

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

张哲晰¹ 穆月英¹ 侯玲玲²

摘要：本文基于黄淮海与环渤海设施蔬菜优势产区蔬菜专业村农户调查数据，在对农户农业保险投保决策机理及其生产效应进行理论分析的基础上，运用内生转换模型就农户投保对化肥投入、生产效率及家庭收入的影响进行了检验。结果表明：种植经验丰富，生产经营专业化，偏好风险将降低农户的投保概率，经历过灾害影响则会提高农户投保概率；投保后农户亩均化肥投入有所下降，并结合其他要素投入调整的共同作用降低单位面积产出，但投保引致的技术储备增加是稳定作物单产的重要力量；此外，生产风险分散所带来的农户被保险作物品种面积增加能够弥补单位面积产出下降对收入造成的抑制效应，有利于提高农户收入；保险也具有马太效应，种植规模越大的农户，投保所产生的收入提升效果越好。据此，应继续加强与完善农业保险，推动保险公平；发挥农业新型经营主体的引领示范作用；提高农业社会化服务体系建设水平。

关键词：蔬菜保险 化肥投入 生产效率 农民收入 内生转换模型

中图分类号：F325 **文献标识码：**A

一、引言

农户作为当前乃至今后一定时期内中国农业生产经营的基本单位，面临着自然、市场、社会等多方面的风险，其生产与生活充满了不确定性，特别是自然风险会直接作用于农作物生产进而影响农民生活来源，也成为农产品稳定供给与社会健康运转的最基本威胁。对此，自2004年政策性农业保险试点在全国陆续启动后，连续15个中央“一号文件”都对发展农业保险提出了指导意见。作为重要的风险管理工具，农业保险不应仅局限于对农业风险损失提供事后经济补偿，亦应成为农民增加收入的保障机制（庾国柱，2013）。理论上讲，农业保险能够通过改变农民的收入预期而影响其要

*本研究得到国家自然科学基金项目《空间均衡视角下蔬菜跨区域供给、地区结构及供给效应研究》（项目号：71773121）、现代农业产业技术体系北京市果类蔬菜产业创新团队项目（项目号：BAIC01-2018）以及国家重点研发计划项目《粮食作物丰产增效资源配置机理与种植模式优化——粮食主产区作物种植模式资源效率与生态经济评价》（项目号：2016YFD0300210）的资助。本文通讯作者：穆月英。

素配置与生产行为，即对从要素投入到产品转化为收入的整个过程产生系统性影响。因此，系统把握农业保险对中国农业生产各环节的影响，有助于检验农业保险的“造血”作用机理，为发展农业保险决策提供参考。

农业生产最基础的环节是要素投入，而作为作物的“粮食”，化肥对作物产量发挥着关键作用。当前中国化肥实际施用量已经超过经济意义上（张复宏等，2017）与技术意义上（刘苹等，2014）的最优施用量，这不仅与农户在技术储备与劳动投入方面存在限制有关，而且与农户面临的风险也存在密切联系。仇焕广等（2014）的研究表明，农户风险规避会显著增加其化肥过量施用量，即农民会通过增加化肥施用量来避免潜在风险对产量的影响。由于中国自然灾害频发，农民风险规避心理造成化肥过量施用已成为不争的事实，这不仅导致资源浪费、生产成本提高，还破坏生态环境，危害农业可持续发展。因此，有效分散农户生产风险，能在一定程度上优化其要素配置，化肥等要素投入的调整将进一步影响其产出与收入水平，并对中国农产品供给与农民整体福利产生影响。总而言之，农业保险的实施如何影响生产实践，需要进行系统性的理论分析与实证检验。

在农业内部，不同部门的投入产出体系不同，保险的重点作用环节与作用效果也会有所差异，但总体而言，农业保险对农户的收入预期及行为的影响具有一致性。在中国，蔬菜就播种面积和产量而言是仅次于粮食的第二大作物。在市场需求引导与政府推动的共同作用下，主产地设施蔬菜保险（以下简称为“蔬菜保险”）的覆盖品种与业务范围逐步扩大。蔬菜保险以自然灾害为保险责任，以设施蔬菜生产的物化成本为保险标的，在投保农户受灾后按损失价值的一定比例对其进行现金补偿，以稳定其收入，并确保其尽快恢复简单再生产的能力。设施蔬菜具有资本密集特征，对自然环境影响较大，而投保农户在风险条件下预期收益的改变将影响其生产投入，继而而对自然环境、农产品供给与农民收入产生重要影响，以蔬菜产业为例展开研究具有重要的现实意义。

因此，以黄淮海与环渤海设施蔬菜优势产区设施蔬菜种植户为研究对象，本文对农户投保后要素重新配置情况即生产效应进行检验，即系统分析投保对化肥投入、生产效率以及家庭收入的影响。

二、文献评述

农户的风险应对机制分为非正规和正规两大类。其中，非正规风险应对机制包括多元化种植、预防性储蓄、加入社会网络等，又可进一步分为事前和事后两类（Kisakalwayo and Obi, 2012）；正规风险应对机制则指专门应对风险的正式制度安排，主要包括现代社会保障制度和保险制度（王阳、漆雁斌，2010）。农户风险应对机制的选择受到农户人力资本、金融资本、社会资本、物质资本、自然资本等多方面因素的影响（Ben-Houassa and Kouamé, 2010；赵雪雁等，2015）。尽管农户在选择非正规风险应对机制时受到的外部约束更少，能更最大限度地发挥主观能动性，但事前风险应对机制会削弱农户的生产专业化程度、延缓新技术采纳、降低生产效率与收入，事后风险应对机制存在着社会网络规模有限及信息不对称等问题（马小勇，2006；王阳、漆雁斌，2010）。正规风险应对机制则通过缓解农户在生产过程中的经济约束，优化农户要素配置，激发农户对新技术与市场机会的热情，使其获得更高的收益，逐步成为近年来农民的优先选择。然而，正规风险应对机制对农户的资

信状况要求较高，导致大农户比小农户有更多的机会采取正规机制来避险，小农户限于低水平的风险应对能力，其收益难以得到有效保障(Stefan and Pramila, 1996; Rosenzweig and Binswanger, 1993)。

