

农业保险促进了土地流转吗?

——基于华中三省的实证分析

◆ 梁超 贺娟 陶建平

(华中农业大学经济管理学院 武汉 430070)

摘要:农村土地“三权分置”虽然为土地流转提供了制度保障,但农业经营规模的扩大仍会带来各类风险。农业保险能在一定程度上降低投保农户的风险损失,因此可能会对农户的土地流转行为产生影响。本文基于华中三省1 045名从事农作物生产农户的调研数据,探究农业保险对土地流转行为的影响。研究发现,虽然流入土地的农户会有更大的可能性参保,但农业保险并没有促进土地流转,推测是因为农业保险保障水平较低,不足以促进一般农户扩大经营规模。异质性分析指出,农业保险确实促进了高收入农户的经营规模扩大。本研究结果表明低保障水平的农业保险虽然满足了规模经营农户的风险保障需求,但对土地流入和规模扩大的促进作用仍然有限。

关键词:农业保险;土地流转;规模经营;农业现代化

DOI: 10.13856/j.cn11-1097/s.2022.01.008

1 引言

2014年中央实施的农村土地“三权分置”改革给农业经营主体带来了稳定的权利保障,土地流转活动变得更加积极。这项改革因此促进了土地资源整合、农业规模化经营,以及农业生产效率的提高。截至2018年年底,全国家庭承包耕地流转面积5.39亿亩^{①②},流转面积占家庭承包经营耕地面积的比例超过37%^③,一些沿海地区的流转比例达到50%。“三权分置”改革虽然为农村土地流转提供了制度保障,推动了农村土地流转,但更大规模的农业生产仍面临各类风险,例如洪涝干旱等自然灾害、农资成本上涨以及农产品市场价格波动等。如果规模化经营的风险能被降低,“三权分置”制度便可以更大程度上释放农村土地活力、促进农村土地流转,以及实现农业规模化经营的目标。

收稿日期:2021-05-21。

作者简介:梁超(1995—),男,湖北武汉人,硕士研究生,研究方向:农村金融与保险,E-mail:15337273296@163.com;陶建平(1964—),男,湖北麻城人,教授,博士,研究方向:农村金融与保险,E-mail:jptao@mail.hzau.edu.cn。

通信作者:贺娟(1987—),女,湖南长沙人,副教授,博士,研究方向:农业保险,E-mail:Hejuan@mail.hzau.edu.cn。

① 1亩=1/15公顷。

② 数据来源:关于政协十三届全国委员会第二次会议第0815号提案答复的函。

③ 数据来源:对十三届全国人大二次会议第6227号建议的答复。

农业保险为参保农户提供风险损失赔偿,能降低农户种植规模扩大后面临的风险,因而可能会对农户的土地流转行为产生影响。在财政政策支持下,中国农业保险项目发展迅猛。在 2020 年,中国已成为全球最大的农业保险市场。农业保险保费收入从 2007 年的 51.8 亿元增加到 2020 年的 814.93 亿元,并且 2020 年为 1.89 亿户次农户提供风险保障 4.13 万亿元^①。由此可见,中国农业保险在保障农户风险损失方面确实发挥了一定的作用。有鉴于此,本文探究农业保险能否通过提供的风险保障服务促进农户土地流转,研究结果将对中国农业保险的发展和土地政策的制定提供实践参考。

2 文献综述

2.1 土地流转的影响因素文献综述

土地流转是近年来学者们重点关注的话题,该领域的文献主要从以下几个角度探究了土地流转行为发生的影响因素。其一,有学者从农户的年龄、教育、收入等个人特征角度展开探究。例如,何欣等发现年龄对土地转入呈倒 U 形影响,并且受教育程度较高的农民流入土地可能性较小^[1]。许恒周和郭忠兴^[2]、王亚运等^[3]的研究证实了非农收入比高的农民倾向于流转土地。其二,也有学者从人力资本的角度研究土地流转的影响因素。例如,朱建军等^[4]和苏岚岚等^[5]发现金融素养、金融知识对农户农地转出、转入或流转规模具有显著的正向影响;而郑沃林等发现人力资本较高的农户倾向于流出土地^[6]。其三,也有文献从心理因素角度研究土地流转的影响因素。例如,王倩等发现风险规避态度对农户转入决策及转入规模有显著负向影响,而对农地转出决策及转出地占比有显著正向影响^[7]。其四,还有学者从中国农地制度或补贴等政策角度研究土地流转的影响因素。例如,刘玥汐和许恒周^[8]、李静^[9]、林文声等^[10]研究证实了农地确权政策对农地流转具有显著的正向影响;而蔡洁和夏显力^[11]、冯华超和钟涨宝^[12]发现农地确权对农户参与农地流转有一定的抑制作用;冀县卿等^[13]、吴方卫和康姣姣^[14]发现农业补贴有助于促进土地流转。其五,也有文献从社会和市场角度研究土地流转的影响因素。例如,洪名勇和何玉凤^[15]、方航和陈前恒^[16]发现在社会规范下的内生互动显著正向影响农户土地转出;许庆等^[17]、徐晶和张正峰^[18]、万晶晶和钟涨宝^[19]研究发现劳动力外出务工显著促进农地流出;而高佳和宋戈认为劳动力转移规模超过 0.3 时才会促进农地流出^[20]。

