

### 一、引 言

农业生产所排放的面源污染对中国的生态环境造成了严重的威胁,在源头控制住农用化学品的投入是主要的防控措施之一。农业面源污染源于农用化学品的过量投入、低效利用等行为(金书秦等,2013),会对水体环境质量造成显著的负面影响,且长期处于上升趋势(金书秦和邢晓旭,2018)。由于农业面源污染具有分散性、隐蔽性和随机性等特点,事后治理的难度较大(于法稳,2018),因而需要从污染排放的源头控制住农用化学品的投入。2011年《国家环境保护“十二五”规划》中将包含

【基金项目】 本文受到国家自然科学基金项目“数字金融发展在农村金融空间配给缓解和实体经济金融普惠中的作用研究”(项目号:71973146)、国家社科基金重大项目“乡村振兴背景下数字乡村发展的理论、实践与政策研究”(项目号:20&ZD164)的资助。

【作者简介】 马九杰,中国人民大学农业与农村发展学院教授,研究方向:农村金融、发展经济学;杨 晨(通讯作者),中国人民大学农业与农村发展学院博士研究生,研究方向:政策性金融、农村金融,E-mail: yangchen1194@ruc.edu.cn;崔恒瑜,中国人民大学农业与农村发展学院博士研究生,研究方向:政策性金融、农业保险;王 雪,中国农业银行博士后科研工作站,研究方向:农村金融、发展经济学。

— 46 —

农业源排放的化学需氧量和氨氮排放总量显著减少纳入经济社会发展的约束性指标范围。2014 年原农业部出台的《关于打好农业面源污染防治攻坚战的实施意见》中制定了 2020 年实现“一控两减三基本”的发展目标,并于 2015 年印发了《到 2020 年化肥使用量零增长行动方案》和《到 2020 年农药使用量零增长行动方案》,以更好地在实践中引导农业经营者减少对农用化学品的过度使用。

农业保险作为化解农业生产风险的工具,其推广和普及会影响到农业经营者的化学品投入行为,因而可能有助于从源头上减少农业污染的产生。21 世纪以来,受 WTO 规则对农业补贴的限制,中国政府开始通过补贴和推广农业保险来构建现代化的农业支持保护体系。特别是 2007 年财政部印发了《中央财政农业保险保费补贴试点管理办法》后,农业保险发展突飞猛进(虞国柱 2012),对农业生产、农民收入产生了正面影响(马九杰等 2020)。有许多研究聚焦于农户参与农业保险对农业化学品投入的影响,但并没有得到一致的结论,如:罗向明等(2016)基于广东的农户数据,发现农业保险会增加化学品的投入,与 Horowitz and Lichtenberg(1993)的结论比较接近;张哲晰等(2018)基于环渤海地区的菜农数据,发现农业保险会减少化学品的使用,与 Quiggin et al. (1993) 和 Smith and Goodwin (1996) 的结论类似;钟甫宁等(2007)基于新疆地区的农户数据,发现农业保险对不同类型的农业化学品投入产生的影响不同,“低保额、低保费、低理赔”的农业保险并没有显著影响农户的化肥投入,但会显著减少其农药施用;Weber et al. (2016) 的研究则表明,作物保险对农肥及其他化学投入品影响甚微。而且,这些研究的对象地区、作物种类、时间段、保险类型均存在差别,一些作者对其研究结果稳健性的表态相当谨慎(Smith and Goodwin, 1996)。而与美国产量或收入保险不同,我国的农业保险主要是生产成本保险,即使近年来在粮食主产省份开展了农业大灾保险(实质也是成本保险)、完全成本保险和收入保险试点,但运营中的农业保险仍以物化成本保险为主。He et al. (2019, 2020) 专门对同样亦采用农业生产成本保险模式的菲律宾进行了研究,结果显示农业保险会促使化肥和农药施用量增加。可见从农业生产者微观角度来看,农业保险对农业化学品的投入是正向还是负向影响,并没有达成共识,有待进一步研究。从区域总体或宏观视角看,农业保险对农业化学投入品使用产生了怎样的影响,值得关注。实际上,从宏观视角对农业环境污染问题进行研究,对中国环境治理有重要的现实意义(葛继红和周曙东 2012; 史常亮等 2016; 罗斯炫等 2020)。但既有文献中少有学者从宏观视角出发分析中国农业保险的发展与推广同农业化学品使用、环境结果的关联性,特别是碍于农业环境效应难以测度,尚未有文章从宏观角度对中国农业保险发展所产生的环境效应进行实证分析。

本文参考史常亮等(2016)和罗斯炫等(2020)的研究视角,以化肥面源污染为研究对象,来探究农业保险发展的环境保护效应和机制。之所以关注化肥污染,是因为过量和不合理地施用化肥所带来的养分流失,已成为中国农业面源污染最主要的来源之一(张维理等 2004; 李太平等 2011),而化肥不当施用带来的面源污染可称为化肥面源污染(葛继红和周曙东 2012)。研究中,本文首先构建了农业保险发展对化肥面源污染影响的“规模-结构-技术”机制分析框架,并给出理论层面的判断和观点;其次,基于 2001~2018 年中国 31 个省(区、市)的面板数据,构造了化肥面源污染的排放强度这一指标,使用固定效应模型和中介效应模型实证分析农业保险发展对化肥面源污染的影响效果与机制,并对各中介效应在总效应中的贡献进行了量化分解。最后,根据实证分析结果,讨论了农业保险发展的环境效应,剖析了本文研究结论所具有的相关政策含义。

本文的边际贡献在于:首先,构造了农业保险发展对化肥面源污染影响的“规模-结构-技术”的机制分析框架;其次,从宏观层面评估中国农业保险发展对化肥面源污染的影响效果,以揭示农业

保险产生环境保护效应的机理;再次,利用中介效应模型,对农业保险产生环境保护效应的机制进行实证分析和量化分解,填补了这一主面分析的不足。

## 二、理论分析与框架

我国的农业保险主要保障作物的生产风险(赵长保和李伟毅,2014;虞国柱和张峭,2018),虽然近年来有农业大灾保险、完全成本保险、价格保险和收入保险等创新型险种的试点,但农险市场上绝大多数的保险产品还是为了应对自然灾害的发生(李亚茹和孙蓉,2017),以直接物化成本保险为主。