在农业保险对农户生产的影响效应方面，既有研究分别从生产经营的各环节出发开展了大量探索，但由于农户农业生产自然社会条件、农业保险条款以及农户个体特征等方面的差异，尚未取得一致性的结论。在农业保险对农户化肥投入的影响方面：Horowitz and Lichtenberg (1993) 利用多元线性模型基于美国农场调查数据研究得出，投保农场会比非投保农场更倾向于从事风险作物生产，且每英亩化肥投入比非投保农场显著高出 19%。钟甫宁等 (2006) 运用联立方程组模型关于中国新疆棉花种植农户农业保险投保行为及其对农用化学品投入影响的研究得出了相似的结论。但 Smith and Goodwin (1996) 运用联立方程组模型基于美国农场调查数据的研究表明，由于道德风险的存在，农户投保反而会降低其化肥投入。在农业保险对农户农业产出水平的影响方面：Pantziros and Fousekis (2015) 的理论研究表明，作为理性的风险规避主体，农户在风险条件下会考虑生产的完全边际成本，即生产的边际成本与风险成本，进而会降低产出。这意味着，风险的降低会促使农户调整投入结构继而提高生产效率与产出水平。部分实证研究印证了上述观点(例如 Hazell, 2010; Barry et al., 2013; 周稳海等, 2015)。然而，亦有部分学者得到相反的结论。Quiggin et al. (1993) 运用多元线性模型基于美国 535 个粮食种植农场的研究得出，投保的农场比具有类似可观察特征的未投保农场更频繁地降低产量，并且长期来看，道德风险和逆向选择问题将交织在一起，使投保对农场产出的影响情况更加复杂。张跃华等 (2006) 和袁辉、谭迪 (2017) 分别对上海微观农户调查数据与湖北省市级面板数据的展开回归分析发现，农业保险对农作物产量的影响不显著，并且随着保障水平的提高产出不断下降，表明投保农户存在严重的道德风险。最后，在农业保险对农户效用与收入的影响方面，大部分学者认为，农业保险有着明显的增效增收作用(王克等, 2014; 徐斌、孙蓉, 2016; 付小鹏、梁平, 2017; 张伟等, 2017)。但亦有研究表明，随着农业生产水平的提高，农业保险的促进作用逐步降低，并呈现出随时间推移变缓的趋势(代宁、陶建平, 2017; 卢飞等, 2017); 同时，由投保带来的作物产量增加，可能使供给曲线右移，导致需求弹性较小的农产品由于产出增加引致价格大幅降低，造成“增产不增收”的后果(王向楠, 2011; 祝仲坤、陶建平, 2015)。

关于农户农业保险投保行为及其对生产的影响效应的研究取得了一定的成果，为本文研究提供了借鉴和启示，但仍存在三个方面的局限。首先，在研究内容上，大部分研究往往单独对农户投保意愿或投保对农户要素投入、产品产出以及收入的影响进行分析。但农户投保及其影响是一个连贯、环环相扣的过程，对各环节片面性的研究不利于对农业保险功能发挥的作用途径、作用效果及存在问题进行全面掌控。其次，在研究方法上，现有研究主要运用极大似然估计方法、最小二乘估计方法、固定效应估计方法、工具变量方法、广义矩估计方法等分别对农户农业保险投保行为模型(Logit、Probit 模型)和农户投保效应评估模型(动(静)态面板数据模型、时间序列模型)进行估计。但是，农户投保行为与其要素配置、生产效率或收入之间可能存在“同时决策”，或者受到共同的不可观测因素的影响，例如农户自身的管理能力与技术水平、农户间存在的无形的社会关系网络等，将农户投保行为模型及其效应模型分开估计可能会由于内生性问题导致结论不准确。Smith and

Goodwin (1996)、钟甫宁等 (2006) 尽管对农户投保行为及其对农用化学品施用的影响进行了联合估计, 但并未考虑农户间的异质性, 也未评估农户投保对农用化学品施用的反事实效应, 因而其结论缺乏针对性与预测性。最后, 研究对象主要集中在粮食种植业与畜牧业。中国是世界第一大蔬菜生产国、消费国与出口国。开展农业保险对蔬菜生产影响的研究, 不仅对中国“三农”发展, 甚至对世界市场蔬菜的稳定供应都具有重要意义。

鉴于此, 本文基于中国黄淮海与环渤海设施蔬菜优势产区设施蔬菜种植户微观数据, 运用内生转换模型, 将农户投保行为方程分别与农户化肥投入、生产效率、家庭收入方程联合估计, 以系统考察农户投保行为及其影响。这样做的优势在于: 能够解决“同时决策”与“自选择”问题, 允许将不可观测的偏误纳入模型以矫正样本选择偏差, 获得投保对农户生产的影响效应的无偏估计, 较之于倾向得分匹配法必须将共同影响因素全部纳入模型的严格要求更为合理; 可以分别考察投保农户与非投保农户的投保行为及其影响, 较之于处理效应模型能够更细致地分析农业保险对异质性样本的影响; 可以实现反事实分析, 比较投保农户与非投保农户各自在现实与反事实条件下化肥投入、生产效率、家庭收入的变动, 以准确评价农户投保后发生的变化。

三、理论基础与模型构建

(一) 理论基础

关于农户投保的影响因素, 农户往往根据其人力资本、金融资本、社会资本、物质资本和自然资本等决定是否投保, 影响因素包括年龄 (侯玲玲等, 2010)、受教育年限 (钟甫宁等, 2006)、风险认知以及风险规避程度 (杜鹏, 2011)、家庭人口与其他要素禀赋等 (杜鹏, 2011; Ben-Houassa and Kouamé, 2011; 赵雪雁等, 2015)。据此, 本文将性别、年龄、受教育程度、蔬菜种植年限、风险态度等户主个人特征, 家庭兼业化水平、蔬菜生产专业化水平等家庭生产特征, 以及是否遭受过自然灾害来表征的自然特征纳入农户投保行为方程中。同时, 由于在自身素质、资源禀赋、资本积累、人际关系等方面具有优势, 规模经营主体更有意愿和能力通过投保这种现代风险管理手段规避风险, 充分利用保险的经济补偿功能分散风险, 进而更充分地发挥规模经济、技术水平与管理能力等方面的优势, 优化要素配置, 获得更高的收益。

对投保后农户生产行为调整机制的分析是本文的重点。具体而言, 本文将分析农户投保后伴随风险分散与预期收益的调整, 从最基础、最核心的环节——要素配置开始, 直至产品转化为收入整个过程中发生的一系列改变。在农业可变投入要素中, 化肥是重要的组成部分, 但当前化肥投入过量不仅不利于农民增收, 反而引发了严重的环境问题, 威胁着农业可持续发展。既有研究表明, 在不存在道德风险的情况下, 与未投保相比, 农户投保会增加其风险性资本投入, 减少其非风险性资本投入, 进而提高其预期收入, 并且有利于生产专业化 (Ramaswami, 1993)。化肥被普遍认为是风险性资本 (Horowitz and Lichtenberg, 1993), 理论上讲, 农户购买保险后会提高其化肥投入量以获得更高收益。值得指出的是, 一方面, 理性农户在投保后存在道德风险问题得到了普遍认同 (Chambers, 1989; Goodwin, 1993); 另一方面, 具有风险规避心理的农户在风险分散的状态下会

更合理地施用化肥（仇焕广等，2014），且投保对农业生产成本具有挤占效应（袁辉、谭迪，2017）。因此，农户投保后其化肥投入行为并不能确定。除此之外，农户投保对家庭生产经营的其他方面也会产生影响，如对既有种植结构进行调整、在农业与非农领域重新配置劳动力、积极采用新技术等（Wu，1999；罗小锋、秦军，2012；付小鹏、梁平，2017；Yu et al.，2018）。这些由农户投保行为引致的要素配置的改变将共同作用，影响作物产量，进而影响农户家庭收入。此外，农户往往会加入专业合作社以获取农资购买、技术指导、产品销售等方面的信息和服务，这亦对其收益造成一定影响。据此，本文构建农户投保及其生产影响效应的理论框架，如图 1 所示。