2.2 农业保险与土地利用文献综述

对于农业保险与土地利用之间的关系,现有文献主要以发达国家为背景展开研究。例如,Wu 的研究显示参与玉米保险能够大幅增加玉米的种植面积占比,鼓励种植户开垦曾经被认为没有价值的土地^[21]。Young 等研究发现如果不提供农业保险,耕种面积比例最大的农作物种植面积将减少 0.4%^[22]。也有研究发现农业保险会扩大投保作物的种植面积^[23-24]。在理论机制上,Yu 等建立数理模型,证明农业保险补贴对作物种植面积存在直接利润效应和间接覆盖效应^[25]。

这些研究将农业保险与参保作物面积进行动态联系,发现农业保险会扩大参保作物种植面积(如调整作物间种植比例、开垦未使用的荒地等),但并没有直接研究农业保险对土地流转的影响。在中国的“三权分置”改革背景下,农业保险能够为流转土地的农户提供风险保障,降低经营风险,可能会影响农户的土地流转。因而本文以此为研究方向,探究中国政策性农业保险对土地流转的影响,丰富土地流转的影响因素,补充农业保险和土地利用关系的文献。

3 理论分析框架

一般来说,规模效应作用下单位投入成本的下降和预期利润的增加,会促进农户流入土地或扩大种植规模。并且,因为随着务农利润总水平的增加,利润的边际效用会呈现递减的趋势,所以农户通常具有风险厌恶的特征。因此当农户考虑是否流入土地时,会由于缺少规模种植经验、未来市场价格的不确定性或担心自

① 数据来源:银保监会,2020 年我国跃居全球最大农险市场。

然灾害等因素,使扩大种植规模的预期效用变小,从而流入土地的可能性也会随之下降。然而,当农户在有了农业保险的保障之后,会降低对风险损失的担心,更看重增加规模种植的利润,因此,在这种情况下转入土地的可能性将增大。

虽然在参保后,农户的预期利润增加并且扩大种植规模的可能性变大,但是选择参保仍需投入成本,即保费。若是农业保险提供的保障水平足够高,或保费费率较低,流入土地的农户在支出更多的保费总额后,依然能获得更大的预期效用,因此农户在这种农业保险的保障下,会愿意扩大种植规模。若是农业保险提供的保障水平较低,或保费费率较高,考虑流入土地的农户便没有参保的动机,因此,流入土地的动机也因为没有足够的风险保障而减弱。

类似的,对于考虑转出土地的农户来说,如果农业保险价格合理并提供了足够的风险保障,那么因为预期利润得到保障,转出土地的动机便会下降。反之,如果农业保险价格过高并且风险保障不足,这类农户便不会选择参保,转出土地的可能性不变。综上所述,如果风险保障程度足够高,农业保险会增强农户流入土地和扩大种植规模的动机;反之,如果农业保险风险保障程度不足,农业保险则不会促进农户流入土地和扩大种植规模^①。

在农业保险初步发展阶段和快速拓展阶段(2007—2016年),中国农业保险以“广覆盖,低保障”为推广原则^[26],一些学者指出保障水平不足一直是中国农业保险的短板^[27-28]。因此,根据前文分析可以推测农业保险对土地流转行为的影响可能较为有限。以2018年湖北省水稻种植保险为例,虽然水稻种植保险是中国主要推广的主要粮食作物保险之一,但水稻种植保险每亩最高赔付仅400元^②,尚无法覆盖种植水稻投入的现金成本649.61元,更不及种植总成本(包括现金和实物成本)1223.64元的一半^③。因此,本文通过实证分析检验在中国农业保险运行的背景下,农业保险是否促进了土地流入、扩大了经营规模。

4 实证分析

4.1 估测模型

4.1.1 农业保险对土地转入和转出行为的影响

农户是否发生土地流入或流出均为二元变量,故本文选择Probit模型分析投保农户在2014—2018年的土地流转行为,模型设定如下:

$$P_r(D=1|x_i)=\Phi(\beta_0+\beta_1\text{农业保险}+\beta_2X_i) \quad (1)$$

式(1)中,被解释变量“ $D=1$ ”表示农户在2014—2018年发生了土地流入、流出或净流入,“ $D=0$ ”表示农户在2014—2018年没有发生土地流入、流出或净流入。 β_0 为常数项。 β_1 为核心解释变量的影响系数,代表参保农业保险对农户发生土地流转行为概率的影响程度。 β_2 为控制变量的影响系数。 $\Phi(\cdot)$ 表示标准正态累积分布函数。以上Probit模型的参数用极大似然估计法估测。

因变量是2014—2018年土地流转的情况。因为在2014年中央推出土地“三权分置”改革之后,土地流转开始变得活跃。不选择某一年的土地流转情况是因为一年间土地流转发生率在样本中较低^④。并且农户有了流转意愿后,需要等待时机成熟才会流转土地,所以选择一段时期更能真实地反映农户的土地流转情况。

核心解释变量为2014—2018年是否购买过农业保险与土地流转时期对应。农业保险从2007年开始在全国推广,2014年时玉米和水稻承保覆盖率近70%,小麦承保覆盖率近50%,农业保险已覆盖全国所有省

① 这种影响类似Yu等(2018)研究中的直接利润效应^[25]。因为中国农业保险暂不提供不同保障水平的选项,因此不存在Yu等(2018)研究中的间接覆盖效应。

② 数据来源:湖北省农业农村厅。

③ 数据来源:全国农产品成本收益资料汇编2019。

④ 2014—2018年流转样本占总样本的比例分别为3.16%、2.39%、4.88%、3.73%和5.84%。

份^①。并且在《农业保险条例》颁布后,中国银行业监督管理委员会加大了农业保险的宣传力度^②。农民即便没有参保,也听说过农业保险。因此,这里用 2014—2018 年的参保行为代表对农业保险有真实需求的群体。具体的农业保险购买决策会根据农户当年面临的风险状况而定。即便农户某一年没有买保险,但只要有参保意愿,在预期风险较高的年份也会选择参保,因而这也会改变这一时期农户的土地流转行为^③。控制变量 X 包括年龄、受教育程度、职业、务工时间、家庭总收入、家庭人数、农业收入占总收入比重、耕地面积、机械化生产、主粮作物。

