

农业保险排斥对农民收入的影响： 基于倾向值匹配的异质性研究

郭 军¹, 纪 安¹, 彭 超^{2*}

(1. 农业农村部农村经济研究中心, 北京 100810;

2. 农业农村部管理干部学院/中共农业农村部党校, 北京 102208)



摘 要 我国存在较严重的农业保险排斥,对农民收入产生了一定影响。采用 2015—2016 年北方 6 省 12 县种植业保险的调研数据,利用倾向得分匹配法纠正可能存在的样本选择性偏误,系统考察了农业保险排斥对农民收入的影响。实证结果表明:农业保险排斥对农民收入有显著负向影响,受排斥农户与未受排斥农户的农业收入差异为 6% 左右。考虑异质性后的结果进一步表明,未受排斥的年轻农户和规模扩大型农户农业收入增长明显。此外,相较于高受灾农户,未受排斥的低受灾农户因为受灾和补偿概率较低,农业保费成为农业额外成本从而降低了收入。提出应持续推进政策性农业保险“提标、扩面、增品”,降低农村农业保险排斥,充分发挥农业保险在防风险、稳收入中的作用。

关键词 农业保险; 农业保险排斥; Oaxaca-Blinder 分解法; 倾向得分匹配法

中图分类号: F 840 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2021)02-0080-10

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.02.010

农业保险对保障农民种粮效益、促进粮食和其他重要农产品供给具有重要意义。自 2007 年政策性农业保险实施以来,我国农业保险发展迅速。2007—2019 年,我国农业保险保费收入从 52 亿元增长到 672 亿元,年均增速达到 21.7%;提供风险保障从 1126 亿元增长到 3.6 万亿元,已经占到农林牧渔业增加值的 48.9%,年均增速达到 36.6%。农业保险在农户风险保障、稳定农民收入方面发挥了重要作用。2019 年,农业保险服务的农户数已经达到 1.8 亿户次;2008—2019 年,农业保险累计向 3.6 亿户次支付保险赔款 2400 多亿元;目前全国农险承保的农作物品种为 270 余种,承保品种基本覆盖了关系国计民生和粮食安全的大宗农产品。农业保险经营体系日臻完善,目前农险经营机构已经超过 30 家,形成了商业保险公司为主、多元化保险经营主体参与的农业保险供给体系,中国已经成为世界第二大保险市场^①。

在发展迅速、成效显著的背后,我国农业保险仍存在承保理赔不尽规范、保障水平较低、对农民和农业产业的风险保障作用不充分等一系列问题。从这个意义上讲,我国的农业保险仍处于粗放发展的阶段^[1]。尤其是,农业生产经营主体还不能完全获得相应的农业保险服务。主要表现为,部分农户和新型经营主体仍然不能顺畅地参与农业保险,或者在获得农业保险服务的过程中存在主客观障碍。2018 年我国农业保险深度仅为 0.88%,不仅低于美国 6% 的保险深度,与其他发展中国家 2%~3% 的水平相比,都是较低的。农村固定观察点调查体系对全国 16 个省(直辖市、自治区)、241 个县(区、市)、244 个村的 6485 个农户的专项调查表明,63.6% 的农户未参加农业保险。在未参保的 4376 个农户中,39.4% 的农户认为农业生产规模小,没有必要参与农业保险;30.1% 的农户是由于不了解、不知道农业保险而未参保。另外,农业保险机构分布不均匀也减少了农户获取农业保险的有效途径。例

收稿日期:2020-03-30

基金项目:国家自然科学基金项目“城镇化对我国农业生产的影响机理与对策研究”(71673274);国家自然科学基金项目“农业机械化对农户种粮行为和效率影响的实证研究”(71203109)。

* 为通讯作者。

① 数据来源于《中国保险年鉴 2020》、中国银保监会等相关统计。

如,即使是在政策性农业保险工作开展相对较早的山东省,目前也只有 1500 家左右的农业保险经营网点(包括农业保险机构、乡镇营业网点及中介机构),仅占保险机构总数的 9%,农村人口平均每 10 万人不足 4 家,每千平方公里农险网点数不到 10 家,远不能满足农业保险服务需求^①。