农业保险作为农业风险管理的一种手段,会影响农业生产预期收益,进而影响农业生产主体的种养决策、投入品使用行为,包括技术选择(农机、灌溉、栽培耕作、精准农业技术和品种等)、种植广度选择(种植面积规模、作物结构、复种情况等)、集约度选择(单位面积的投入品使用),并进一步产生环境影响。同时,风险、农业生产主体组织规模与结构和环境之间也有密切关系(Roberts et al., 2004)。张伟等(2012)将政策性农业保险的环境效应归为三个维度,即:农业生产结构调整的结构效应、耕种外延扩张的规模效应、基于技术进步的技术效应。不同投入品使用对生产经营风险的影响、保险对投入品使用决策及环境的影响不同,本文以化肥为例和宏观视角,从规模化经营、作物种植结构和农业技术进步等三个方面,分析农业保险发展对化肥使用引发面源污染的影响,探讨保险、化肥使用与环境质量之间的总体关系。具体如下:

### (一) 农业保险发展对农业规模化经营与化肥面源污染的影响: 规模化经营效应

农业保险发展能够推动区域内农业规模化经营,进而减少化肥的过量投入,降低面源污染的排放强度,产生规模化经营效应。已有研究发现,农业保险因为可以为生产经营提供有效的保障,因此发展农险有助于农业生产者流入更多的土地或开垦荒地(Horowitz and Lichtenberg, 1993; Goodwin et al., 2004),进而推进适度规模经营主体的形成和农业的规模化经营。而土地的规模化经营有助于充分发挥化肥的规模效应,扩大农地规模有助于生产者更加重视投入产出的效率,进而减少单位面积化肥的施用量(诸培新等,2017;李宾等,2017)。相反,小农户在农业生产中粗放经营、可能不太注重化肥使用的经济效益,往往会导致化肥使用过量。总体来看,农业保险发展能够起到择业机制的作用(卢飞等,2017;马九杰等,2020),推动规模经营农户和职业农民的形成,推进农业规模化经营,进而有助于减少化肥的单位面积投入。因此,本文认为农业保险发展会基于规模化经营效应而降低化肥面源污染的排放强度。

### (二) 农业保险发展对种植结构与化肥面源污染的影响: 结构调整效应

农业保险发展会影响农业生产者对不同农作物之间的资源配置、引导生产者调整作物结构,进而减少化肥面源污染的排放,产生农业生产结构调整效应。中国的农业保险绝大部分是政府补贴的政策性农业保险,有学者估算其占据整个农业保险市场份额的95%(虞国柱和张峭,2018),这些农业保险所涵盖的作物品种主要与粮食安全有关(赵长保和李伟毅,2014),因此提升农业保险的覆盖广度会在一定程度上扩大粮食作物的种植比重(张伟等,2019)。而一般而言,粮食作物要比其他作物的化肥用量更少(张维理等,2004;罗斯炫等,2020)。这意味着农业保险发展能够通过促进调整作物结构,以减少化肥面源污染的排放强度。

### (三) 农业保险发展对农业技术进步与化肥面源污染的影响: 技术进步效应

农业保险发展会推动农业技术进步,但能否进而减少化肥面源污染仍然存在一定的争议。由于大多数农户的抗风险能力较弱,因此往往选择通过低风险的传统技术进行农业生产经营(舒尔茨,

2010) ,而激励农业经营者采用新型技术和创新经营模式的关键在于提供合理的保障措施( Mosley and Verschoor 2005) 。因此 ,农业保险发展能够提升农业部门的抗风险能力 ,促进农业生产者投资和使用先进的生产技术 ,进而整体上推动了农业技术进步( 陈俊聪等 2016) 。但技术创新的形式是多样的 ,包括生产技术、经营技术、生物技术、服务技术等( 赵芝俊和张社梅 2006) ,这意味着 ,农业保险发展既有可能促进生产者采纳绿色环保的生产技术 ,也可能促进生产者更多地使用高浓度的新型农用化肥( 林忠辉等 ,1998; 魏金义和祁春节 2015) 。因此 ,本文认为农业保险发展尽管有助于农业技术进步 ,但不一定会基于技术效应降低化肥面源污染的排放强度 ,农业保险通过影响农业技术进步 ,进而影响化肥面源污染的技术效应具有不确定性。

基于上述分析 ,本文构建了农业保险发展对化肥面源污染影响及“规模 - 结构 - 技术”机制分析框架( 图 1) 。如图 1 所示 ,本文通过理论分析 ,形成的基本观点是: 第一 ,总体来看 ,农业保险发展有助于减少化肥面源污染的排放强度; 第二 ,从影响机制上来看 ,主要是规模化经营效应和结构调整效应 ,而技术进步效应具有不确定性。

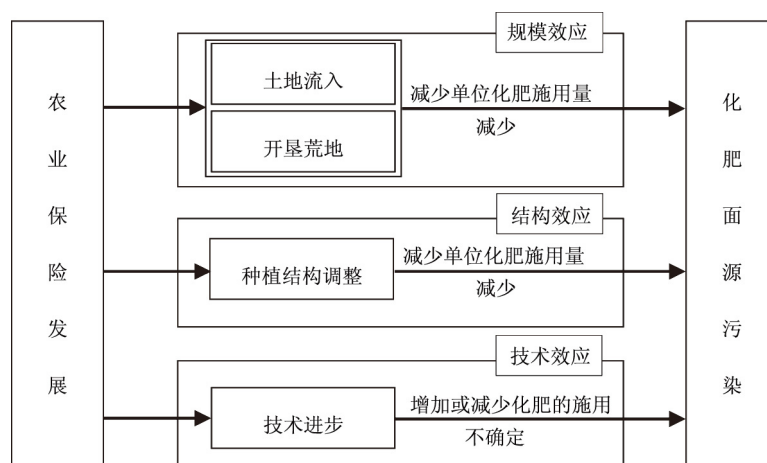


图 1 农业保险发展对化肥面源污染影响与机制分析框架

### 三、研究设计与数据来源

#### (一) 模型设定

为了从宏观层面分析农业保险发展对化肥面源污染的影响效果 ,同时考虑到不可观测因素和特殊年份对实证分析结果的干扰 ,本文构建了双向固定效应模型:

$$\ln \text{Pollution}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Insurance}_{it} + \lambda_i + \text{year}_t + \varphi \sum X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中  $i$  代表省份 ,  $t$  代表年份 ,  $\lambda_i$  是各省固定效应 ,  $\text{year}_t$  是时间固定效应 ,  $\sum X_{it}$  是控制变量 ,  $\varepsilon_{it}$  是误差项。  $\text{Pollution}_{it}$  是被解释变量 , 表示省份  $i$  在  $t$  年的化肥面源污染排放强度 , 包括单位面积的氮污染排放量、磷污染排放量以及等标污染排放量。  $\text{Insurance}_{it}$  是核心解释变量 , 表示省份  $i$  在  $t$  年时农业保险发展的水平。 为了便于解释统计含义和平滑数据波动 , 对被解释变量和核心解释变量取对数处理。