4.1.2 农业保险对土地流转面积的影响

流转行为的发生与否并不能全面反映土地流转的情况,因此本文的另一个研究目标是探究参与农业保险对土地流转规模的影响。流转规模用土地流入面积、土地流出面积表示。若农户没有发生土地流入或土地流出行为,则流入面积或流出面积为 0,因此样本中的流入面积或流出面积在 0 处截断,故选择 Tobit 模型检验农户在 2014—2018 年的土地流转规模,模型设定如下:

$$Y^* = \alpha_0 + \alpha_1 \text{农业保险} + \alpha_2 X_i + \varepsilon$$

$$Y^* = \begin{cases} 0 & \text{if } Y \leq 0 \\ Y & \text{if } Y > 0 \end{cases} \quad (2)$$

式(2)中, Y^* 为潜变量,代表土地流入面积、土地流出面积或土地净流入面积(总流入减去总流出的面积)。 α_0 为常数项。 α_1 为核心解释变量的影响系数,代表参保农业保险对农户土地流转面积的影响程度。 α_2 为控制变量的影响系数。若变量 $Y > 0$,则 $Y^* = Y$;若变量 $Y \leq 0$,则 $Y^* = 0$ 。误差项 ε 服从标准正态分布, $\varepsilon \sim N(0, \delta^2 I)$ 。

4.2 因果识别策略

对以上模型进行普通回归时会存在内生性偏误。一方面,主要的内生性问题来源于反向因果,即虽然农业保险可能会使农户在获得风险保障后流入土地,扩大生产经营规模,但生产经营规模的扩大也会使农户更可能参与农业保险。另一方面,可能存在遗漏变量的问题,即在回归方程中遗漏了某些影响农户发生土地流转的变量。例如,务农能力强或务农意愿高的农户更有可能扩大生产经营规模,并且同时倾向于参与农业保险。因此,遗漏这类变量会使农业保险对土地流入影响的估计结果被高估。

本文采用工具变量法解决上文提到的内生性问题。选取身边亲朋参保人数和同村其他农户参保均值作为农户参与农业保险的工具变量。选取上述两个变量是因为农户参保会受到他人影响,农户身边参保人数多,或同村农业保险覆盖率高都会增加农户参保的可能性,而他人的参保行为又与农户自身的土地流转行为没有直接关系。因此,这两个变量满足工具变量的相关性和外生性条件。

4.3 数据来源

本文使用的数据来源于 2019 年 7 月华中地区农村固定观察点的调研数据。固定观测点建立之初的选取方法是结合了分层抽样和随机抽样。依据反映乡镇人口、土地面积、经济与农业产出四个方面情况的指标,采用 k-means 聚类法,将河南、湖北和湖南三省所辖全部县级行政单位通过聚类分析分为 6 个聚类,在各聚类中选择 1 个县(市),在每个县(市)选择 3 个乡镇,再从每个乡镇选出 2 个村庄,共计 108 个村庄。农地经营面积大于 30 亩的农户占抽样农户的三成比例,按照这一标准,使用分层随机抽样,每个村抽取 10 名从事农作物生产的农户。抽样农户均为家庭中农业生产的主要决策者。在能够获得农户电子名单的情况下,采

① 资料来源:对十二届全国人大三次会议第 3803 号建议的答复。

② 资料来源:中国保监会关于进一步贯彻落实《农业保险条例》做好农业保险工作的通知。

③ 若有农户在 2014 年进行土地流转,并在 2015 年参加农业保险,这也不影响实证设计。原因是这种情况的发生有两种可能。第一种可能是因为农民虽然开始时并未参保,但事先知道农业保险的风险保障功能,因此,农户认识到流入土地后的经营风险能得到保障,便会更愿意流入土地。因此,参保的可能性便推动了土地的流转。第二种可能性是农户确实是在土地流转之后才认为有参保的必要。这是本文用工具变量法解决的反向因果偏差。

用生成随机数的方法进行抽样；在不能获得农户电子名单的情况下，采用纸质名单等距抽样^①。

根据本文要研究的话题，本次调研设计的问题为“您家 2018 年经营的转入土地是分几次转入的，分别在什么时候转入？”“您家转出的土地是分几次转出的，分别在什么时候转出？”“您买过农业保险吗？如果买过，最近一次买农业保险是什么时候？”。本文被解释变量和核心解释变量数据选择 2014—2018 年时间截面数据。表 1 给出了本文实证分析中用到变量的描述性统计。剔除家庭总收入为负、农业收入缺失、经营耕地总面积小于或等于 0 和种植作物信息缺失的样本，共计 1 045 份农户数据。

2014—2018 年，有 20% 的农户发生过土地流入，土地流入面积平均为 9.91 亩；有 8% 的农户发生过土地流出，土地流出面积平均为 0.47 亩。样本中有 35% 的农户购买农业保险。农户平均年龄为 55.58 岁，平均受教育程度为 7.16 年（中学），97% 的农户主要在务农，平均一年在外务工 2.26 个月。农户家庭一年总收入约为 5.70 万元，接近一半（48%）为农业收入，农户家庭人数均值为 4.41。农户平均耕地面积约为 11.04 亩，有 74% 的农户使用机械耕地，有 77% 的农户种植主粮作物。