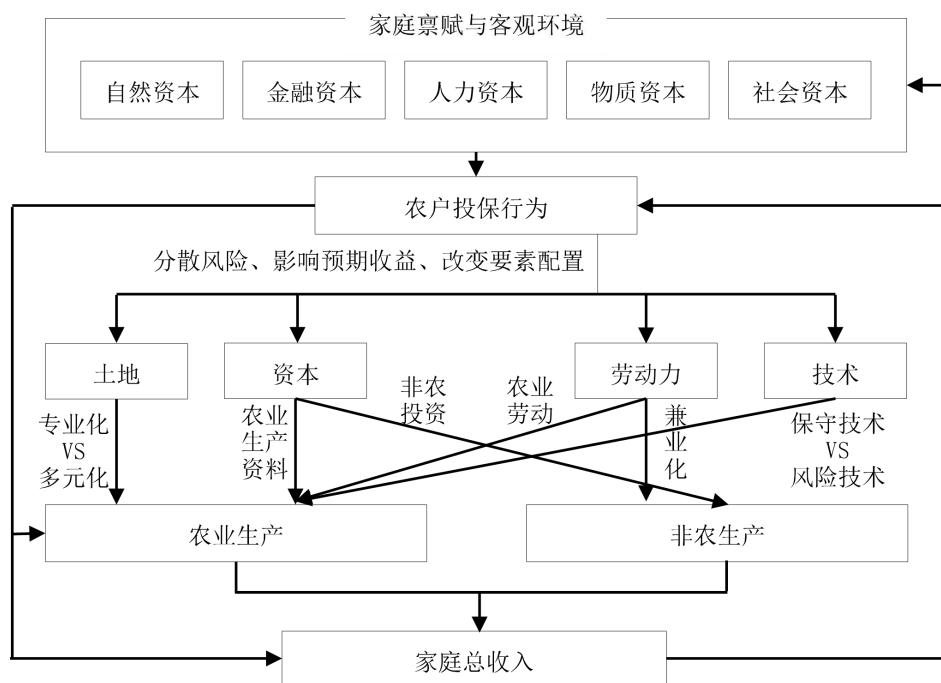


图 1 农户投保及其生产影响效应的理论框架

综上，本文提出如下假说：

H1a: 农户投保后可能会由于风险分散、道德风险与成本挤占等原因降低单位面积化肥投入；

H1b: 农户投保与土地、劳动、技术投入等要素投入调整共同作用于作物产量，改变生产效率；

H1c: 农户投保会通过要素配置调整与生产效率变动共同作用于家庭收入，带来农户家庭收入的变化；

H2a: 规模经营农户投保的可能性更大；

H2b: 规模经营农户能更好地利用农业保险来获得更大收益。

（二）模型构建

结合本文研究目的与理论分析，构建农户投保行为方程：

$$I = \alpha_0 + \alpha_1 GEN + \alpha_2 AGE + \alpha_3 EDU + \alpha_4 YEAR + \alpha_5 ATI + \alpha_6 \ln VZYH + \alpha_7 \ln NZYH + \alpha_8 WEAT + \zeta + \varepsilon \quad (1)$$

(1) 式中, I 为农户是否购买蔬菜保险; GEN 为户主性别; AGE 为户主年龄; EDU 为户主受教育年限; $YEAR$ 为户主从事蔬菜生产年限; $VZYH$ 为农户蔬菜生产专业化程度, 用农户蔬菜生产用地面积占耕地面积比例表示; $NZYH$ 为农户农业生产专业化程度, 用农户家庭农业收入与总收入之比表示; ATI 为户主风险态度; $WEAT$ 为农户是否受到过自然灾害影响; ξ 为地区虚拟变量, 用以控制地区间保险及相关差异对农户投保的影响; ε 为随机干扰项。

本文构建投保对农户生产的影响效应方程(以下简称投保的影响效应方程)。最简单的方式是将是否投保作为虚拟变量纳入亩均化肥投入、亩均蔬菜产量与家庭年总收入影响因素方程中, 用 OLS 方法估计。参考既有研究(例如钟甫宁等, 2006; 周稳海等, 2014; 徐斌、孙蓉, 2016), 本文分别构建反映农户投保对其亩均化肥投入、亩均蔬菜产量与家庭年总收入影响的方程, 分别如下:

$$\ln FER = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 \ln OFER + \beta_3 GEN + \beta_4 AGE + \beta_5 EDU + \beta_6 YEAR + \beta_7 ATI + \beta_8 \ln VZYH + \beta_9 \ln NZYH + \mu \quad (2)$$

(2) 式中, FER 为农户亩均化肥投入, $OFER$ 为农户亩均有机肥投入(含农家肥, 以下同), μ 为随机干扰项, 其他符号含义同前式。

$$\ln VY = \gamma_0 + \gamma_1 I + \gamma_2 \ln SEED + \gamma_3 \ln FER + \gamma_4 \ln OFER + \gamma_5 \ln LAB + \gamma_6 GEN + \gamma_7 AGE + \gamma_8 EDU + \gamma_9 YEAR + \gamma_{10} \ln VZYH + \gamma_{11} \ln NZYH + \gamma_{12} TECH + \gamma_{13} ATI + \omega \quad (3)$$

(3) 式中, VY 为农户亩均蔬菜产量, $SEED$ 为农户亩均种苗投入, LAB 为农户亩均劳动投入, $TECH$ 为农户增产增效型蔬菜生产技术采用数量, ω 为随机干扰项, 其他符号含义同前式。

$$\ln INC = \delta_0 + \delta_1 I + \delta_2 GEN + \delta_3 AGE + \delta_4 EDU + \delta_5 YEAR + \delta_6 \ln VY + \delta_7 FAMN + \delta_8 LAND + \delta_9 JOIN + \delta_{10} \ln VZYH + \delta_{11} \ln NZYH + \delta_{12} ATI + \nu \quad (4)$$

(4) 式中, INC 为农户家庭年总收入, $FAMN$ 为农户家庭总人数, $LAND$ 为农户耕地面积, $JOIN$ 为农户是否加入合作社, ν 为随机干扰项, 其他符号含义同前式。

需要指出的是, 如前文所述, 农户生产行为与投保行为在某种程度上存在着“同时决策”的可能, 并基于自身特征和比较优势形成“自选择”问题。为解决此类问题, Maddala (1983) 提出的内生转换模型具有较强优势。内生转换模型是一种拓展的 Heckman 选择偏差矫正方法, 放松了必须将共同影响因素全部纳入方程的假设, 可有效改善估计结果的无效、有偏问题。内生转换模型运用到本文中是将农户投保行为方程与两个投保的影响效应方程——投保组农户投保的影响效应方程和非投保组农户投保的影响效应方程联立。其估计思路为, 第一步, 运用 Logit 或 Probit 模型估计农户投保行为方程; 第二步, 转化投保的影响效应方程, 估计农户投保与未投保导致的亩均化肥投入、亩均蔬菜产量与家庭年总收入的差异。

下文以投保对农户亩均化肥投入的影响效应方程为例进行说明, 投保对亩均蔬菜产量和家庭年总收入的影响效应方程的估计过程与之相同, 不再赘述。内生转换模型将(2)式转化为(2a)式和(2b)式, 分别为投保组和非投保组的投保对亩均化肥投入的影响效应方程:

$$\ln FER_T = \beta_0 + \beta_1 \ln OFER + \beta_2 GEN + \beta_3 AGE + \beta_4 EDU + \beta_5 YEAR + \beta_6 ATI + \beta_7 \ln VZYH + \beta_8 \ln NZYH + \mu_T \quad \text{if } I=1 \quad (2a)$$

$$\ln FER_U = \beta_0 + \beta_1 \ln OFER + \beta_2 GEN + \beta_3 AGE + \beta_4 EDU + \beta_5 YEAR + \beta_6 ATI + \beta_7 \ln VZYH + \beta_8 \ln NZYH + \mu_U \quad \text{if } I=0 \quad (2b)$$