为了考察农业保险发展对化肥面源污染的影响机制 , 本文参考 Baron and Kenny( 1987) 的研究 , 在( 1) 式的基础上构建中介效应模型 , 具体如下:

$$M_{it}^k = \beta_0 + \beta_1^k \text{Insurance}_{it} + \lambda_i + \text{year}_t + \varphi \sum X_{it} + \varepsilon_{2it} \quad (2)$$

$$\ln \text{Pollution}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Insurance}_{it} + \sum_k \gamma_2^k M_{it}^k + \lambda_i + \text{year}_t + \varphi \sum X_{it} + \varepsilon_{3it} \quad (3)$$

$M_{it}^k$ 是本文关注的第  $k$  个中介变量,包括农业经营规模、粮食作物比重和农业技术进步,分别用来检验理论框架中的规模化经营效应、结构调整效应和技术进步效应。(1) 式用来检验农业保险发展对化肥面源污染的总效应,(2) 式用来检验农业保险发展对中介变量的影响效果,(3) 式用来检验农业保险发展对化肥面源的中介效应。

## (二) 变量测度与说明

1. 被解释变量。化肥面源污染的排放强度。本文基于单元调查的清单分析方法(陈敏鹏等, 2006),将产污单元确定为氮肥、磷肥和复合肥(史常亮等 2016),各省历年的化肥面源污染排放量的计算公式如下:

$$E = \sum T_m \times \rho_{mn} \times \eta_m \quad (4)$$

在(4)式中, $E$ 为化肥面源污染总排放量; $T_m$ 是第  $m$  种产污单元的指标统计数,为氮肥、磷肥和复合肥的施用折纯量; $\rho_{mn}$ 是产污单元  $m$  产出第  $n$  种污染物的污染系数,按照化肥折纯的化学成分来计算,其中污染物种类包括氮污染和磷污染;<sup>①</sup> $\eta_m$ 是产污单元  $m$  的污染排放系数,本文参考史常亮等(2016)和罗斯炫等(2020)的研究,通过产污单元的流失率来确定污染排放系数,具体数据来自赖斯芸(2004)的研究。最后,将化肥面源污染总排放量除以农作物播种面积,以表示化肥面源污染的排放强度。

本文沿袭罗斯炫等(2020)的做法测算了三种污染排放强度,分别是单位面积氮污染排放量(NE,千克/公顷)、单位面积磷污染排放量(PE,千克/公顷)和单位面积等标污染排放量(EPS,立方米/公顷)。其中,等标污染排放量的构造,是由氮、磷两种污染排放量转换为等标污染排放量,转换系数来源于《地表水环境质量标准》(GB3838-2002)中的III类水质标准,氮、磷的水质标准分别为1毫克/升和0.2毫克/升。

2. 核心解释变量。农业保险发展水平( $\text{Insurance}_{it}$ )。本文用各地区不同年份的农业从业人员人均保费收入(元/人),并进行取对数处理,作为衡量该地区农业保险发展水平的指标。具体计算中,即是对农业保险保费总收入与农业从业人数之比取对数,一些实证文献也使用这种方法测量农业保险发展水平(周稳海等 2015;李勇斌 2018)。

3. 中介变量。共有3个:(1) 农业经营规模(Land),为人均农作物播种面积(亩/人),由农作物播种面积与农业从业人员之比得出,并进行取对数处理。(2) 粮食作物比重(Ratio),为粮食作物耕种面积的比重,由粮食作物播种总面积与农作物播种总面积之比得出,能够反映出各地区农作物结构的基本情况。(3) 农业技术进步(Tch),通过DEA-Malmquist方法测算和分解农业全要素生产率而获得,分解农业全要素生产率可以得到技术进步指数和效率变化指数,本文将技术进步指数作为农业技术进步的代理变量。DEA-Malmquist 测算和分解的具体过程参考高帆(2015)、李士梅和尹希文(2017)的研究,本文所使用的投入变量包括灌溉面积、农林牧渔从业人数、农业机械总动力、农作物播种总面积和农用化肥施用量,产出变量为第一产业增加值。

4. 控制变量。一个地区的化肥面源污染排放强度会受很多因素的影响,若是这些因素与农业保

<sup>①</sup> 具体而言,氮肥、磷肥和复合肥产生氮污染的污染系数分别为1.0和0.33,产生磷污染的污染系数分别为0.44和0.15。

险发展水平有关,且没有被控制住,则会对本文的实证结果造成干扰。一方面,一个省份的宏观经济状况如人口规模、经济水平、财政支农水平等,与当地农险发展状况有关,也可能对农业经营者的生产投入行为产生影响,因此需要控制起来。另一方面,一个省份农业农村的基本状况如农民收入、产业结构、城乡差距、耕地条件和农业基础设施等,也与农业保险的推广相关,并且也可能会影响到农业生产者的化学品投入行为。为此,在参考马九杰等(2020)等研究基础上,筛选出以下控制变量:(1) 人口规模(Population),用总人口数(万人)表示,并作取对数处理。(2) 经济水平(Gdp),用人均地区生产总值(元/人)表示,并作取对数处理。(3) 财政支农水平(Finance),用财政农林水事务支出占财政总支出的比重表示。(4) 农民收入水平(Income),用农村居民人均纯收入(元)表示,并作取对数处理。(5) 产业结构(Structure),用第一产业增加值占地区生产总值的比重表示。(6) 城乡差距(Gap),用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比来表示。(7) 耕地规模(Scale),用农作物播种总面积(亩)表示,并作取对数处理。(8) 水利建设(Water),用灌溉面积占农作物播种总面积的比重来表示。

### (三) 数据来源

农业保险的省级数据从2001年开始披露,因此文中实证分析部分选取2001~2018年中国的省级面板数据,包含31个省级行政单位。农业保险保费收入的数据来源于历年的《中国保险年鉴》,其他省级数据来自历年的《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》、《中国农业年鉴》以及各省的统计年鉴。本文所用的具体变量含义和描述统计分析见表1。

变量含义和描述性统计

表 1

	变量名称	变量含义	观测值	均值	标准差
被解释变量	NE	单位面积氮污染排放量	558	36.1594	25.3099
	PE	单位面积磷污染排放量	558	2.7526	1.5723
	EPS	单位面积等标污染排放量	558	49900	29800
核心解释变量	Insurance	农业保险发展水平	558	3.0972	2.1582
中介变量	Land	农业经营规模	558	2.1970	0.3652
	Ratio	粮食作物比重	558	0.6938	0.1608
	Tch	农业技术进步	558	1.0768	0.0590
控制变量	Population	人口规模	558	8.0755	0.8757
	Gdp	经济水平	558	10.0868	0.8171
	Finance	财政支农水平	558	0.0971	0.0350
	Income	农民收入水平	558	8.6537	0.7003
	Structure	产业结构	558	0.1202	0.0636
	Gap	城乡差距	558	2.9065	0.6044
	Scale	耕地规模	558	17.7181	1.161
	Water	财政支出水平	558	0.4839	0.2281