在金融学领域,某些阻碍特定社会阶层或人群获得正规渠道金融服务的行为和过程被称为金融排斥。金融排斥研究最早始于 20 世纪 90 年代^[2],当时主要研究金融服务的地理性问题。Conroy 将金融排斥的对象具体化,包括弱势群体和贫困人群^[3]。在 Conroy 之后,不同学者延伸了对金融排斥的范畴、时期和地域等方面的研究^[4]。归纳而言,金融排斥本质上是社会一部分群体因得不到合适的方式而无法获得相应的金融服务过程^[5-6]。相应的,农业生产经营主体没有有效获得农业保险服务的过程,可以定义为农业保险排斥^[7-8]。当前,农村地区已经存在严重的农业保险排斥现象^[9-10]。目前,对农业保险排斥的研究主要集中于其诱因、地区差异和影响因素等方面^[11-12]。

农业保险的目标在于“对被保险人在种植业、林业、畜牧业和渔业生产中因保险标的遭受约定的自然灾害、意外事故、疫病、疾病等保险事故所造成的财产损失,承担赔偿保险金责任”^②。农业保险作为农业农村风险分散的重要工具,对农村经济发展和农民增收有重要意义^[13]。农业保险可以有效缓解农户面临的自然灾害风险和市场风险,有利于农民转变生产结构和方式,促进农民保收和增收。同时,农业保险也是国际上重要的市场化农业保护工具,通过农业保险补贴为农民提供收入支持在世界范围内日益流行。在我国,选择农业保险作为农业支持保护的重要政策手段,也成为“政策工具箱”的组成部分。那么,如上文所述,中国已经出现了一定的农业保险排斥。这种“排斥”对农民收入是否存在影响?影响程度如何?农业保险排斥又是通过什么机制去影响收入的呢?对于上述问题,当前鲜有学者对其进行讨论,且缺乏明确论断。本文将使用农户微观调研数据,结合农业保险排斥的内涵,选取合理的变量和模型,探析农业保险排斥对农民收入的影响。

一、理论框架与模型构建

1. 理论分析框架

参考柴智慧^[14]等的框架,本文假设农户在农业生产中面临两种可能的自然状态:存在风险和无风险。其中,风险发生概率为 ρ ,无风险的概率为 $1-\rho$,且 $0 < \rho < 1$; (2) 农户农业收入发生损失的概率服从二项分布,即完全损失和没有损失; (3) 农户属于风险规避型。在农业生产中,农户面临两种选择,即参保与不参保,如果农户参保,记作事件 A_1 ,农户不参保则记作事件 A_2 。当农业风险没有发生时,农户可得收益为 Y ; 当农业风险发生时,未参保农户受益为 0,参保农户受益为 I , I 为农业保险赔付,且 $0 < I \leq Y$ 。假定农户参保保费为 α_1 ,那么可以计算参保农户和未参保农户在农业风险发生与未发生时的收益情况,如表 1 所示。

表 1 参保农户和未参保农户在农业风险发生与未发生时的收益

是否参保	发生农业风险 (ρ)	未发生农业风险 ($1-\rho$)
参保(A_1)	$I-\alpha_1$	$Y-\alpha_1$
未参保(A_2)	0	Y

由表 1 可以计算出参保农户与未参保农户的农业期望收益:

$$EA_1 = \rho I - \alpha_1 + 1 - \rho Y - \alpha_1 = 1 - \rho Y + \rho I - \alpha_1$$

$$EA_2 = 1 - \rho Y$$

公式 EA_1 表达式中, ρI 为保险金的期望赔付额,因此,如果保险期望赔付额与保费相等,那么是否参保对农户期望收益来说是一致的。考虑到我国目前实行政策性农业保险,政府对农业保费给予补贴,农户保费仅占很少的比例,故保险期望赔付额必然大于保费,即 $\rho I - \alpha_1 > 0$,则存在 $EA_1 > EA_2$ 。这说明农户参保可获得期望收益更多,也意味着政策性农业保险在一定程度上具有补贴农业与农民的功能。

① 主要数据来源于中国银保监会等相关统计。

② 来源于《农业保险条例》(国务院令 629 号)。

由表 1 可以得到参保农户与未参保农户的期望收益方差,分别为:

$$DA_1 = E[A_1 - EA_1]^2 = [I - \alpha_1 - 1 - p Y - pI + \alpha_1]^2 + [Y - \alpha_1 - 1 - p Y - pI + \alpha_1]^2 = P(1-P)(I-Y)^2$$

$$DA_2 = E[A_2 - EA_2]^2 = [0 - 1 - p Y]^2 + [Y - 1 - p Y]^2 = P(1-P)Y^2$$

比较可知 $DA_1 < DA_2$,即参保农户的收入波动要小于未参保农户收入波动,也说明农业保险可以降低农户收入波动。Kraft 认为,农业保险会影响农户农业净收入的概率分布,农户参加农业保险需要支付保费,从而减少其可获得的最大收入,但反过来也减少农户低收入的可能性^[15]。