(2a) 式中的 FER_T 和 (2b) 式中的 FER_U 分别表示投保组和非投保组的亩均化肥投入。当不可观测因素同时影响农户投保行为和亩均化肥投入时，行为方程和影响效应方程的残差项存在相关关系，导致运用 OLS 估计方法获得的估计结果有偏。内生转换模型将该问题视为数据缺失问题（在现实中农户投保与非投保不能被同时观察到，即无法在某一时点上同时获取 FER_T 和 FER_U ），同时，将基于农户投保行为方程（1）式计算得到的逆米尔斯比率（ λ ）引入影响效应方程来解决这一问题。此时，投保组和非投保组的投保对亩均化肥投入的影响效应方程可分别转化为：

$$\ln FER_T = \beta_0 + \beta_1 \ln OFER + \beta_2 GEN + \beta_3 AGE + \beta_4 EDU + \beta_5 YEAR + \beta_6 ATI + \beta_7 \ln VZYH + \beta_8 \ln NZYH + \sigma_{T_e} \lambda_T + \mu_T \quad (2c)$$

$$\ln FER_U = \beta_0 + \beta_1 \ln OFER + \beta_2 GEN + \beta_3 AGE + \beta_4 EDU + \beta_5 YEAR + \beta_6 ATI + \beta_7 \ln VZYH + \beta_8 \ln NZYH + \sigma_{U_e} \lambda_U + \mu_U \quad (2d)$$

(2c) 式和 (2d) 式中， λ_T 和 λ_U 分别代表观测不到的农户的能力或者偏好带来的投保选择， $\sigma_{T_e} = \text{cov}(\mu_T, \varepsilon)$ 和 $\sigma_{U_e} = \text{cov}(\mu_U, \varepsilon)$ 表示行为方程和影响效应方程误差项的协方差，若二者在统计意义上显著，表明对于“同时决策”与“自选择”问题的解决十分有必要。经过纠正不可观测因素导致的偏差问题，(2c) 式和 (2d) 式得到的估计结果将是无偏和一致的。本文选择完全信息极大似然估计法同时对行为方程（1）式和影响效应方程（2c）式、（2d）式进行估计，较之于两步法能够改进估计效率。需要强调的是，内生转换模型允许行为方程的解释变量和影响效应方程的解释变量重叠，但为了识别，影响效应方程的解释变量中至少有一个与决策方程不同（史常亮等，2017）。

此外，本文还对农户投保的生产影响效应进行反事实分析，比较投保农户与非投保农户在现实与反事实条件下亩均化肥投入、亩均蔬菜产量、家庭年总收入之间的差异，以准确评价农户投保后发生的变化。下文仍以投保对农户亩均化肥投入的影响效应方程为例。投保组和非投保组的亩均化肥投入的条件期望可以表达为：

$$E[\ln FER_T | I=1] = \beta_0 + \beta_1 \ln OFER + \beta_2 GEN + \beta_3 AGE + \beta_4 EDU + \beta_5 YEAR + \beta_6 ATI + \beta_7 \ln VZYH + \beta_8 \ln NZYH + \sigma_{T_e} \lambda_T \quad (2e)$$

$$E[\ln FER_U | I=0] = \beta_0 + \beta_1 \ln OFER + \beta_2 GEN + \beta_3 AGE + \beta_4 EDU + \beta_5 YEAR + \beta_6 ATI + \beta_7 \ln VZYH + \beta_8 \ln NZYH + \sigma_{U_e} \lambda_U \quad (2f)$$

而投保组和非投保组的亩均化肥反事实投入的条件期望则如下两式所示：

$$E[\ln FER_U | I=1] = \beta_0 + \beta_1 \ln OFER + \beta_2 GEN + \beta_3 AGE + \beta_4 EDU + \beta_5 YEAR + \beta_6 ATI + \beta_7 \ln VZYH + \beta_8 \ln NZYH + \sigma_{U_e} \lambda_T \quad (2g)$$

$$E[\ln FER_T | I=0] = \beta_0 + \beta_1 \ln OFER + \beta_2 GEN + \beta_3 AGE + \beta_4 EDU + \beta_5 YEAR + \beta_6 ATI + \beta_7 \ln VZYH + \beta_8 \ln NZYH + \sigma_{T_u} \lambda_U \quad (2h)$$

实际投保组亩均化肥投入的平均处理效应，即处理组的平均处理效应（average treatment effect on the treated, ATT）可表示为（2e）式与（2g）式之差：

$$ATT = E[\ln FER_T | I=1] - E[\ln FER_U | I=1] = X'_T(\beta_T - \beta_U) + \lambda_T(\sigma_{T_e} - \sigma_{U_e}) \quad (2i)$$

（2i）式中，向量 X'_T 为（2a）式中的解释变量， β_T 、 β_U 分别为（2e）式和（2f）式中的参数估计结果。

而实际未投保组亩均化肥投入的平均处理效应，即非处理组的平均处理效应（average treatment effect on the untreated, ATU）可表示为（2d）式与（2f）式之差：

$$ATU = E[\ln FER_T | I=0] - E[\ln FER_U | I=0] = X'_U(\beta_T - \beta_U) + \lambda_U(\sigma_{T_e} - \sigma_{U_e}) \quad (2j)$$

（2j）式中，向量 X'_U 为（2b）式中的解释变量，其他符号含义同前式。

四、数据来源与结果解析

（一）数据来源与变量说明

本文研究所用数据来自课题组于 2017 年 4 月至 7 月间的调查。结合《全国蔬菜产业发展规划（2011-2020 年）》（国家发展和改革委员会、农业部）以及《全国设施蔬菜重点区域发展规划（2015-2020 年）》（农业部），课题组选定黄淮海与环渤海设施蔬菜优势产区中的山东、河北、北京、天津、辽宁五省（市）为调查区域。在此基础上，综合相关统计材料，课题组首先采用分层抽样方法对五省（市）蔬菜主产区进行抽样，在此基础上，对主产区中以黄瓜、番茄、青椒、茄子等大路果类蔬菜为主要生产品种的专业村及专业村中蔬菜种植户展开随机抽样。此次调研共覆盖了 20 个县（市、区）^①、59 个乡镇，80 个村，回收农户调查问卷 619 份，获得有效问卷 552 份。五省（市）在降水、温度等气候条件和风险环境上较为相似，可视作同质总体。在气象灾害方面，风灾、低温冷害、夏季高温暴雨等是当地农户蔬菜生产面临的主要威胁。据统计，2016 年五省（市）成灾面积占主要农作物播种面积之比平均为 10.90%^②。因此，蔬菜保险对于分散自然风险、平滑农民收入损失发挥着重要作用。

如表 1 所示，552 个样本中有 119 户投保，占样本总数的 21.56%，蔬菜保险覆盖率还有很大的提升空间。从农户蔬菜生产特征来看，除有机肥外，投保组的要素投入更加密集，但亩均产量小于非投保组。从户主特征来看，投保组与非投保组相似，但投保组相较于非投保组更年轻，受教育时间更长，蔬菜种植经验更少，对待风险持更开放的态度。从家庭特征来看，相较于非投保组，投保

^①调研县（市、区）包括山东的青州市和寿光市，河北的固安县和高邑县，北京的大兴区、密云区、顺义区、通州区和延庆区，天津的宁河区、武清区、静海区、西青区、蓟州区、滨海新区、宝坻区和北辰区以及辽宁的北镇市、海城市 and 凌源市。