#### 四、实证结果与分析

##### (一) 基准回归: 农业保险发展对化肥面源污染强度的总体效应

为了检验农业保险发展对化肥面源污染强度的总体效应,本文对模型(1)进行回归,结果如表2所示。表2的1、2列给出了农业保险发展对单位面积氮污染排放量的影响效果,3、4列给出了农业保险发展对单位面积磷污染排放量的影响效果,5、6列给出了农业保险发展对单位面积等标污染排放量的影响效果。此外,表2的1、3、5列的控制变量仅加入了双向固定效应,而2、4、6列则加入了全部控制变量,加入控制变量后可决系数(R-squared)增加,说明加入的控制变量有助于模型的拟合。

农业保险发展对化肥面源污染强度的总效应估计结果

表 2

变量名称	(1) ln NE	(2) ln NE	(3) ln PE	(4) ln PE	(5) ln EPS	(6) ln EPS	(7) ln Fertilizer
Insurance	-0.0360*** (0.0065)	-0.0447*** (0.0063)	-0.0176** (0.0068)	-0.0281*** (0.0066)	-0.0339*** (0.0064)	-0.0419*** (0.0061)	-0.0134*** (0.0017)
Population		-0.0092 (0.0603)		-0.2483*** (0.0634)		-0.1039* (0.0583)	-0.0126 (0.0165)
Gdp		-0.0116 (0.0583)		-0.2572*** (0.0614)		-0.1040* (0.0564)	-0.0147 (0.0159)
Finance		0.7532** (0.3056)		0.3543 (0.3215)		0.9250*** (0.2954)	0.1530* (0.0834)
Income		0.8025*** (0.1218)		0.9226*** (0.1282)		0.9135*** (0.1177)	0.2209*** (0.0332)
Structure		0.4814** (0.2380)		-0.3034 (0.2504)		0.0869 (0.2301)	0.0203 (0.0650)
Gap		0.0092 (0.0233)		-0.0148 (0.0245)		-0.0002 (0.0225)	0.0067 (0.0064)
Scale		-0.3159*** (0.0446)		-0.3710*** (0.0469)		-0.3299*** (0.0431)	-0.1243*** (0.0122)
Water		0.0801 (0.0594)		0.0165 (0.0625)		0.0623 (0.0574)	0.0247 (0.0162)
常数项	3.5221*** (0.0397)	1.4730 (1.3078)	1.1434*** (0.0420)	3.7845*** (1.3758)	10.8718*** (0.0393)	9.8362*** (1.2641)	0.6770* (0.3569)
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Observations	558	558	558	558	558	558	558
R-squared	0.3549	0.4628	0.7599	0.8028	0.5261	0.6232	0.6172

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,标准误表示在括号中,下同。

根据表2来看,核心解释变量农业保险发展水平(Insurance)的系数都是负向的,且第3列在5%的置信水平上是显著的,其他列在1%的置信水平上具有统计显著性,因此基于模型(1)的回归结果,

可以说明农业保险发展有助于减少化肥面源污染的排放强度,验证了农业保险具有环境保护效应的观点。具体而言,由表 2 第 2、4、6 列可以计算出,农业保险发展水平每提升 1%,则单位面积氮污染排放量减少 0.0447%,单位面积磷污染排放量减少 0.0176%,单位面积等标污染排放量减少 0.0281%。此外,考虑到宏观实证研究存在伪回归的可能,本文对表 2 第 2、4、6 列回归的残差进行平稳性检验。当残差项是平稳时,可以认为实证结果并不是伪回归。LLC 检验法和 HT 检验法是较为常见的平稳性检验方法,本文分别使用这两种方法来检验残差项的平稳性。经检验,第 2 列残差项对应的 LLC 检验法 P 值为 0.0045、HT 检验法 P 值为 0.0177;第 4 列残差项对应的 LLC 检验法 P 值为 0.0141、HT 检验法 P 值为 0.0034;第 6 列残差项对应的 LLC 检验法 P 值为 0.0013、HT 检验法 P 值为 0.0066。上述 P 值均小于 0.05,全部拒绝原假设,表明残差项是平稳的,可以从统计意义上认为实证分析不存在伪回归问题。

本文还沿袭罗斯炫等(2020)的方法,通过替换被解释变量来进行稳健性检验。本文利用单位播种面积上的化肥施用量来计算化肥施用强度(Fertilizer,千克/公顷),从整体角度来衡量化肥面源污染的排放强度。由表 2 第 7 列可以看出,农业保险发展显著降低了化肥施用强度,说明农业保险具有环境保护效应的结果是稳健的。

## (二) 关于内生性的处理

如果内生性问题无法得到完善的处理,则无法得出具有统计意义的因果关系。作者控制了宏观经济状况和农业农村基本状况,还控制了时间固定效应和年份固定效应。本文尽可能地规避了遗漏变量等问题,但仍可能存在反向因果等内生性问题。现有研究中有学者采取工具变量的方式对内生性进行处理(邵全权等 2017;邵全权和郭梦莹 2020),也有学者基于动态面板模型和广义矩估计(GMM)的思路缓解内生性(刘蔚和孙蓉 2016;卢飞等 2017;黄颖和吕德宏 2021)。为此,本文也基于以上思路进行内生性处理。

第一,通过面板工具变量法来处理内生性。考虑到本文最大的内生性问题是反向因果,参考卢飞等(2017)的研究,本文将农业保险发展水平的滞后项作为工具变量。因为前一年农业保险发展水平会影响下一年的农险发展,但与下一年农业经营主体的生产行为无直接关系,因此前一期的农业保险发展水平满足工具变量的外生性要求。在此基础上,可以将工具变量的第一阶段回归和简约式回归列在下面:

$$\text{Insurance}_{it} = \delta_0 + \delta_1 \text{Insurance}_{i,t-1} + \lambda_i + \text{year}_t + \varphi \sum X_{it} + \varepsilon_{4it} \quad (5)$$

$$\ln \text{Pollution}_{it} = \rho_0 + \rho_1 \text{Insurance}_{i,t-1} + \lambda_i + \text{year}_t + \varphi \sum X_{it} + \varepsilon_{5it} \quad (6)$$