柴智慧采用离散随机规划模型,分析农业保险对农户收入的影响^[14]。结果表明,未参保农户的农业收入面临很大的不确定性,参加“有补贴的农业保险”的农户可能会比参加“无补贴的农业保险”的农户境况更好,也优于“无农业保险”,即政府补贴可以激励农户的农业保险需求。因此,从理论来看,农户可以采用农业保险分散农业生产风险。尽管农户参保会支付一定的保费,但农业保险可以在农户发生自然灾害等风险时给予一定的补偿。另外,政府补贴也可以放大这种补偿效应。政府补贴在保险方面具有“双重红利”:一是通过补贴农业保险,潜在提高了农户的收入水平;二是激励农户参保,进而降低农户收入波动。当然,如果更多地考虑农业保险对农户生产行为的影响,如灾后自救、扩大生产、改变种植结构或者改变生产技术等,这些都会影响农户收入的波动性。本文简单假定农户行为未发生变化。

2. 主要作用机理

从现有文献来看,农业保险排斥对农民收入的作用机制在微观层面上可以表示为如图 1 所示,即农业保险排斥对农民收入的影响并不确定:(1)在灾害严重的年份,受农业保险排斥的农户无法有效转移风险,农户被迫承担额外成本,进而减少了收入;(2)农户受到农业保险排斥,在农业生产中更加重视生产资料的投入和灾后自救,粮食产量可能更高,进而增加收入;但不能及时有效调节生产结构和提高产品质量,收入可能受到影响。

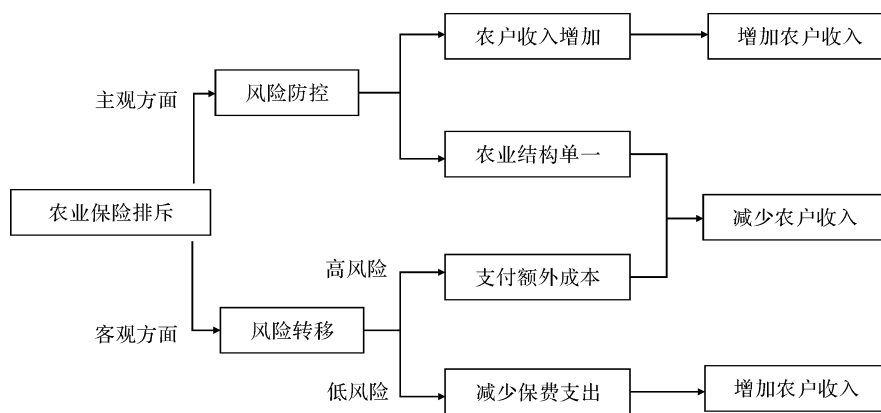


图 1 农业保险排斥对农民收入微观作用机制

3. 实证模型构建

(1)构建农业保险排斥变量。在已有的文献中,金融(保险)排斥以是否获取了金融(保险)服务为判定依据。那么,本文可以认为,如果农户没有获得农业保险服务,就视作受到了农业保险排斥^①。农民受排斥状况可以简单分为受排斥($D_i = 0$)和没有受排斥($D_i = 1$)两种。假设农业保险参与主体(主要是指农户与保险公司)追求收益最大化,存在农业保险排斥时保险公司的潜在收益为 D_A^* ,农户

① 在已有的文献中,通常将“是否购买或获取农业保险服务”或“农业保险排斥程度”作为农业保险排斥的代理指标。前者表示农业保险排斥的结果体现,后者一定程度上可以反映农业保险排斥的过程,但总的来说,这两个指标都不是完美的。本文将在稳健性研究中简单分析农业保险排斥程度对收入的影响。

的潜在收益为 D_B^* , 不存在农业保险排斥时二者预期收益分别为 D_A^{**} 和 D_B^{**} 。则农户是否受到排斥的潜变量模型为:

$$D_i^* = Z_i\beta + \mu_i$$

$$D_i = \begin{cases} 0, D_A^* > D_A^{**}, \text{ 或者 } D_B^* > D_B^{**} \\ 1, D_A^* < D_A^{**}, \text{ 且 } D_B^* < D_B^{**} \end{cases} \quad (1)$$