表 1 描述性统计

变量名称	变量说明	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
流入行为	如果流入土地为 1，其他为 0	1 045	0.20	0.400	0	1
流入面积	土地流入总面积/亩	1 045	9.91	47.960	0	800
流出行为	如果土地流出为 1，其他为 0	1 045	0.08	0.271	0	1
流出面积	土地流出总面积/亩	1 045	0.47	3.829	0	87
是否扩大规模	土地流入面积大于土地流出面积为 1，其他为 0	1 045	0.20	0.398	0	1
净流入面积	净流入总面积/亩	1 045	9.26	47.671	0	800
核心解释变量						
农业保险	2014—2018 年参保过为 1，其他为 0	1 045	0.35	0.477	0	1
控制变量						
农户特征						
年龄	年龄/岁	1 045	55.58	9.615	21	84
受教育程度	教育年限/年	1 045	7.16	3.100	0	16
职业	务农为 1，其他为 0	1 045	0.97	0.180	0	1
务工时间	在外务工月数/月	1 045	2.26	3.966	0	12
家庭特征						
家庭总收入	总收入/万元	1 045	5.70	10.688	0	200
农业收入占比	农业收入占总收入比	1 045	0.48	0.414	0	1
家庭人数	家庭人数/人	1 045	4.41	1.964	1	18
生产特征						
耕地面积	自家经营耕地面积/亩	1 045	11.04	32.464	0.2	810
机械化生产	机械整地为 1，其他为 0	1 045	0.74	0.436	0	1
主粮作物	主粮作物为 1，其他为 0	1 045	0.77	0.759	0	1
工具变量						
亲朋参保数	亲朋参保人数，大于等于 10 人记为 10	1 045	2.44	3.997	0	10
参保均值	同村其他农户是否参保均值	1 045	0.36	0.298	0	1

① 具体抽样细节见 http://mari.hzau.edu.cn/big_data/sampling.htm。

5 实证结果

5.1 农业保险对土地流入的影响

对前述式(1)和式(2)的基准回归结果如表2列(1)和列(2)所示。列(1)结果表明,农户购买农业保险和流入土地行为呈正相关。列(2)结果表明,农户购买农业保险与土地流入面积呈显著正相关,表明流入土地较多的农户购买了农业保险。这一结果表明农业保险满足了农户扩大土地规模的风险保障需求。

使用工具变量后的估测结果如表2列(3)和列(4)所示。工具变量法的一阶段结果拒绝弱工具变量的假设,并且过度识别检验证实了工具变量的外生性。结果显示农业保险并没有显著影响农户土地流入行为和流入面积,即农业保险没有影响农户的土地流转。

正如前文理论分析部分所推测,当前农业保险的保障水平较低,远不及农产品种植的总成本。因此,在农业保险实际赔付标准较低的情况下,农业保险未能促进农户流入土地和扩大种植规模。由于务农能力强或务农意愿高的农户倾向于参加农业保险并流入土地,因而导致农业保险与农户的土地流入面积呈正相关,这说明农业保险满足了务农能力强或务农意愿高的农户的风险保障需求,但并没有促进土地流转。

由此可见,没有考虑到内生性问题的估测结果高估了农业保险对农户流入土地的影响。虽然,正相关性表明农业保险满足了有流入土地意愿农户的风险保障需求,但因果关系的缺失表明当前农业保险实际赔付标准较低还不足以促进土地流入行为。

表2 农业保险对土地流入的影响

变量名称	(1) probit 流入行为	(2) tobit 流入面积	(3) ivprobit 流入行为	(4) ivtobit 流入面积
农业保险	0.120 0 (0.099 0)	24.950 0*** (9.651 0)	-0.064 3 (0.147 0)	5.250 0 (14.190 0)
年龄	-0.013 7*** (0.005 1)	-1.258 0** (0.514 0)	-0.014 3*** (0.005 2)	-1.315 0** (0.515 0)
受教育程度	-0.005 5 (0.016 5)	-0.103 0 (1.553 0)	-0.001 7 (0.016 0)	0.278 0 (1.565 0)
职业	0.296 0 (0.335 0)	37.520 0 (35.590 0)	0.316 0 (0.343 0)	40.930 0 (36.180 0)
务工时间	-0.033 1** (0.014 3)	-3.119 0** (1.535 0)	-0.033 1** (0.015 1)	-3.084 0** (1.535 0)
家庭总收入	0.019 7*** (0.007 2)	2.233 0*** (0.340 0)	0.019 9*** (0.004 9)	2.295 0*** (0.343 0)
农业收入占比	0.642 0*** (0.124 0)	65.210 0*** (12.970 0)	0.649 0*** (0.128 0)	65.670 0*** (12.960 0)
家庭人数	0.038 5 (0.025 1)	5.578 0** (2.385 0)	0.038 0 (0.024 5)	5.423 0** (2.380 0)
耕地面积	0.000 4 (0.001 3)	0.660 0*** (0.104 0)	0.000 5 (0.001 3)	0.670 0*** (0.104 0)
机械化生产	0.041 4 (0.111 0)	1.682 0 (11.150 0)	0.065 10 (0.113 0)	3.937 0 (11.210 0)
主粮作物	-0.105 0 (0.107 0)	-10.340 0 (10.330 0)	-0.091 7 (0.107 0)	-8.679 0 (10.370 0)
常数项	-0.910 0* (0.466 0)	-138.000 0*** (51.760 0)	-0.893 0* (0.502 0)	-136.500 0*** (51.960 0)
观测值	1 045	1 045	1 045	1 045
伪 R ²	0.087 8	0.055 5		
IV 联合显著性 F			778.680 0	778.680 0