其中,前一期农业保险发展水平( $\text{Insurance}_{i,t-1}$ )作为工具变量,通过两阶段回归(IV-2SLS)的方法进行分析,结果如表 3 前四列所示。第 1 列给出了第一阶段的估计结果,可以看出前一年的农业保险发展水平的系数是正向显著的,表明上一年农业保险发展的越好,则下一年发展的也越好。第 2、3、4 列给出了第二阶段的估计结果,可以看出,核心解释变量估计系数的符号为负,且均具有显著的统计意义,与基准回归的结果基本一致。Cragg-Donald Wald F 统计量(简称“CDW F 统计量”)远大于 Stock and Yogo(2002)所建议在 10% 水平拒绝弱工具变量假设的临界值(约为 19.93),表明本文的 IV-2SLS 方法不存在弱工具变量问题(即通过了相关性检验)。本文只用了一个工具变量,因此属于恰好识别,不需要进行外生性检验。以上结果证明,通过工具变量法处理内生性问题后,中国农业保险发展对化肥面源污染的削减影响仍然显著存在。

第二,通过构建动态面板模型,基于 GMM 的方式进行回归。沿袭刘蔚和孙蓉(2016)等研究构造



动态面板模型 将被解释变量的滞后一期放入解释变量中 ,并为应对动态面板模型天然存在的内生性问题 选取 GMM 法进行回归 ,回归中将被解释变量和解释变量的滞后两期作为工具变量。本文采取的是系统 GMM ,因为其能够对原水平模型和差分后的模型同时进行回归 ,最终回归结果汇报在表 3 的后三列中。动态面板的模型如下:

$$\ln \text{Pollution}_{it} = \pi_0 \ln \text{Pollution}_{i,t-1} + \pi_1 \text{Insurance}_{it} + \varphi \sum X_{it} + \varepsilon_{6it} \quad (7)$$

回归结果汇报在表 3 的 5、6、7 列中 ,核心解释变量估计系数的符号为负 ,同样均具有显著的统计意义 ,与基准回归的结果也基本一致。Sargan 检验 P 值远大于 0.1 ,无法拒绝所有工具变量均外生的原假设 ,表明不存在过度识别的问题。AR(1) 检验 P 值均小于 0.05 ,AR(2) 检验 P 值均大于 0.05 ,表明扰动项一阶自相关、二阶以上无自相关 ,反映了系统 GMM 回归结果无自相关问题。以上结果再次验证了农业保险发展有助于化肥面源污染的显著降低。本部分沿袭现有文献的方法与思路 ,对内生性问题进行了充分的处理 ,最终的结论与基准部分一致 ,一定程度上表明了农业保险发展对化肥面源污染削减的影响是具有统计意义的。

#### 关于内生性问题的讨论

表 3

变量名称	面板工具变量法				系统 GMM 法		
	第一阶段	第二阶段					
	(1) Insurance	(2) ln NE	(3) ln PE	(4) ln EPS	(5) ln NE	(6) ln PE	(7) ln EPS
L. Insurance	0.6888 *** (0.0316)						
Insurance		-0.0529 *** (0.0087)	-0.0370 *** (0.0094)	-0.0515 *** (0.0085)	-0.0096 ** (0.0047)	-0.0077 * (0.0042)	-0.0095 * (0.0051)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制			
R-squared	0.9569	0.4316	0.7746	0.5859			
CDW F 统计量		475.582	475.582	475.582			
滞后一期的被解释变量				(0.0630)	1.0336 *** (0.0472)	0.9393 *** (0.0682)	1.0294 ***
Sargan 检验 P 值					1.0000	1.0000	1.0000
AR(1) 检验 P 值					0.0032	0.0032	0.0004
AR(2) 检验 P 值					0.4401	0.1174	0.1286
Observations	527	527	527	527	527	527	527

#### (三) 农业保险发展对化肥面源污染影响的地区异质性分析: 分样本回归

考虑到相比东部地区而言 ,中西部地区的农业保险受到中央财政的支持力度更大(张伟等 ,2017) ,是否农业保险的环境效应在中西部更显著呢? 为此 ,本文还对东部省份和中西部省份进行分样本回归 ,这一分析也有助于检验基准回归结论的稳健性。结果汇报在表 4 中。表 4 的 1~3 列为东部省份的样本回归结果 ,4~6 列为中西部地区的样本回归结果 ,可以看出 Insurance 的系数全部为负向 ,且除了第 4 列外全部具有显著的统计意义 ,这说明无论对于东部地区还是西部地区 ,农业保险发展均能够显著地降低化肥面源污染。这也表明了本文的基准回归结论具有稳健性。

值得一提的是,对比表 4 前三列和后三列的核心解释变量估计差异,可以看出东部地区样本回归的系数绝对值大小和显著性均超过中西部地区样本回归的结果,表明农业保险的环境保护效应在东部省份更大。在某种程度上可以认为,中西部省份推广农业保险所发挥的环境质量改进作用与效果并不如东部地区。可能的原因是,一方面,东部省份的农业基础设施较好、非农就业机会多,因此农业保险发展能够更有效地推动规模经营农户和职业农民的形成,进而降低化肥面源污染的强度;另一方面,东部省份的粮食主产区较多,农业保险发展更有助于这些地区调整作物结构,更多种植粮食作物,进而降低化肥面源污染的强度。

农业保险发展对化肥面源污染影响的地区异质性分析:分样本回归

表 4

变量名称	东部地区			中西部地区		
	(1) ln NE	(2) ln PE	(3) ln EPS	(4) ln NE	(5) ln PE	(6) ln EPS
Insurance	-0.0465 *** (0.0120)	-0.0423 *** (0.0102)	-0.0474 *** (0.0112)	-0.0031 (0.0082)	-0.0171 *** (0.0060)	-0.0113 * (0.0059)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Observations	198	198	198	360	360	360
R-squared	0.5944	0.8404	0.6508	0.8476	0.6624	0.7966

## 五、机制检验与量化分解

在评估农业保险发展对化肥面源污染的总体影响效果后,确保农业保险发展会对化肥面源污染产生因果效应。因此下面将基于以上的因果结论,通过中介效应模型对规模化经营效应、结构效应和技术效应等机制进行考察,最后对总效应进行量化分解。

### (一) 机制检验

限于篇幅问题,本部分仅选择单位面积等标污染排放量(EPS)这一被解释变量进行结果汇报,因为该指标能够综合反映出氮、磷两类污染的排放水平。<sup>①</sup>利用中介变量模型,依次对规模化经营效应、结构效应、技术效应进行分析,来检验农业保险产生环境保护效应的机制。

具体的回归结果整理在表 5 中:首先,表 5 的第 1 列汇报了模型(1)的回归结果,这一结果同表 2 的第 6 列。表明农业保险发展有助于降低化肥面源污染的排放强度,这一实证结果是进行中介效应分析的基础。

其次,本文对模型(2)进行回归,分析农业保险发展对农业经营规模(Land)、粮食作物比重(Ratio)和农业技术进步(Tch)的影响,结果分别汇报在表 5 的第 2~4 列中。可以看出,Insurance 的系数