式(1)中, D_i^* 表示不可观测的潜变量。 Z_i 表示可能影响农户受排斥的主要因素, 可归纳为被动排斥、主动排斥和确实无需求三种情况。被动排斥是指农户在购买农业保险过程中受地理条件、价格、营销手段、产品供给等因素影响, 最终无法获得农业保险服务。主动排斥指农户受自身风险意识、不愉快的参保经历等因素影响而放弃了购买农业保险。确实无需求, 表示农户在主观和客观上都不需要农业保险, 具体表现为农户不从事农业生产或者农业收入比重在家庭收入比重中非常低(可以忽略不计)等事实, 因此以农业收入比重作为主要判断依据。 β 是待估系数向量, μ_i 是误差项, 表示不可观测的变量。

(2)效应评估与选择偏误。为定量分析农业保险排斥对农户收入的影响, 假设农民收入 Y 是解释变量 X_i 和农业保险排斥 D_i 的线性函数, 则回归方程可设定如下:

$$Y = X_i\alpha + D_i\gamma + \epsilon_i \quad (2)$$

其中, 解释变量 X_i 表示农户个体特征(如年龄、性别、文化程度等)、家庭特征(土地规模等)等外生解释变量; α 、 γ 是待估计系数变量, ϵ_i 是随机误差项。

如果农业保险排斥是外生变量, 则可以直接采用最小二乘法进行回归分析。但是, 农业保险排斥是由农户特征、家庭特征等多方面因素决定的, 而不是随机选择的。也就是说农户是否受到排斥可能存在自选择(self-selection)问题。一个很简单的事实是, 收入水平高于平均水平的农户经济机会更多, 可能更多地从事其他行业(如做生意或打工)获得收入, 农业收入占比较低, 也就没有购买农业保险的意愿。在这种情况下, 农业保险排斥对农户收入的影响可能被低估。另一方面, 低收入农户可能因为经营规模很小、对保险认知不足, 从而购买农业保险的动力不足。此时, 农业保险排斥对农户收入的影响可能被高估。这种情况下, 采用 OLS 估计(2)式可能会使方程系数产生偏误。因此选择合适的研究方法来消除估计偏误问题, 有助于更好地分析农户保险排斥对农户收入的影响。

(3)计量方法。

i) Oaxaca-Blinder 分解法。本文借鉴粟芳等^[16]的处理方式, 采用 Oaxaca-Blinder 分解方法进行回归。Oaxaca-Blinder 分解法可以广泛应用于分解收入差距^[17], 现在也被广泛用于其他领域。Oaxaca-Blinder 分解法分为两步, 最终可整理为:

$$\Delta Y = \bar{Y}_e - \bar{Y}_w = \beta^* (\bar{X}_e - \bar{X}_w) + \hat{\beta}_e - \beta^* \bar{X}_e + \beta^* - \hat{\beta}_w \bar{X}_w + (\hat{\alpha}_e - \hat{\alpha}_w)$$

其中, 等式右边第一部分表示模型中供给、需求和社会影响因素对因变量的解释(特征效应), 其余三部分加起来构成了不可解释部分(系数效应), 如政府、市场、文化等其他不可观察的因素。

ii) 倾向得分匹配法。对于通过非试验研究得到的数据, 通常采用倾向得分匹配法(propensity score matching, PSM)克服选择性偏差带来的估计偏误问题。PSM 方法由 Rosenbaum and Rubin^[18]首次提出, 解释为控制其他混杂因素条件下, 个体接受干预的概率。通过倾向得分可以排斥掉混杂因素的影响, 将多个变量转换为一个中间变量。具体步骤包括:

第一步: 选择变量, 估计倾向值。运用 probit 模型预测农户受农业保险排斥的概率, 得出每个农户的倾向得分。第二步, 选用不同的匹配方法, 根据倾向得分对控制组和干预组进行配对, 以消除选择性偏差问题。第三步, 使用匹配样本, 比较干预组和控制组农户收入的差异, 得到农户农业保险排斥与农民收入的因果关系系数, 即干预组的平均干预效果(average treatment effect on treated, ATT)。如公式(3)所示:

$$\begin{aligned} ATT &= E[(Y_{1i} - Y_{0i}) | D_i = 1] \\ &= E\{E[(Y_{1i} - Y_{0i}) | D_i = 1], P(X_i)\} \\ &= E\{E[(Y_{1i} | D_i = 1, P(X_i))] - E[(Y_{0i} | D_i = 0, P(X_i))] | D_i = 1\} \end{aligned} \quad (3)$$