(续)

变量名称	(1) probit 流入行为	(2) tobit 流入面积	(3) ivprobit 流入行为	(4) ivtobit 流入面积
过度识别检验			0.3100	1.0320

注：列（3）和列（4）为工具变量二阶段回归结果，农业保险的工具变量为身边亲朋参保人数和同村其他农户是否参保的均值，表 3 同。
*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为标准误，表 3 至表 5 同。

此外，表 2 中其他解释变量结果均符合现实情况，表明模型设置合理。其中，年长农户流入土地的可能性显著降低；农户年龄每大 1 岁，土地流入面积显著减小约 1.32 亩。农户务工时间每增加 1 个月，土地流入面积显著减少约 3.08 亩。农户家庭总收入每增加 1 万元，土地流入面积增加约 2.30 亩。农业收入占比每提升 1%，土地流入面积增加 65.67 亩。综上所述，在农业保险保障收入的条件下，家庭收入高的农户会流入土地，且主要依靠务农收入的农户土地流入面积较大。同样地，农户家庭人数每多 1 人，土地流入面积显著增加约 5.42 亩。农户耕地面积每增加 1 亩，流入农地面积显著增加 0.67 亩。

5.2 农业保险对土地流出的影响

对于土地流出行为和土地流出面积的估测结果如表 3 显示。列（1）表明，农业保险与农户土地流出行为呈显著负相关，这说明未参保的农户选择流出土地的可能性较大。列（2）结果表明，农业保险与土地流出面积呈负相关，但不显著。工具变量估计结果在列（3）和列（4）中呈现。列（3）和列（4）结果显示，农业保险没有显著影响土地流出行为和土地流出面积。因此，虽然未参保农户转出土地的可能性较大，但农业保险没有影响农户的土地转出行为。

列（3）和列（4）中农业保险的系数大于列（1）和列（2），这说明没有考虑内生性问题的估测结果低估了农业保险对土地流出的影响。与上文分析相同，这可能是因为遗漏了务农能力或务农意愿等不可观测的变量，导致低估了农业保险与转出土地负相关关系。由此可知，务农能力或务农意愿较低的农户倾向于选择不参保，因而农业保险与土地流出行为缺少因果关系。

表 3 农业保险对土地流出的影响

变量名称	(1) probit 流出行为	(2) tobit 流出面积	(3) ivprobit 流出行为	(4) ivtobit 流出面积
农业保险	-0.2390*	-3.5590	-0.2560	-2.6870
	(0.1320)	(2.4830)	(0.2050)	(3.5870)
年龄	0.0337***	0.5140***	0.0349***	0.5320***
	(0.0068)	(0.1360)	(0.0073)	(0.1380)
受教育程度	0.0129	0.0648	0.0122	0.0273
	(0.0202)	(0.3620)	(0.0206)	(0.3650)
职业	-0.2240	-2.4780	-0.2220	-2.4070
	(0.2810)	(5.2690)	(0.2890)	(5.2400)
务工时间	0.0395**	0.6070**	0.0413***	0.6200**
	(0.0159)	(0.2860)	(0.0158)	(0.2840)
家庭总收入	-0.0093	-0.1480	-0.0118	-0.1830
	(0.0091)	(0.1860)	(0.0112)	(0.1930)
农业收入占比	-0.1920	-3.4090	-0.2390	-4.2820
	(0.1750)	(2.8870)	(0.1650)	(2.9250)
家庭人数	-0.0080	-0.3050	-0.0110	-0.3730
	(0.0297)	(0.5720)	(0.0318)	(0.5730)
耕地面积	-0.0019	0.0413	-0.0017	0.0422
	(0.0053)	(0.0290)	(0.0046)	(0.0289)
机械化生产	0.0775	2.0470	0.1010	2.2900
	(0.1410)	(2.4880)	(0.1400)	(2.5160)
主粮作物	-0.1750	-3.0550	-0.3430**	-6.0490**
	(0.1240)	(2.2500)	(0.1350)	(2.4150)

(续)

变量名称	(1) probit 流出行为	(2) tobit 流出面积	(3) ivprobit 流出行为	(4) ivtobit 流出面积
常数项	-3.060 0*** (0.553 0)	-51.580 0*** (11.600 0)	-2.918 0*** (0.594 0)	-48.680*** (11.540 0)
观测值	1 045	1 045	1 045	1 045
伪 R^2	0.075 2	0.030 3		
IV 联合显著性 F			778.680 0	778.680 0
过度识别检验			0.049 0	0.023 0

5.3 农业保险对经营规模的影响

鉴于少量农户在转入耕种便利的农地的同时,会转出耕种不便利的农地,因而在这一时期内同时存在土地转入和转出的情况。为此,本文进一步探索农业保险对农户经营规模变化的影响。实证模型的因变量为是否扩大经营规模以及净流入面积。估计结果如表4所示,列(2)结果显示,农业保险与农户土地净流入面积呈显著正相关,表明净流入土地较多的农户购买了农业保险。这一结果指出农业保险满足了农户扩大土地总规模的风险保障需求。

使用工具变量的估计结果如列(3)和列(4)所示。可以看出,农业保险虽然与农户土地净流入面积呈正相关关系,但在因果分析上没有促进作用。因为存在务农能力或务农意愿等无法观测的变量,基准回归结果高估了农业保险对农户净流入土地规模的影响。正如前文所述,当前中国农业保险实际保障水平较低,不足以促进一般农户扩大种植规模。因此,农业保险满足了有扩大经营规模意愿农户的风险保障需求,但有限的保障水平未能发挥促进经营规模扩大的作用。