^②数据来源：中华人民共和国农业部（编），2017：《中国农业年鉴 2016》，北京：中国农业出版社。

组家庭规模与耕地面积更大，兼业化程度较低，更加专注于蔬菜生产，经济实力更强。从自然特征来看，投保组之前遭受过自然灾害影响的比例高于非投保组。

表1 变量设置及说明

变量类别	变量名称	变量说明及单位	投保组 N=119	非投保组 N=433
生产特征	蔬菜产量	亩均蔬菜产量（公斤）	8745.62	9189.91
	种苗投入	亩均种苗投入（元）	1589.39	1433.51
	化肥投入	亩均化肥投入（元）	2036.58	1776.65
	有机肥投入	亩均有机肥投入（元）	1503.24	1638.77
	劳动投入	亩均劳动投入（工）	439.32	401.03
	新技术采用数目	农户增产增效型蔬菜生产技术采用数量（项）	6.29	5.13
户主特征	性别	户主性别。女=0，男=1	0.92	0.93
	年龄	户主年龄（岁）	51.41	51.66
	受教育年限	户主受教育年限（年）	8.76	8.61
	蔬菜种植年限	户主从事蔬菜生产的年限（年）	16.08	18.00
	风险态度	农户的风险态度：风险偏好=1，风险中性=2，风险厌恶=3	1.89	2.00
家庭特征	家庭总人数	农户家庭人口总数（人）	4.03	3.91
	耕地面积	农户耕地面积（亩）	13.78	9.70
	总收入	农户家庭年总收入（万元）	10.20	6.51
	农业生产专业化程度	农户家庭农业收入与收入之比（%）	92.67	92.40
	蔬菜生产专业化程度	农户蔬菜生产用地面积占耕地面积的比例（%）	72.83	67.28
	是否加入合作社	未加入=0，加入=1	0.39	0.39
自然特征	受到灾害影响	农户是否受到过自然灾害影响，无=0，有=1	0.78	0.66

注：增产增效型蔬菜生产技术主要包括：二氧化碳吊袋发生装置、土壤消毒、雄蜂授粉、穴盘育苗、植物生长调节剂、大棚降温剂、遮阳网、水肥一体化、地膜覆盖、抗旱品种、深耕保墒、秸秆（生物有机质）还田、免耕。

（二）投保对农户亩均化肥投入的影响效应分析

表2展示了农户投保行为方程和投保对农户亩均化肥投入的影响效应方程估计结果。其中， ρ_{T_e} 、 ρ_{U_e} ^①与联合独立似然比均通过1%统计水平的显著性检验，表明农户投保行为与其亩均化肥投入相关，有必要纠正由不可观测因素引起的样本选择偏误。

^① ρ_{T_e} 为行为方程和投保组影响效应方程误差项的相关系数， ρ_{U_e} 为行为方程和非投保组影响效应方程误差项的相关系数，任一相关系数在统计意义上显著，说明对应的样本存在“自选择”问题，不纠正此问题将造成结果有偏。此外，相关系数为正，意味着选择偏差为负，即亩均化肥投入（亩均蔬菜产量、家庭年总收入）低于平均水平的农户更可能投保，相关系数为负，意味着选择偏差为正，即亩均化肥投入（亩均蔬菜产量、家庭年总收入）高于平均水平的农户更可能投保。考虑到篇幅原因，本文不对该结果进行分析。

通过农户投保行为方程的回归结果可知，户主年龄越大、蔬菜种植年限越长、农业与蔬菜生产专业化程度越高、风险态度越向偏好倾斜，农户投保的概率越低。这是由于随着户主生产经验的增加与专业化水平的提高，防灾防损能力增强，抗风险准备更加充分，从而削弱了对保险的需求，而农户越厌恶风险，对风险造成的损失越敏感，越希望通过保险这种现代的风险管理方式稳定收入。通过投保组与非投保组投保对农户亩均化肥投入的影响效应方程估计结果可知，农户蔬菜生产专业化程度与农业生产专业化程度的提高（投保组不显著）会显著降低农户亩均化肥投入。其原因在于，一方面，农户将劳动更多地配置于生产会对化肥投入产生一定的替代（吴丽丽等，2016）；另一方面，农业与蔬菜专业化水平的提高会促进农户提升生产管理水平和提高技术效率，降低化肥无效投入。

表2 农户亩均化肥投入和投保行为的内生转换模型估计结果

变量	投保组		非投保组		投保行为	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
有机肥投入	0.097	0.131	-0.012	0.021	—	—
性别	0.384	1.063	1.180*	0.662	0.388	0.263
年龄	-0.041	0.032	-0.035**	0.016	-0.011*	0.007
受教育年限	0.054	0.142	-0.115**	0.058	-0.020	0.025
蔬菜种植年限	-0.019	0.031	-0.020	0.014	-0.012*	0.006
风险态度	-0.102	0.333	-0.153	0.143	0.122*	0.066
蔬菜生产专业化程度	-1.002***	0.336	-1.087***	0.205	-0.340***	0.076
农业生产专业化程度	-0.631	0.780	-1.567***	0.538	-0.626***	0.191
受到灾害影响	—	—	—	—	0.009	0.054
省份	—	—	—	—	已控制	已控制
常数项	10.599**	4.940	20.422***	3.003	3.770***	1.035
ρ_{T_e} 或 ρ_{U_e}	0.814***	0.110	0.997***	0.002	—	—
$\chi^2(2)$	157.020***					

注：***、**、*分别表示估计结果在1%、5%、10%的统计水平上显著。

本文关注的重点之一，是农户投保对亩均化肥投入的影响。如表3所示，投保组亩均化肥投入的平均处理效应（ATT）为-3.915（取自然对数），非投保组亩均化肥投入的平均处理效应（ATU）为-4.189（取自然对数），即加入保险后农户亩均化肥投入会显著降低，H1a得证。

表3 农户投保对亩均化肥投入处理效应的测算结果

组别	决策阶段		处理效应
	投保	不投保	
投保组	5.511 (0.080)	9.426 (0.072)	-3.915*** (0.107)
非投保组	1.087 (0.036)	5.276 (0.034)	-4.189*** (0.052)

注：***、**、*分别表示测算结果在1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内的数字为标准误。

农业保险的影响机理是，在农户参保的条件下，当自然灾害、意外事故、疫情对农户生产造成

损失后，保险公司向农户支付一定数额的资金补偿，这会通过三个渠道对农户的化肥投入行为产生影响：第一，成本的挤占。农户将支出的保费视为农业生产成本，导致其降低对化肥等其他生产资料的支出（袁辉、谭迪，2017）。第二，道德风险。农户预期投保后将获得补偿，会疏忽于对农业风险的防范，或者在灾后不作为，表现为减少生产资料投入。第三，资源重新配置。农户投保后提高了收入预期，具有风险规避心理的农户一定程度上会削弱通过高投入来减小产量与收入波动的动机，导致化肥投入下降。值得关注的是，目前农业保险仍主要集中于成本保险，并且保额有限，很多学者呼吁提高保额或创新保险产品，如收入保险。但是，保险的道德风险效应仍需要予以关注，需要加强对免赔率与分段赔付系数等方面的设计，在道德风险与保障水平之间进行权衡（王克等，2018）。