<sup>①</sup> 作者同时也分析了农业保险对单位面积氮污染、磷污染排放量的中介效应,结论与农业保险对单位面积等标污染排放量的中介效应检验结果基本一致,可向作者索要。

均为正向显著,说明农业保险发展的确有助于扩大农业经营规模、提高粮食作物比重、推动农业技术进步。

再次,本文将对农业经营规模、粮食作物比重和农业技术进步这三个中介变量,分别作为解释变量,对模型(3)进行回归,结果如表5的5~7列所示。在表5的第5列中,Land的估计系数为负向显著,表明农业保险能够通过扩大农业经营规模,以减少化肥面源污染的排放强度。在表5的第6列中,Ratio的估计系数为负向显著,表明农业保险能够通过提高粮食作物比重,以减少化肥面源污染的排放强度。在表5的第7列中,Tch的系数并不显著,说明尽管农业保险发展能够推动农业技术进步,但没有进一步起到减少化肥面源污染的作用。

综上,可以认为在农业保险产生环境保护效应的机制中,规模化经营效应和结构效应是存在的,而技术效应并没显现出来。为了考察这一结果的稳健性,本文还根据温忠麟等(2004)、胡元木和纪端(2017)的思路,对中介效应进行了Sobel检验。结果汇报在表5第5、6、7列的最后一行中。当Land、Ratio和Tch为分别中介变量时,Sobel检验的Z值分别为-3.8846、-2.6908和1.1274,前两个在1%水平上显著,第3个不显著,表明前文的中介效应结果在统计意义上具有稳健性。

中介效应分析

表5

变量名称	第一步	第二步			第三步		
	(1) ln EPS	(2) Land	(3) Ratio	(4) Tch	(5) ln EPS	(6) ln EPS	(7) ln EPS
Insurance	-0.0419 *** (0.0061)	0.0255 *** (0.0056)	0.0117 *** (0.0039)	0.0043 * (0.0024)	-0.0333 *** (0.0059)	-0.0373 *** (0.0060)	-0.0427 *** (0.0061)
Land					-0.3413 *** (0.0465)		
Ratio						-0.3978 *** (0.0682)	
Tch							0.1641 (0.1144)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Observations	558	558	558	558	558	558	558
R-squared	0.6232	0.5412	0.8262	0.7078	0.6598	0.6473	0.6248
Sobel 检验 z 值					-3.8846	-2.6908	1.1274

为了进一步规避反向因果等内生性问题对中介分析结果的干扰,本文采用工具变量方法进行处理。类似地,考虑到上一年的农业保险发展水平与下一年的农业保险发展有关,但与下一年的农业经营规模、粮食作物比重和农业技术进步没有直接的关系,本文将上一期农业保险发展水平作为工具变量,进行两阶段最小二乘回归,结果汇报在表6中。同样可以看出,扩大农业经营规模、提高粮食作物比重是农业保险产生环境效应的影响机制,而技术进步不是。

中介效应的工具变量 2SLS 分析结果

表 6

变量名称	第一步	第二步			第三步		
	(1) ln EPS	(2) Land	(3) Ratio	(4) Tch	(5) ln EPS	(6) ln EPS	(7) ln EPS
Insurance	-0.0515*** (0.0085)	0.0302*** (0.0078)	0.0134** (0.0057)	0.0020 (0.0035)	-0.0431*** (0.0084)	-0.0466*** (0.0083)	-0.0519*** (0.0085)
Land					-0.2755*** (0.0478)		
Ratio						-0.3641*** (0.0657)	
Tch							0.2018* (0.1088)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Observations	558	558	558	558	558	558	558
R-squared	0.5859	0.5509	0.8315	0.6933	0.6181	0.6139	0.5885

## (二) 农业保险发展对化肥面源污染总效应的量化解

为了进一步考察中介效应分析的稳健性,并更好地识别出各中介效应对总效应的贡献,本文将三个中介变量同时作为解释变量,对模型(3)进行回归,结果汇报在表7中。表7的1、2、3列对应的被解释变量分别是:单位面积氮污染排放量(NE)、单位面积磷污染排放量(PE)和单位面积等标污染排放量(EPS)。表7的回归结果表明,第一,Land和Ratio的系数均是负向显著的,说明规模化经营效应和结构效应是农业保险产生环境保护效应的中介机制;第二,Tch的系数均不显著,说明技术效应并不是有效的中介机制。这与前文中介效应分析的结论是一致的,进一步说明中介效应分析结果是稳健的。

农业保险发展对化肥面源污染总效应分解

表 7

变量名称	(1) ln NE	(2) ln PE	(3) ln EPS
Insurance	-0.0309*** (0.0060)	-0.0177*** (0.0066)	-0.0293*** (0.0058)
Land	-0.3481*** (0.0463)	-0.2226*** (0.0510)	-0.3316*** (0.0451)
Ratio	-0.4268*** (0.0674)	-0.3855*** (0.0743)	-0.3755*** (0.0657)
Tch	0.0216 (0.1097)	-0.0492 (0.1210)	0.0556 (0.1069)
控制变量	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
省级固定效应	已控制	已控制	已控制
Observations	558	558	558
R-squared	0.5539	0.8201	0.6820

需要说明的是 根据温忠麟等(2004)的思路,可以认为 Insurance 表示的是农业保险对化肥面源污染的直接效应。表 7 中,Insurance 的系数均是负向显著的,说明在充分考虑中介效应的情况下,农业保险仍会对化肥面源污染产生直接效应。可能的原因是,推广、发展农业保险会直接替代农用化肥的使用水平。具体而言,化肥既是农业生产的重要投入品,也是生产者保障产量、规避风险的重要手段(仇焕广等 2014)。也就是说,从农户“理性经济人”的基本假设出发,农用化肥和农业保险都是化解生产风险的有效工具,因此两者之间可能会存在一定的替代性(钟甫宁等 2007)。因此,农业生产者通过参与农业保险而提升了风控能力,同时也会减少投入化肥这一规避风险的手段(Quiggin et al., 1993; Smith and Goodwin, 1996)。

另外,为更好地分析中介效应占总效应的比重,本文参照 Gelbach(2016)的方法对本文的机制进行量化分解,具体公式如下:

$$\hat{\alpha}_1 = \hat{\gamma}_1 + \sum_k \hat{\gamma}_2^k \hat{\beta}_1^k \quad (8)$$

$\hat{\alpha}_1$  是模型(1)中农业保险发展对化肥面源污染影响的总效应,  $\hat{\gamma}_1$  是模型(3)中农业保险发展对化肥面源污染的直接效应,  $\hat{\gamma}_2^k$  是模型(3)中第 k 个中介变量的估计系数,  $\hat{\beta}_1^k$  是模型(2)中 Insurance 对第 k 个中介变量影响的估计系数。