表4 农业保险对土地净流入的影响

变量名称	(1) probit 是否扩大经营规模	(2) tobit 净流入面积	(3) ivprobit 是否扩大经营规模	(4) ivtobit 净流入面积
农业保险	0.134 0 (0.099 5)	26.390 0*** (9.717 0)	-0.050 1 (0.147 0)	6.728 0 (14.280 0)
年龄	-0.014 4*** (0.005 1)	-1.297 0** (0.519 0)	-0.015 0*** (0.005 3)	-1.353 0*** (0.520 0)
受教育程度	-0.005 5 (0.016 5)	-0.094 4 (1.570 0)	-0.001 7 (0.016 1)	0.297 0 (1.583 0)
职业	0.267 0 (0.337 0)	35.210 0 (35.740 0)	0.287 0 (0.343 0)	38.590 0 (36.320 0)
务工时间	-0.035 3** (0.014 7)	-3.279 0** (1.556 0)	-0.035 3** (0.015 3)	-3.245 0** (1.555 0)
家庭总收入	0.019 8*** (0.007 2)	2.235 0*** (0.342 0)	0.020 0*** (0.004 9)	2.297 0*** (0.344 0)
农业收入占比	0.650 0*** (0.124 0)	66.200 0*** (13.100 0)	0.657 0*** (0.129 0)	66.600 0*** (13.080 0)
家庭人数	0.036 3 (0.025 0)	5.451 0** (2.419 0)	0.035 6 (0.024 7)	5.277 0** (2.413 0)
耕地面积	0.000 4 (0.001 3)	0.661 0*** (0.104 0)	0.000 6 (0.001 3)	0.670 0*** (0.105 0)
机械化生产	0.067 8 (0.112 0)	3.594 0 (11.320 0)	0.091 1 (0.114 0)	5.764 0 (11.380 0)

(续)

变量名称	(1) probit 是否扩大经营规模	(2) tobit 净流入面积	(3) ivprobit 是否扩大经营规模	(4) ivtobit 净流入面积
主粮作物	-0.101 0 (0.107 0)	-10.390 0 (10.420 0)	-0.088 2 (0.107 0)	-8.751 0 (10.450 0)
常数项	-0.870 0* (0.469 0)	-136.900 0*** (52.080 0)	-0.852 0* (0.504 0)	-135.200 0*** (52.280 0)
观测值	1 045	1 045	1 045	1 045
伪 R ²	0.091 8	0.057 3		
IV 联合显著性 F			778.680 0	778.680 0
过度识别检验			0.453 0	1.213 0

5.4 稳健性检验

本文从三个方面对上述实证结果进行稳健性检验。一是在主回归中, 亲朋参保人数和同村其他农户参保均值同时作为工具变量, 但亲朋参保人数受主观因素影响较多, 解释力相对较弱。因此, 在第一个稳健性检验中, 仅保留同村其他农户参保均值作为单一工具变量。使用单一工具变量的估测结果与主回归结果一致。二是实证分析中的主要解释变量为 2014—2018 年的参保情况, 但其中可能包括有些放弃未来再次参保的农户。因此在第二个稳健性检验中, 主要解释变量更替为 2018 年是否依然参保, 以此代表对保险接纳程度最高、最有可能受到农业保险影响而改变行为的农户。调整主要解释变量后的估测结果与主回归结果一致。三是因为存在地区间的差异, 第三个稳健性检验控制了县级层面的固定效应, 估测结果依然与主回归结果一致。

5.5 农业保险对土地净流转影响的异质性分析

为进一步分析农业保险对各类不同特征农户的影响, 即探究何种特征的农户更容易受到农业保险的影响, 本文使用农户自身特征 (年龄、受教育程度)、家庭经济特征 (家庭总收入) 和生产特征 (机械化生产、主粮作物) 三个角度的 5 个变量与农业保险的交互项来探究农业保险对农户土地净流转的异质性影响。实证方法使用 Probit 模型, 模型设定如下:

$$P_r(D_i = 1 | x_i) = \Phi \left[\begin{aligned} &\gamma_0 + \gamma_1 \text{ 农业保险}_i + \gamma_2 \text{ 年龄}_i \times \text{农业保险}_i + \gamma_3 \text{ 受教育程度}_i \times \text{农业保险}_i + \\ &\gamma_4 \text{ 家庭总收入}_i \times \text{农业保险}_i + \gamma_5 \text{ 机械化生产}_i \times \text{农业保险}_i + \\ &\gamma_6 \text{ 主粮作物}_i \times \text{农业保险}_i + \gamma_7 X_i \end{aligned} \right] \quad (3)$$

式 (3) 中, 被解释变量 D_i 为农户 i 是否扩大了经营规模。 γ_0 是常数项, γ_1 、 γ_2 、 γ_3 、 γ_4 、 γ_5 、 γ_6 分别是农业保险以及农业保险与 5 个农户特征变量 (年龄、受教育程度、家庭总收入、机械化生产、主粮作物) 的交互项的影响系数。控制变量 X_i 同前。以上 Probit 模型的参数用极大似然估计法估测。同样地, 为进一步分析农业保险对不同特征农户扩大种植规模的影响, 在 Tobit 模型中同样加入这五组交互项。