尽管从理论上讲，农户化肥投入减少会影响作物产出，但降低化肥无效投入会减轻对环境的压力。本文运用投入导向型规模报酬可变的数据包络分析模型测算了全体农户、投保组与非投保组的技术效率与化肥、有机肥投入冗余情况，结果如表4所示。总体而言，农户生产技术效率较低，投保组比非投保组技术效率高；从化肥投入冗余比例来看，投保组为48.15%，非投保组则高达52.71%；从化肥的重要替代品有机肥的投入冗余比例来看，投保组与非投保组均在45%以上，小于化肥投入冗余比例，这是农民多年耕种后有减少有机肥投入但不减少化肥投入的习惯所致（刘莘等，2014）。总而言之，当前中国农业生产仍处于粗放型阶段，农业保险的实施一定程度上有利于要素优化配置。

表4 投保组与非投保组农户技术效率及肥料投入冗余对比

组别	技术效率	化肥投入冗余		有机肥投入冗余	
		绝对量（元）	比例（%）	绝对量（元）	比例（%）
全体	0.56	218.92	51.72	211.28	48.16
投保组	0.59	199.35	48.15	210.93	46.73
非投保组	0.55	224.29	52.71	211.38	48.55

（三）投保对农户亩均蔬菜产量的影响效应分析

表5展示了农户投保行为方程和投保对农户亩均蔬菜产量的影响效应方程估计结果。其中， ρ_{U_e} 为负且通过了1%统计水平的显著性检验，联合独立似然比亦通过了5%统计水平的显著性检验，验证了选择内生转换模型的正确性。由于本文运用一步法对内生转换模型进行估计，因此，与上节相比会略有差别。由农户投保行为方程估计结果可知，受到灾害影响的农户投保概率更高，而农户蔬菜生产专业化程度提升则会提高农户投保概率，这与王步天、林乐芬（2016）和Horowitz and Lichtenberg（1993）的结论相一致。通过投保组与非投保组投保对农户亩均蔬菜产量的影响效应方程估计结果可知，部分解释变量对两组农户产量的影响不同，凸显了内生转换模型在处理异质性样本问题上的优势。对于投保组而言，提高亩均化肥与劳动投入、提升农业生产专业化程度的增产效应明显；对于非投保组而言，提高亩均种苗与劳动投入有利于增加产量。同时，对于两组农户而言，户主年龄是影响产量的重要因素。然而，有机肥投入对投保组和非投保组亩均产量分别呈显著的负向和正向影响，由表1中投保组化肥投入明显高于非投保组可知，投保组有机肥投入的增加将会导致肥力过剩而不利于产量增长。值得注意的是，对于投保组而言，新技术采用数目会显著提高其产

量，但对于非投保组而言影响并不显著。

表5 农户亩均蔬菜产量和投保行为的内生转换模型估计结果

变量	投保组		非投保组		投保决策	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
种苗投入	0.064	0.073	0.075*	0.039	—	—
化肥投入	0.043*	0.025	0.026	0.016	—	—
有机肥投入	-0.057***	0.025	0.036**	0.016	—	—
劳动投入	0.314***	0.103	0.457***	0.066	—	—
性别	-0.011	0.139	0.178	0.138	0.077	0.229
年龄	-0.014*	0.008	-0.014***	0.005	0.000	0.008
受教育年限	0.027	0.025	-0.013	0.015	0.009	0.031
蔬菜种植年限	-0.007	0.006	0.003	0.004	-0.010	0.007
蔬菜生产专业化程度	-0.021	0.103	-0.164***	0.056	0.290**	0.120
农业生产专业化程度	0.654**	0.298	-0.085	0.076	0.080	0.157
新技术采用数目	0.057*	0.031	-0.013	0.013	—	—
风险态度	0.024	0.070	-0.019	0.047	-0.090	0.089
受到灾害影响	—	—	—	—	0.352***	0.133
省份	—	—	—	—	已控制	已控制
常数项	3.977*	2.042	6.907***	0.664	-3.406***	1.036
ρ_{T_e} 或 ρ_{U_e}	-0.001	0.390	-0.593***	0.162	—	—
$\chi^2(2)$	8.450**					

注：***、**、*分别表示估计结果在1%、5%、10%的统计水平上显著。

表6展示了农户投保后行为调整对其亩产量的影响。投保组亩均蔬菜产量的平均处理效应(ATT)为0.647(取自然对数)，非投保组亩均蔬菜产量的平均处理效应(ATU)为-0.098(取自然对数)。这表明，对于投保组而言，投保后其亩产有所增加；而对于非投保组而言，投保一定程度上会降低其亩产。由此，H1b基本得证，但投保对异质性农户亩产的反向作用效果需要进一步分析。

表6 农户投保对亩均蔬菜产量处理效应的测算结果

组别	决策阶段		处理效应
	投保	不投保	
投保组	8.805 (0.042)	8.157 (0.047)	0.647*** (0.063)
非投保组	8.706 (0.022)	8.804 (0.024)	-0.098*** (0.032)

注：***、**、*分别表示测算结果在1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内的数字为标准误。

理论上讲，化肥等要素投入的增加会提高亩产，而保险的成本挤占、道德风险与资源重新配置效应会减少要素投入并降低亩产，这解释了为什么非投保组亩产会下降。但是，投保组的亩产反而有所提升，结合表5中的结果，可将其归因于保险对于农户新技术采用的支持。Ramaswami(1993)的研究表明，保险具有“降低风险”的作用，农业保险通过降低风险增强了农户信心，使他们愿意

去尝试与开发一些更富有风险性但又能提高效率的技术，如一些成本不高但增效明显的技术，或将传统技术加以组合而改造出的新技术，从而提高生产率（陈俊聪等，2016）。在本文研究调研过程中发现，对于投保组而言，采用6项增产增效型技术（见表1“注”）的农户占比最多，采用6项及以上增产增效型技术的农户占投保组的67.78%，而非投保组新技术采用数则集中在5项以下。进一步从每项新技术投保组与非投保组的平均采用率来看，保险组农户均高于非保险组农户。这意味着，保障非投保组未来的产量，增加其技术获得渠道以及提高其新技术应用水平十分重要。

（四）投保对农户家庭年总收入的影响效应分析

表7展示了农户投保行为方程和投保对农户家庭总收入的影响效应方程估计结果。其中， ρ_{U_e} 与联合独立似然比均通过了1%水平的显著性检验，验证了内生转换模型的适用性。农户投保行为方程的估计结果显示，农业生产专业化程度与蔬菜生产专业化程度越高的农户，投保概率越低。由投保组与非投保组投保对家庭年总收入的影响效应方程估计结果可知，对于投保组，户主越年轻、耕地面积越大、农业生产专业化程度越低，越有利于提高农户家庭收入；对于非投保组，户主年龄越大、家庭总人数越多、耕地面积越大、蔬菜生产专业化程度越高，对家庭的增收效果越明显。