二、数据来源、变量选择及描述

1. 数据来源

考虑到农业保险数据的可得性和代表性,本文使用 2015—2016 年国家发改委中国宏观经济研究院关于农业保险的微观调研数据。该数据库共涵盖东中西 6 个省份 530 户农户,其中东部省份包括山东、河北,中部地区包括山西、河南和吉林,西部地区则包括陕西;调查内容比较丰富,涉及农户个人特征、家庭特征、农业保险使用情况等主要指标,调查反映问题对农业保险研究具有较强的参考价值。调查发现样本农户很少从事畜牧、水产养殖等农业生产活动,这与全国第三次农业普查的结果相近。^① 因此,本文调研对象以农户的种植业政策性保险为主^②。2014 年全国农村人均纯收入为 9892 元,样本地区为 9161.84 元。这是可以理解的,调研地区以从事农业的地区为主,在很大可能性上会低于全国农村居民收入水平。样本地区农业保险深度为 0.60%,农业保险密度为 58.12 元/人。同期,我国农业保险深度为 0.56%,农业保险密度为 52.65 元/人^③。经比较,抽样样本与全国均值相仿,具有一定的代表性。

2. 变量选择及描述

(1)被解释变量。本文的被解释变量为农户人均收入。在问卷调查中,通过调查员与农户户主或其配偶共同计算“您去年总收入为多少元”得到。主要的做法是,调查员与农户共同回忆加总得到一个金额,作为农民人均收入的衡量指标。从问卷来看,人均农业收入为 16131.80 元,主要包括农业经营收入、农业财政补贴、土地租让费用和农业保险理赔等,其中农业经营收入为农户农业收入的主要来源,平均比例达到 95%。人均农业收入之所以高于人均纯收入,是因为人均纯收入当中抛去了农业经营的部分成本费用。

(2)核心解释变量。本文关注的是农业保险排斥对农民收入的影响,因此模型中核心解释变量为农业保险排斥。调查中农户被询问“您去年是否购买了农业保险?”农户回答的选项有“是”和“否”。如果农户回答“否”,则视为受到了排斥。根据调查问卷结果统计,购买农业保险的农户有 352 人^④,占样本总人数的 66.42%,没有购买农业保险的农户有 178 人,占样本总人数的 33.58%。该变量为反向变量,因此本文设定受到排斥=0,没有受排斥=1。

(3)控制变量。根据调研数据和已有文献,本文还控制了一些可能影响农民收入的变量,包括农民个人特征^⑤(如年龄、性别、受教育程度等)、家庭特征(家庭规模、家庭劳动力比例、家中是否有党员等)、资源禀赋(土地规模、地块平均面积)、农民经济社会活动(如农业补贴额、农产品销售渠道、生产资料投入、是否参加合作社或互助组、是否受灾、是否参加农业技术或职业培训等)。由于此次调研跨越了我国东中西三个地区,因此被访农户的农业收入、生产资料投入及耕地面积等都存在较大差异。当然,这是符合现实情况的。为消除量纲和减少回归的异方差性,本文对农户收入、生产资料投入及农业补贴额取自然对数。上述各变量描述见表 2。

本文首先对选取的自变量做了相关性检验,结果表明各自变量之间不存在多重共线性^⑥。

表 2 给出了“未受排斥”和“受排斥”两组样本农户各项变量的均值。整体上来看,受访者平均年龄为 53.88 岁,平均受教育时间为 7.86 年,大约为初中文化水平。平均每户有 4 块耕地,地块平均面积为 3.54 亩。调研地区农业受灾情况较普遍,农业保险功能逐渐被农户认可,购买比例达到了 66%。

① 根据 2016 年全国第三次农业普查数据,农业生产经营人员主要从事种植业的比例最高,为 92.9%,畜牧业和渔业的比例分别仅为 3.5%、0.8%。

② 包括地方推广的农业保险。

③ 计算结果由县级和乡镇调研数据统计得出。

④ 存在部分被强制购买农业保险的农户。

⑤ 本文以受访户主或农业生产经营决策人信息为准,以下统一简称“决策人”。本文假定农户是理性的,且家庭成员之间信息交流是充分的,则认为被访者家庭最终是否获得农业保险这一结果是考虑家庭其他成员意见而作出的选择。