回归结果如表 5 所示, 列 (1) 和列 (2) 汇报了基准回归结果, 列 (3) 和列 (4) 汇报了工具变量估测结果。从列 (3) 结果可知, 在农户参保后, 随着家庭总收入的提高, 扩大经营规模的可能性增加。因此, 对于高收入农户, 农业保险确实促进了种植规模的扩大。这可能是因为总收入高的农户对农业保险的保费水平不敏感。他们认为虽然农业保险保障水平较低, 但依然还是较为划算的一种风险保障投资。农业保险因而对这类农户的作用更明显, 能促进其经营规模的扩大。此外, 普通回归结果显示种植主粮作物的参保农户比未种植主粮作物的参保农户转入的土地更少, 但工具变量法的结果显示农业保险不是促使主粮作物种植户转入较少土地的原因。从中可以看出, 存在未观测到的变量影响了主粮作物种植户的参保决策。例如, 主粮作物种植户可能较为保守或因务农利润较低, 不愿意承担更多风险, 因此他们会参保但不愿意承包更多土地。

表 5 农业保险对土地净流入的异质性影响

变量名称	(1) probit 净流入行为	(2) tobit 净流入面积	(3) ivprobit 净流入行为	(4) ivtobit 净流入面积
农业保险	1.028 0 (0.711 0)	47.360 0 (68.640 0)	-0.151 0 (1.496 0)	-16.910 0 (137.000 0)
农业保险×年龄	-0.010 6 (0.010 1)	-0.943 0 (1.049 0)	0.005 0 (0.023 2)	1.255 0 (2.133 0)
农业保险×受教育程度	-0.029 7 (0.033 8)	3.012 0 (3.149 0)	-0.072 9 (0.069 6)	-4.047 0 (6.487 0)
农业保险×家庭总收入	0.023 4* (0.012 7)	2.259 0*** (0.741 0)	0.034 6** (0.015 7)	1.601 0 (1.039 0)
农业保险×机械化生产	-0.004 9 (0.254 0)	18.930 0 (24.770 0)	0.141 0 (0.603 0)	-3.412 0 (55.790 0)
农业保险×主粮作物	-0.330 0 (0.230 0)	-37.290 0* (20.780 0)	-0.062 1 (0.445 0)	-48.070 0 (41.060 0)
年龄	-0.010 1* (0.006 1)	-0.886 0 (0.612 0)	-0.015 2* (0.008 9)	-1.609 0* (0.829 0)
受教育程度	0.002 7 (0.020 2)	-1.566 0 (1.960 0)	0.020 3 (0.029 5)	1.491 0 (2.788 0)
职业	0.308 0 (0.355 0)	46.360 0 (37.300 0)	0.358 0 (0.358 0)	55.320 0 (38.270 0)
务工时间	-0.034 3** (0.014 7)	-2.946 0* (1.517 0)	-0.036 4** (0.015 7)	-3.265 0** (1.529 0)
家庭总收入	0.011 8** (0.006 0)	1.511 0*** (0.387 0)	0.010 8 (0.007 0)	1.884 0*** (0.435 0)
农业收入占比	0.642 0*** (0.125 0)	63.490 0*** (12.710 0)	0.642 0*** (0.132 0)	62.600 0*** (12.700 0)
家庭人数	0.036 9 (0.024 6)	4.996 0** (2.359 0)	0.031 5 (0.025 1)	4.427 0* (2.361 0)
耕地面积	0.000 4 (0.001 2)	0.662 0*** (0.101 0)	0.000 5 (0.001 3)	0.669 0*** (0.103 0)
机械化生产	0.057 2 (0.131 0)	-0.178 0 (12.930 0)	0.043 9 (0.189 0)	5.796 0 (18.120 0)
主粮作物	0.027 6 (0.132 0)	6.652 0 (13.00)	-0.024 7 (0.180 0)	10.970 0 (17.100 0)
常数项	-1.253 0** (0.533 0)	-159.100 0*** (59.040 0)	-0.976 0 (0.699 0)	-142.100 0** (69.470 0)
观测值	1 045	1 045	1 045	1 045
伪 R ²	0.101 0	0.063 4		

注：农业保险及其交互项的工具变量为身边亲朋参保人数和同村其他农户是否参保的均值及其与年龄、受教育程度、家庭总收入、机械化生产、主粮作物的交互项。

6 结论及政策建议

本文探讨作为农村风险保障体系中重要组成部分的农业保险是否促进了农村土地的流转以及经营规模的扩大。理论部分说明了当农业保险风险保障程度充足时，农业保险能够促进农户土地流入以及扩大经营规模。而在农业保险风险保障程度不足时，农业保险则不会促进农户土地流入或扩大经营规模。基于 2019 年华中三省农村固定观测点的调研数据，实证部分显示，虽然农业保险满足了土地流入和扩大规模农户的风险保障需求，但因农业保险实际提供的保障水平较低，除了对于高收入的农户以外，农业保险促进土地流入和扩大经营规模的作用不显著。

本文研究结论对提高农业保险发展质量和农地流转政策的制定具有实践参考价值。为了更好地发挥农业

保险对现代化农业的促进作用,政府可以考虑以下三点建议:第一,研究结果显示土地流入较多的农户购买了农业保险,因此要继续扩大农业保险覆盖面,以满足有扩大经营规模意愿的农户的风险保障需求;第二,研究结果显示农业保险对扩大土地经营规模的作用不显著,因此需要进一步提高农业保险的风险保障水平,更好地发挥农业保险对现代化农业的推动作用;第三,研究结果显示农业保险只对高收入农户发挥了促进经营规模扩大的作用,因此农业保险应对收入较低的农户提供更具针对性的保险产品。2021年6月,财政部会同有关部门和单位印发了《关于扩大三大粮食作物完全成本保险和种植收入保险实施范围的通知》,完全成本保险和种植收入保险对土地流转的影响可为后续研究方向之一。