表7 农户家庭年总收入和投保行为的内生转换模型的估计结果

变量	投保组		非投保组		投保决策	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
性别	0.179	0.240	0.841*	0.509	-0.614*	0.329
年龄	-0.018**	0.008	0.024**	0.011	-0.023***	0.008
受教育年限	0.014	0.026	0.004	0.048	0.007	0.031
蔬菜种植年限	-0.005	0.007	-0.003	0.010	0.010	0.007
蔬菜产量	0.050	0.087	0.125	0.105	—	—
家庭总人数	0.015	0.036	0.043*	0.025	—	—
耕地面积	0.011**	0.005	0.016***	0.005	—	—
是否加入合作社	0.169	0.118	0.120	0.090	—	—
蔬菜生产专业化程度	0.134	0.093	0.304**	0.134	-0.258**	0.106
农业生产专业化程度	-0.304*	0.156	0.552	0.523	-0.613*	0.315
风险态度	-0.064	0.060	-0.162	0.123	0.134	0.091
受到灾害影响	—	—	—	—	-0.060	0.062
省份	—	—	—	—	已控制	已控制
常数项	11.939***	1.390	2.349	2.913	5.587***	1.492
ρ_{T_e} 或 ρ_{U_e}	-0.071	0.068	-0.998***	0.003	—	—
$\chi^2(2)$	63.350***					

注：***、**、*分别表示估计结果在1%、5%、10%的统计水平上显著。

表8展示了投保对农户家庭的增收效应。其中，投保农户家庭总收入的平均处理效应（ATT）为2.729（取自然对数），未投保农户家庭总收入的平均处理效应（ATU）为0.166（取自然对数），表明购买蔬菜保险有利于提高农户家庭总收入，H1c得证。

表 8 农户投保对家庭年总收入处理效应的测算结果

组别	决策阶段		处理效应
	投保	不投保	
投保组	11.001 (0.043)	8.272 (0.052)	2.729*** (0.056)
非投保组	10.988 (0.014)	10.822 (0.014)	0.166*** (0.020)

注：***、**、*分别表示测算结果在 1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内的数字为标准误。

既有研究表明，投保会使农户种植品种向被保险作物品种倾斜，即被保险作物的种植面积增加，农户生产专业化水平提高，进而实现收入增加（宗国富、周文杰，2014；卢飞等，2017；代宁、陶建平，2017；付小鹏、梁平，2017）。对于投保组而言，投保带来的单位面积产量增加与被保险作物品种面积的扩大将使其获得更高的收益；而对于非投保组农户而言，尽管投保后要素投入的调整会降低单位面积产量，但生产风险的分散所带来的农户被保险作物品种面积的增加能够弥补单位面积产量下降对收入造成的抑制效应，从而稳定其收入。

为检验投保是否会拉大农户间收入差距，本文依照蔬菜生产用地面积将样本农户划分为小规模农户组（蔬菜生产用地面积在 5 亩以下）和大规模农户组（蔬菜生产用地面积在 5 亩（含）以上），并分别测算这两组农户投保对其家庭年总收入的处理效应。如表 9 所示，小规模农户组中，投保户数占总户数的 19.33%，而大规模农户组中，投保户数占总户数的 22.39%，证明了规模经营农户投保可能性更大的假说（H2a）。而从投保的家庭年总收入处理效应来看，小规模农户组和大规模农户组中投保组和非投保组家庭年总收入的平均处理效应的大小与不按照规模分组情况下的结果（见表 8）一致，大规模农户投保的收入提升效果更好，H2b 得证。

表 9 不同规模农户投保对家庭总收入处理效应的测算结果

类型	组别	决策阶段		处理效应	投保比例 (%)
		投保	不投保		
小规模农户	投保组	10.640 (0.086)	5.961 (0.058)	4.679*** (0.103)	19.33
	非投保组	10.287 (0.038)	10.215 (0.032)	0.072 (0.050)	
大规模农户	投保组	11.496 (0.063)	8.945 (0.060)	2.551*** (0.084)	22.39
	非投保组	11.779 (0.020)	11.067 (0.019)	0.712*** (0.027)	

注：***、**、*分别表示测算结果在 1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内的数字为标准误。

五、结论与政策启示

本文以黄淮海与环渤海设施蔬菜优势产区蔬菜专业村 2017 年蔬菜种植户为例，在对农户投保决策及其生产效应进行理论分析的基础上，运用内生转换模型对农户投保及其生产效应进行检验，具体考察了农户投保对要素配置、生产效率和家庭收入的影响，衡量了农业保险的要素优化配置水平，主要研究结论如下：

第一，农户投保决策受到自身禀赋与外部约束的共同影响。其中，年龄、种植年限、风险态度、

蔬菜与农业生产专业化程度、受到灾害影响会显著影响农户投保概率。种植经验丰富，生产经营专业化，偏好风险将降低农户的投保概率，同时，伴随自然灾害威胁的增强，农户有足够的动力通过投保来稳定收入。

第二，农户投保会降低亩均化肥投入。农户投保会通过成本挤占、道德风险与调整资源配置三条途径影响亩均化肥投入，在中国农业生产资料如化肥等过量投入的背景下，这意味着保险间接发挥了优化要素配置的功能。然而，对保险的道德风险效应需要予以足够的重视。

第三，农户投保会影响其要素配置导致作物单位面积产量降低，但技术储备增加是稳定作物单产的重要力量。提高农业生产中的科技含量、提升农业供给体系的质量和效率，是破解环境与产量矛盾的基本出路。

第四，投保有助于提高农户收入水平。但是，较之于小规模农户，大规模农户投保的收入提升效果更好，反之其更有能力购买保险，而这将扩大收入差距。

根据以上研究结论，得到一些政策启示。第一，继续加强与完善农业保险。充分发挥农业保险对促进要素合理配置、技术创新采用与农户生产专业化的积极作用，提高农业生产效率，增加农民收入，实现农业可持续发展。第二，发挥农业新型经营主体、新业态的引领作用，提高农业社会化服务体系建设水平。积极培育新型经营主体，发挥其在生产实践中的示范功能，大力支持农业生产性服务组织建设，形成政府主导，多元主体补充协作的技术推广新格局，提升农户的科学经营管理水平与技术效率。第三，推动保险公平，向综合实力较弱的小规模农户倾斜。注意向小规模农户宣传农业保险相关信息，提高其风险防范意识，创新保险品种，使不同经营规模的农户都可以找到合适的保险品种，提高对农民收入的整体保障水平。

参考文献

- 1.陈俊聪、王怀明、张瑾，2016：《农业保险发展与中国农业全要素生产率增长研究》，《农村经济》第3期。
- 2.代宁、陶建平，2017：《政策性农业保险对农业生产水平影响效应的实证研究——基于全国31个省份面板数据分位数回归》，《中国农业大学学报》第12期。
- 3.杜鹏，2011：《农户农业保险需求的影响因素研究——基于湖北省五县市342户农户的调查》，《农业经济问题》第11期。
- 4.付小鹏、梁平，2017：《政策性农业保险试点改变了农民多样化种植行为吗》，《农业技术经济》第9期。
- 5.侯玲玲、穆月英、曾玉珍，2010：《农业保险补贴政策及其对农户购买保险影响的实证分析》，《农业经济问题》第4期。
- 6.刘苹、李彦、江丽华、刘兆辉、高新昊、林海涛、郑福丽、石璟，2014：《施肥对蔬菜产量的影响——以寿光市设施蔬菜为例》，《应用生态学报》第6期。
- 7.卢飞、张建清、刘明辉，2017：《政策性农业保险的农民增收效应研究》，《保险研究》第12期。
- 8.罗小锋、秦军，2012：《农户生产技术应用风险的处理策略研究》，《中南民族大学学报（人文社会科学版）》第2期。