基于这一方法,根据表 6 第 1 列的估计结果,可以计算出农业保险发展对单位面积氮污染排放量的影响中,规模化经营效应占 19.85%,结构效应占 17.77%。类似地,根据表 6 第 2、3 列的估计结果,可以计算出,农业保险发展对单位面积磷污染排放量的总效应中,规模化经营效应占 20.20%,结构效应占 16.05%;农业保险发展对单位面积等标污染排放量的总效应中,规模化经营效应占 20.18%,结构效应占 10.49%。而技术效应这一中介机制并不显著,因此没对其进行量化分解。

## 六、结论与政策含义

### (一) 结论

农业保险作为中国农业支持保护体系的重要部分,目的是为了化解农业风险、稳定农民收入,但在其推广过程中也改变了农业经营者的生产投入行为,进而对环境产生外部性影响。本文以化肥面源污染为例,对农业保险的环境保护效应进行研究。在理论层面,本文从规模化经营效应、结构效应和技术效应三个维度构建了农业保险对化肥面源污染影响的分析框架。在实证层面,基于 2001 ~ 2018 年的省级面板数据,评估了农业保险发展对化肥面源污染的总影响效应,并进行内生性处理和分样本分析,最后使用中介效应模型对影响机制进行验证和量化分析。最终得出的结论如下:

1. 从全国层面来看,农业保险发展对化肥产生的氮、磷等面源污染排放具有显著的负向影响。推广农业保险,在发挥风险管理作用的基础上,也起到促进环境保护的效果,因而,农业保险发展在提供农业生产风险保障的同时,有助于农业绿色发展。

2. 无论在东部还是中西部省份中,农业保险对化肥面源污染的削减作用都显著存在,但东部地区的效果更加显著。

3. 农业保险产生环境保护效应的机制包括规模化经营效应、结构效应,而技术效应中介机制并不明显。可以认为,农业保险发展能够通过推动农业规模化经营、提高粮食作物种植比重,产生降低化肥面源污染排放强度的效果;而推广农业保险虽然能够促进农业技术进步,但并没有产生降低化肥面源污染排放强度的明显效果。

4. 基于量化分解, 测算出了各个中介效应在农业保险的化肥面源污染削减中的贡献, 其中, 规模化经营效应和结构效应分别占总效应的 19.85% ~ 20.20% 和 10.49% ~ 17.77%。

## (二) 政策含义

以上研究结论, 具有如下政策含义:

1. 农业保险可以成为促进环境质量改进、推进农业绿色发展的一种政策手段。促进农药化肥减量、推进农业绿色转型、加强农业面源污染治理和环境保护、发挥农业在实现“碳达峰、碳中和”目标的作用, 是农业可持续发展的要求, 也是农业政策的基本取向, 而农业保险具有农业风险保障和环境保护双目标兼容属性, 因而可通过加大农业保险的政策支持力度, 将政策性保险作为农业支持保护政策的重要工具, 助推农业绿色发展。

2. 加强对适度规模经营农户的保险服务。农业保险可促进农村土地流转、农业适度规模经营, 而适度规模经营有助于增进化肥农药施用效率, 也可以在某种程度上缓解因投保主体小、信息不对称引致的不利于环境的道德风险问题, 因而, 在发展普惠农业保险的基础上, 可适当加强针对适度规模经营农户的农业保险服务。

3. 继续加大对粮食主产区、主要粮食作物的“高覆盖、高保障”保险试点和推广力度。对粮食主产区、粮食作物的高保障型保险试点、推广, 既可以有效激发农户种粮积极性、促进粮食安全, 又有利于化肥减量增效、保护土地资源, 因此, 高保障农业保险可成为遏制耕地“非农化”、防止“非粮化”、同时实现耕地质量提升的政策手段。

4. 可开发与绿色农业技术和环境保护挂钩的绿色农业保险产品。保险有助于促进农业新技术的采纳, 但有些技术需要高化石投入、不利于环境保护, 因而, 需要开发绿色农业保险产品, 对采用环境友好型、保护性耕作技术、采用化肥农药减量技术措施可能导致的风险, 给予充分保障和补偿, 进而引导绿色农业技术采纳、保护耕地肥力。

## [参考文献]

- [1] 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.
- [2] 陈敏鹏, 陈吉宁, 赖斯芸. 中国农业和农村污染的清单分析与空间特征识别[J]. 中国环境科学, 2006 (6): 751-755.
- [3] 仇焕广, 栾昊, 李瑾, 汪阳洁. 风险规避对农户化肥过量施用行为的影响[J]. 中国农村经济, 2014 (3): 85-96.
- [4] 高帆. 我国区域农业全要素生产率的演变趋势与影响因素[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32(5): 3-19, 53.
- [5] 葛继红, 周曙东. 要素市场扭曲是否激发了农业面源污染——以化肥为例[J]. 农业经济问题, 2012, 33(3): 92-98, 112.
- [6] 胡元木, 纪端. 董事技术专长、创新效率与企业绩效[J]. 南开管理评论, 2017, 20(3): 40-52.
- [7] 黄颖, 吕德宏. 农业保险、要素配置与农民收入[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2021, 20(2): 41-53.
- [8] 金书秦, 沈贵银, 魏珣, 等. 论农业面源污染的产生和应对[J]. 农业经济问题, 2013, 34(11): 97-102.
- [9] 金书秦, 邢晓旭. 农业面源污染的趋势研判、政策评述和对策建议[J]. 中国农业科学, 2018, 51(3): 593-600.
- [10] 赖斯芸. 非点源污染调查评估方法及其应用研究[D]. 北京: 清华大学, 2004.
- [11] 李宾, 王婷婷, 马九杰. 农业规模经营对农户化肥投入水平的影响——基于河南省 H 县的农户调查[J]. 农林经济管理学报, 2017, 16(4): 430-440.
- [12] 李士梅, 尹希文. 中国农村劳动力转移对农业全要素生产率的影响分析[J]. 农业技术经济, 2017 (9): 4-13.
- [13] 李太平, 张锋, 胡浩. 中国化肥面源污染 EKC 验证及其驱动因素[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(11): 118-123.
- [14] 李亚茹, 孙蓉. 农产品期货价格保险及其在价格机制改革中的作用[J]. 保险研究, 2017 (3): 90-102.