参考文献

- [1] 何欣,蒋涛,郭良燕,等.中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究:基于2013—2015年29省的农户调查数据[J].管理世界,2016(6):79-89.
- [2] 许恒周,郭忠兴.农村土地流转影响因素的理论与实证研究:基于农民阶层分化与产权偏好的视角[J].中国人口·资源与环境,2011,21(3):94-98.
- [3] 王亚运,蔡银莺,李海燕.空间异质性地农地流转状况及影响因素:以武汉、荆门、黄冈为实证[J].中国土地科学,2015,29(6):18-25.
- [4] 朱建军,张蕾,安康.金融素养对农地流转的影响及作用路径研究:基于CHFS数据[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020,20(2):103-115.
- [5] 苏岚岚,何学松,孔荣.金融知识对农民农地流转行为的影响:基于农地确权颁证调节效应的分析[J].中国农村经济,2018(8):17-31.
- [6] 郑沃林,徐云飞,郑荣宝.人力资本对农地流转的影响:基于农地就业保障的中介效应[J].经济体制改革,2019(4):78-84.
- [7] 王倩,管睿,余劲.风险态度、风险感知对农户农地流转行为影响分析:基于豫鲁皖冀苏1429户农户面板数据[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(6):149-158+167.
- [8] 刘玥汐,许恒周.农地确权对农村土地流转的影响研究:基于农民分化的视角[J].干旱区资源与环境,2016,30(5):25-29.
- [9] 李静.农地确权、资源禀赋约束与农地流转[J].中国地质大学学报(社会科学版),2018,18(3):158-167.
- [10] 林文声,陈荣源,王志刚.农地确权、资产专用性与农地流转[J].干旱区资源与环境,2017,31(10):1-6.
- [11] 蔡洁,夏显力.农地确权真的可以促进农户农地流转吗?:基于关中—天水经济区调查数据的实证分析[J].干旱区资源与环境,2017,31(7):28-32.
- [12] 冯华超,钟涨宝.农地确权促进了农地转入吗?:基于三省五县数据的实证分析[J].学习与实践,2018(12):26-37.
- [13] 冀县卿,钱忠好,葛铁凡.如何发挥农业补贴促进农户参与农地流转的靶向作用:基于江苏、广西、湖北、黑龙江的调查数据[J].农业经济问题,2015,36(5):48-55+110-111.
- [14] 吴方卫,康姣姣.农业补贴、要素相对价格与农地流转[J].财经研究,2020,46(5):81-93.
- [15] 洪名勇,何玉凤.邻里效应及其对农地流转选择行为的影响机制研究:基于贵州省540户农户的调查[J].农业技术经济,2020(9):4-19.
- [16] 方航,陈前恒.农户农地流转行为存在社会互动效应吗?[J].中国土地科学,2020,34(8):44-52.
- [17] 许庆,刘进,钱有飞.劳动力流动、农地确权与农地流转[J].农业技术经济,2017(5):4-16.
- [18] 徐晶,张正峰.家庭务工对农户参与农地流转行为的影响[J].中国土地科学,2020,34(10):99-107.
- [19] 万晶晶,钟涨宝.非农就业、农业生产服务外包与农户农地流转行为[J].长江流域资源与环境,2020,29(10):2307-2322.
- [20] 高佳,宋戈.农村劳动力转移规模对农地流转的影响[J].经济地理,2020,40(8):172-178.
- [21] WU J. Crop insurance, acreage decisions, and nonpoint-source pollution [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1999, 81(2): 305-320.
- [22] YOUNG C E, VANDEVEER M L, SCHNEPF R D. Production and price impacts of US crop insurance programs [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2001, 83(5): 1196-1203.
- [23] GOODWIN B K, VANDEVEER 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.

- [24] GOODWIN B K, SMITH V H. What harm is done by subsidizing crop insurance? [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2013, 95 (2): 489-497.
- [25] 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.
- [26] 刘汉成, 陶建平. 中国政策性农业保险: 发展趋势、国际比较与路径优化 [J]. 华中农业大学学报 (社会科学版), 2020 (6): 67-75+163-164.
- [27] 王克, 何小伟, 肖宇谷, 等. 农业保险保障水平的影响因素及提升策略 [J]. 中国农村经济, 2018 (7): 34-45.
- [28] 李林, 翟义刚, 郭赞. 我国农业巨灾基金制度政策试点、国际经验与制度设计 [J]. 农村经济, 2017 (1): 73-78.

Does Agricultural Insurance Promote Land Transfer?

—Based on the Empirical Analysis of the Three Provinces of Central China

LIANG Chao HE Juan TAO Jianping

Abstract: Although the “three-rights separation” of agricultural land provides an institutional guarantee for land transfer, the expansion of agricultural scales still brings various risks. Agricultural insurance can reduce the risk loss of insured farmers to a certain extent, and thus may have an impact on farmers’ land-transferring behaviors. Based on the survey data of 1 045 farmers engaging in crop production in three provinces of central China, this research explores the impact of agricultural insurance on land-transferring behaviors. This study finds that although farmers who have flown in land are more likely to be insured, agricultural insurance does not promote land transfer, presumably because the level of agricultural insurance protection is too low to promote the expansion of ordinary farmers’ operational scales. Heterogeneity analysis points out that agricultural insurance has indeed promoted the expansion of the operational scales of high-income farmers. These findings show that although low-coverage agricultural insurance meets the risk protection needs of farmers who want to expand their scales, it still has limited effect on promoting land transfer activities and scale expansion.

Keywords: Crop Insurance; Land Transfer; Scale Operation; Agricultural Modernization

(责任编辑 张雯婷 张雪娇)