- 9.马小勇, 2006:《中国农户的风险规避行为分析——以陕西为例》,《中国软科学》第2期。
- 10.仇焕广、栾昊、李瑾、汪阳洁, 2014:《风险规避对农户化肥过量施用行为的影响》,《中国农村经济》第3期。
- 11.史常亮、栾江、朱俊峰、陈一鸣, 2017:《土地流转对农户收入增长及收入差距的影响——基于8省农户调查数据的实证分析》,《经济评论》第5期。
- 12.庾国柱, 2013:《中国政策性农业保险的发展导向——学习中央“一号文件”关于农业保险的指导意见》,《中国农村经济》第7期。
- 13.王步天、林乐芬, 2016:《政策性农业保险供给评价及影响因素——基于江苏省2300户稻麦经营主体的问卷调查》,《财经科学》第10期。
- 14.王克、何小伟、肖宇谷、张峭, 2018:《农业保险保障水平的影响因素及提升策略》,《中国农村经济》第7期。
- 15.王克、张峭、Shingo Kimura, 2014:《我国种植业保险的实施效果:基于5省份574个农户数据的模拟分析》,《保险研究》第11期。
- 16.王向楠, 2011:《农业贷款、农业保险对农业产出的影响——来自2004~2009年中国地级单位的证据》,《中国农村经济》第10期。
- 17.王阳、漆雁斌, 2010:《农户风险规避行为对农业生产经营决策影响的实证分析》,《四川农业大学学报》第3期。
- 18.吴丽丽、李谷成、周晓时, 2016:《中国粮食生产要素之间的替代关系研究——基于劳动力成本上升的背景》,《中南财经政法大学学报》第2期。
- 19.徐斌、孙蓉, 2016:《粮食安全背景下农业保险对农户生产行为的影响效应——基于粮食主产区微观数据的实证研究》,《财经科学》第6期。
- 20.袁辉、谭迪, 2017:《政策性农业保险对农业产出的影响效应分析——以湖北省为例》,《农村经济》第9期。
- 21.张复宏、宋晓丽、霍明, 2017:《果农对过量施肥的认知与测土配方施肥技术采纳行为的影响因素分析——基于山东省9个县(区、市)苹果种植户的调查》,《中国农村观察》第3期。
- 22.张伟、黄颖、易沛、李长春, 2017:《政策性农业保险的精准扶贫效应与扶贫机制设计》,《保险研究》第11期。
- 23.张跃华、史清华、顾海英, 2006:《农业保险对农民、国家的福利影响及实证研究——来自上海农业保险的证据》,《制度经济学研究》第2期。
- 24.赵雪雁、赵海莉、刘春芳, 2015:《石羊河下游农户的生计风险及应对策略——以民勤绿洲区为例》,《地理研究》第5期。
- 25.钟甫宁、宁满秀、邢鹏、苗齐, 2006:《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。
- 26.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。
- 27.周稳海、赵桂玲、尹成远, 2015:《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》,《保险研究》第5期。
- 28.祝仲坤、陶建平, 2015:《农业保险对农户收入的影响机理及经验研究》,《农村经济》第2期。
- 29.宗国富、周文杰, 2014:《农业保险对农户生产行为影响研究》,《保险研究》第4期。

30. Rosenzweig, M. R., H. P. Binswanger, 1993, "Wealth, Weather Risk and the Composition and Profitability of Agricultural Investments", *Economic Journal*, 103(416): 56-78.
31. Barry, P. J., K. J. Collins, and J. W. Glauber, 2013, "Crop Insurance, Disaster Assistance, and the Role of the Federal Government in Providing Catastrophic Risk Protection", *Agricultural Finance Review*, 62(2): 81-101.
32. Ben-Houassa, and E., Kouamé, 2010, "Risk, Risk Aversion and Choice of Risk Management Strategies by Cocoa Farmers in Western Cote D'ivoire", in Sulewski, P, and A, Kłoczkogajewska (eds.) *Farmers' risk perception, risk aversion and strategies to cope with production risk: an empirical study from Poland*, Studies in Agricultural Economics, 116(3):140-147.
33. Chambers, R. G., 1989, "Insurability and Moral Hazard in Agricultural Insurance Markets", *American Journal of Agricultural Economics*, 71(3): 604-616.
34. Goodwin, B. K., 1993, "An Empirical Analysis of the Demand for Multiple Peril Crop Insurance", *American Journal of Agricultural Economics*, 75(2): 425-434.
35. Hazell, P. B. R., 2010, "The Appropriate Role of Agricultural Insurance in Developing Countries", *Journal of International Development*, 4(6): 567-581.
36. Horowitz, J. K., and E. Lichtenberg, 1993, "Insurance, Moral Hazard, and Chemical Use in Agriculture", *American Journal of Agricultural Economics*, 75(4): 926-935.
37. Kisakalwayo, M., and A. Obi, 2012, "Risk Perceptions and Management Strategies by Smallholder Farmers in KwaZulu-Natal Province, South Africa", *American Journal of Nursing*, 112(3): 28-39.
38. Maddala, G. S., 1983, *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge England Cambridge University Press.
39. Quiggin, J. C., 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.
40. Ramaswami, B., 1993, "Supply Response to Agricultural Insurance: Risk Reduction and Moral Hazard Effects", *American Journal of Agricultural Economics*, 75(4): 914-925.
41. 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.
42. Stefan, D., and K. Pramila, 1996, "Income Portfolios in Rural Ethiopia and Tanzania: Choices and Constraints". *Journal of Development Studies*, 32(6): 850-875.
43. Wu, J. J., 1999, "Crop Insurance, Acreage Decisions, and Nonpoint-source Pollution", *American Journal of Agricultural Economics*, 81(2): 305-320.
44. Yu, J., A. Smith, and A. D. Sumner, 2018, "Effects of Crop Insurance Premium Subsidies on Crop Acreage", *American Journal of Agricultural Economics*, 100(1): 91-114.
45. Pantzios, C, and P. Fousekis, 2015, "Output Price Risk and Productivity Growth in Greek Agriculture".

Spoudai,50(3-4):106-124.

(作者单位: ¹ 中国农业大学经济管理学院;

² 北京大学现代农学院)

(责任编辑: 曙光)

Does Participation in Agricultural Insurance Optimize Factor Allocation? An Analysis of Endogenous Farmers' Insurance Decision-making and Its Effect on Production

Zhang Zhexi Mu Yueying Hou Lingling

Abstract: Based on household survey data from specialized vegetable production villages in the main vegetable production areas of Huang-Huai-Hai and Bohai Rim, this article discusses farmers' decision-making mechanism of agricultural insurance purchase and its effect on production. The study uses an endogenous switching regression model to test the allocation of resources, production efficiency and family income changes caused by agricultural insurance. Abundant plantation experience, specialization in production and preference for risk taking can reduce the probability of participating in the insurance, while prior disaster experience can increase the probability. The insured farmers tend to reduce the input of fertilizer. Simultaneously, the output also appears to decrease because of the adjustment of other production resources. However, the increase in technical reserves induced by insurance purchase is an important force for stabilizing crop yields. Besides, the diversification of production risks can increase farmers' acreage and make up for the impact of the declining output on income, which is beneficial to raising farmers' income. It is noteworthy that farmers' family income has a "Matthew Effect", where the larger the scale of insured farmers, the more benefit they gain from agricultural insurance. Based on the results, the study proposes to continue to strengthen and improve agricultural insurance policies, promote insurance fairness, encourage new agricultural business entities to play an exemplary role, and enhance the level of agricultural social service provision.

Key Words: Vegetable Insurance; Fertilizer Input; Production Efficiency; Farmer's Income; Endogenous Switching Regression Model