- [15] 李勇斌. 农业保险对农民收入影响的动态研究——基于系统 GMM 及门槛效应检验[J]. 浙江金融 2018 (4): 52-59.
- [16] 林忠辉, 陈同斌, 周立祥. 中国不同区域化肥资源利用特征与合理配置[J]. 资源科学 1998 (5): 29-34.
- [17] 刘蔚, 孙蓉. 农险财政补贴影响农户行为及种植结构的传导机制——基于保费补贴前后全国面板数据比较分析[J]. 保险研究 2016 (7): 11-24.
- [18] 卢飞, 张建清, 刘明辉. 政策性农业保险的农民增收效应研究[J]. 保险研究 2017 (12): 67-78.
- [19] 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.
- [20] 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.
- [21] 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.
- [22] 邵全权, 柏龙飞, 张孟娇. 农业保险对农户消费和效用的影响——兼论农业保险对反贫困的意义[J]. 保险研究, 2017 (10): 65-78.
- [23] 邵全权, 郭梦莹. 发展农业保险能促进农业经济增长吗? [J]. 经济学动态 2020 (2): 90-102.
- [24] 史常亮, 李赞, 朱俊峰. 劳动力转移、化肥过度使用与面源污染[J]. 中国农业大学学报 2016 21(5): 169-180.
- [25] 虞国柱, 张峭. 论我国农业保险的政策目标[J]. 保险研究 2018 (7): 7-15.
- [26] 虞国柱. 我国农业保险的发展成就、障碍与前景[J]. 保险研究 2012 (12): 21-29.
- [27] 魏金义, 祁春节. 农业技术进步与要素禀赋的耦合协调度测算[J]. 中国人口·资源与环境 2015 25(1): 90-96.
- [28] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报 2004 (5): 614-620.
- [29] 西奥多·W. 舒尔茨著. 改造传统农业[M]. 北京: 商务印书馆 2009.
- [30] 于法稳. 新时代农业绿色发展动因、核心及对策研究[J]. 中国农村经济 2018 (5): 19-34.
- [31] 张维理, 武淑霞, 冀宏杰, Kolbe H. 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.
- [32] 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.
- [33] 张伟, 黄颖, 易沛, 李长春. 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.
- [34] 张伟, 易沛, 徐静, 等. 政策性农业保险对粮食产出的激励效应[J]. 保险研究 2019 (1): 32-44.
- [35] 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.
- [36] 赵长保, 李伟毅. 美国农业保险政策新动向及其启示[J]. 农业经济问题 2014 35(6): 103-109.
- [37] 赵芝俊, 张社梅. 近 20 年中国农业技术进步贡献率的变动趋势[J]. 中国农村经济 2006 (3): 4-12 22.
- [38] 钟甫宁, 宁满秀, 邢鹏, 苗齐. 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.
- [39] 周稳海, 赵桂玲, 尹成远. 农业保险对农业生产影响效应的实证研究——基于河北省面板数据和动态差分 GMM 模型[J]. 保险研究 2015 (5): 60-68.
- [40] 诸培新, 苏敏, 颜杰. 转入农地经营规模及稳定性对农户化肥投入的影响——以江苏四县(市)水稻生产为例[J]. 南京农业大学学报(社会科学版) 2017 17(4): 85-94 158.
- [41] Baron R M, Kenny D A. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology 1987 51(6): 1173-1182.
- [42] Gelbach J B. When Do Covariates Matter? And Which Ones and How Much? [J]. Journal of Labor Economics 2016, 34(2): 509-543.
- [43] Goodwin B K, Vandever M L, Deal J L. An Empirical Analysis of Acreage Effects of Participation in the Federal Crop Insurance Program[J]. American Journal of Agricultural Economics 2004 86(4): 1058-1077.
- [44] He J, Zheng X, Rejesus R M & Yorobe J M. Moral hazard and adverse selection effects of cost-of-production crop insurance: evidence from the Philippines[J]. Australian Journal of Agricultural and Resource Economics 2019 63(1): 166-197
- [45] He J, Zheng X, Rejesus R M & Yorobe J M. Input use under cost-of-production crop insurance: Theory and evidence

- [J]. *Agricultural Economics* 2020 51(3): 343–357
- [46] Horowitz J K, Lichtenberg E. Insurance, Moral Hazard and Chemical Use in Agriculture [J]. *American Journal of Agricultural Economics* 1993 75(4): 926–935.
- [47] Mosley P, Verschoor A. Risk Attitudes and the ‘Vicious Circle of Poverty’ [J]. *European Journal of Development Research* 2005 17(1): 59–88.
- [48] 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.
- [49] Roberts M J, Osteen C, Soule M. Risk, Government Programs, and the Environment [R]. Technical Bulletin Number 1908, United States Department of Agriculture 2004
- [50] 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.
- [51] Stock J H, Yogo M. Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression [J]. NBER Technical Working Papers 0284, 2002.
- [52] Weber J G, Key N, O'Donoghue E. Does Federal Crop Insurance Make Environmental Externalities from Agriculture Worse? [J]. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists* 2016 3(3): 707–742

### The Environmental Effect and Formation Mechanisms of the Promotion of Agricultural Insurance —From the Perspective of Non-Point Source Pollution of Chemical Fertilizers in China

MA Jiu-jie, YANG Chen, CUI Heng-yu, WANG Xue

**Abstract:** Taking non-point source pollution of chemical fertilizer as an example, this paper explored the environmental protection effect of agricultural insurance. It first constructed an analytical framework of “scale-structure-technology” for the impact of agricultural insurance on non-point source pollution of chemical fertilizer. Then, based on the panel data of 31 provinces (municipalities and autonomous regions) from 2001 to 2018, this paper calculated the emission data of non-point source pollution intensity of chemical fertilizers, such as nitrogen pollution, phosphorus pollution and equal standard pollution, and made an empirical analysis by using the two-way fixed effect model and the mediation effect model. The results show that: the development of agricultural insurance helps to reduce the emission intensity of non-point source pollution of chemical fertilizers, that is, agricultural insurance has the effect of environmental protection. Agricultural insurance has a significant effect on reducing the emission intensity of non-point source pollution of chemical fertilizers in the eastern, central and western regions, but it is more significant in the eastern region, showing the effects’ regional heterogeneity. The development of agricultural insurance is conducive to the expansion of agricultural operation scale and the adjustment of crop structure, which reduces the non-point source pollution intensity of chemical fertilizer; while the development of agricultural insurance can promote the progress of agricultural technology, there is no significant mediating effect on environmental protection. Scale operation and crop restructuring have different environmental effects on the whole, namely, the scale effect accounts for 19.85%–20.20%, and the restructuring effect accounts for 10.49%–17.77%. Therefore, agricultural insurance should be regarded as an important policy tool for green transformation of agriculture, and we should continue to vigorously promote agricultural insurance, especially the pilots of high-protection agricultural insurance in major grain zones and among farmers with certain levels of scale operation. At the same time, we should develop green agricultural insurance products linked with green, environmental friendly agricultural technologies.

**Key words:** agricultural insurance; non-point source pollution; environment protection; mediating effect

[编辑: 李 慧]