⑥ 为节省篇幅,本文未将模型结果放入。

表 2 变量定义与描述统计

变量	未受到排斥(N=352)		受排斥(N=178)		t 检验		
	平均值	标准差	平均值	标准差			
被解释变量	农业总收入/(元/户)	16185.69	17165	16015.32	16492	-1.11	
	农业总收入(取对数)	9.21	1.11	9.10	1.22	-1.02	
核心解释变量	是否受到排斥 (是=0;否=1)	1	0	0	0		
	决策人年龄	54.22	10.30	53.16	10.71	-1.06	
	决策人性别(男=1;女=0)	0.65	0.48	0.55	0.50	-2.23	
	受教育程度: 受访者上学年限	8.04	3.03	7.47	3.31	-1.67**	
	家庭规模:家庭总人口数	4.38	1.63	4.37	1.56	-0.01	
	家庭劳动力比例/ %: 劳动力(15~65岁) 在家庭中的比例	0.71	0.25	0.74	0.25	1.13	
	家中是否有党员 (否=0;是=1)	0.07	0.25	0.05	0.02	-2.38***	
	控制变量	土地规模: 现有耕种面积/亩	13.52	25.82	10.80	18.74	-1.22
		地块平均面积: 耕种面积/地块数/(亩)	3.91	11.21	2.89	1.99	-1.17
		生产资料投入(取对数)	8.37	1.37	8.18	1.52	-1.47*
		农业补贴额(取对数)	6.88	0.88	6.39	1.26	-5.10***
		是否参加合作社 或互助组(否=0;是=1)	0.09	0.29	0.09	0.29	-0.09
		农业受灾情况: 经常有=1;有时有=2; 很少有=3;没有=4	2.18	0.99	2.32	0.88	1.56*
		农业销售渠道是否顺畅 (否=0;是=1)	0.38	0.49	0.42	0.49	0.73
是否参加农业技术或职业培训 (否=0;是=1)		0.32	0.47	0.12	0.33	-4.85***	

注:①表1以未受排斥农户为参照组,对两组均值进行了t检验;②***、**和*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,后表同。

对比发现,在10%的显著水平上,未受排斥的农户,其教育水平更高,生产投入和农业补贴额更多,参加农业技术培训和家里有党员的可能性更大,农业受灾情况更加频繁。在其他方面,未受排斥和受排斥的农户的均值差异不显著。从农业收入水平来看,未受排斥的农户的农业平均收入比受排斥的农户高170.37元(尽管没有通过显著性检验)。以上结果只是粗略地表明,未受排斥和受排斥的两类农户的农业收入存在差异。如果要更精确地分析农业保险排斥与农业收入之间的关系,需要采用倾向值匹配方法分析。

三、实证分析结果及解释

1. 基准模型

如表3所示,本文同时采用OLS方法和Oaxaca-Blinder方法进行估计。其中OLS回归中第1列只控制核心解释变量,第二列加入了其他控制变量。通过OLS结果分析,可以看出,农业保险排斥能够显著影响农户农业收入。相比于受到排斥的农户,未受到排斥的农户的农业增收概率更高,即便加入了其他变量,结论依然成立。进一步,采用Oaxaca-Blinder分解方法也验证了这一结论,以农户是否受到排斥为参照组,受排斥农户与未受排斥农户的农业收入差异为6%。同时,主要变量对收入差异的解释贡献达到了78.59%,说明文章选择的变量比较合理。

其他解释变量方面,大多数变量对农民收入都有显著影响,且结果与过往研究基本一致^[19-20]。年龄对农业收入有负向影响,而“决策人是男性”对农业收入有正向影响,家庭中有党员的农户的农业收

人可能更高。受教育程度方面,受教育时间越长的农户,农业收入反而更低,这有可能是因为学历较高的农户更有可能从事其他行业,农业收入比重低。土地规模方面,农户拥有的土地规模越大,农户农业收入越高,但地块面积对农业收入的影响为负。生产资料投入越多的农户,农业收入越大,获农业补贴额越多的农户农业收入也明显高于获补贴额较少的农户。此外,参加合作社或互助组,参与农业技术或职业培训,农业受灾较轻以及农业销售渠道畅通的农户的农业收入也更高。

2. 纠正选择性偏误:倾向得分匹配法

本文首先对受排斥的农户与未受排斥的农户进行倾向值匹配。借鉴粟芳等^[16]提出的农户金融排斥诱因指标,本文选取了农户特征(性别、年龄、受教育程度、风险意识)、对农业保险的了解程度、农业受灾情况、农业收入比重、农业保险价格、到农业保险网点的距离等指标建立 Probit 模型。然后,本文根据模型结果估计农业保险排斥的倾向值。

选择不同的方法对样本农户进行匹配,如表 4 所示。本文采用近邻匹配、半径匹配、核匹配测算了经过匹配后受排斥农户与不受排斥农户两组样本的处理组平均处理效应(ATT)。各匹配方法的 ATT 结果都比较显著,表明在消除样本间可观测的系统性差异后,农业保险排斥对农户的农业收入有显著负向影响。即在控制其他变量的假设下,未受排斥农户的农业收入显著高于受排斥农户的农业收入。

进一步来看,最小近邻匹配、最小半径匹配的 ATT 均值上 10%水平上显著,核匹配在 5%水平上显著。其中半径匹配得出的 ATT 数值最大,为 0.099,最小近邻匹配(1:1)得出的 ATT 数值相对较小,为 0.049。从最小近邻匹配结果可以保守估计,未受排斥农户的农业收入比受排斥农户的农业收入多 5.02%^①。

表 3 农业保险排斥对农民收入的影响

变量	OLS 回归		Oaxaca-Blinder 分解	
	(1)	(2)	总差异	可解释部分
农业保险排斥状况	0.35*** (3.56)	0.10* (1.89)	-0.06	
年龄		-0.01*** (-2.67)		-0.03 (2.24%)
性别		0.24*** (3.17)		-0.01* (9.56%)
受教育程度		-0.02** (-1.97)		0.01 (-3.17%)
家庭规模		0.02 (0.83)		-0.01 (1.94%)
家庭劳动力比例		0.25 (1.01)		-0.003 (0.93%)
家中是否有党员		0.31* (1.88)		-0.01 (3.45%)
土地规模		0.01*** (2.26)		-0.06* (2.23%)
地块平均面积		-0.02*** (-2.62)		0.06* (-20.70%)
生产资料投入(取对数)		0.36*** (6.18)		-0.01** (29.80%)
农业补贴额(取对数)		0.25*** (2.69)		-0.10*** (35.00%)
是否参加合作社或互助组		0.31** (2.17)		-0.02 (3.79%)
农业受灾情况		0.12*** (3.59)		0.005 (-1.63%)
农业销售渠道是否顺畅		0.43*** (6.27)		0.002 (-0.59%)
是否参加农业技术或职业培训		0.25*** (3.30)		-0.05** (16.69%)
总解释部分				78.59%

注:①括号内分别为稳健标准误校正过的 t 统计量和解释变量的贡献度;②Oaxaca-Blinder 分解中,总差异为受到排斥的农户与未受到排斥的农户的农业收入差异。

表 4 不同倾向匹配得分的结果

匹配方法	处理组	控制组	ATT	标准差	t 统计值
最小近邻匹配(1:1)	9.322	9.273	0.049	0.027	1.82*
最小近邻匹配(1:5)	9.321	9.222	0.099	0.052	1.90*
半径匹配	9.294	9.195	0.099	0.051	1.95*
核匹配	9.312	9.232	0.089	0.044	2.02**

注:①最小近邻匹配均采取了有放回方式;②半径匹配中,半径选取了 0.005。

3. 异质性分析

上文虽已得出农业保险排斥会显著影响农民收入,但只是获得了全样本的平均效应,没有对样本进行区分。那么农业保险排斥对农民收入的影响是否存在异质性呢? 本文将从年龄、土地规模、农业受灾情况三个角度分组,在倾向匹配样本的基础上进行更为细致的研究。其中,年龄按照平均值划分

① 两组收入(取对数)差值为 0.279,假设 y_1 为未受排斥农户收入, y_2 为受排斥农户收入,则 $y_1/y_2 = e^{0.049} = 1.050$ 。

为两组,土地规模分为 10 亩以下和 10 亩以上两组,农业受灾情况按照低受灾和高受灾分组,低受灾包括“没有受灾=4”和“很少受灾=3”,高受灾包括“有时受灾=2”和“经常受灾=1”。结果如表 5 所示:

表 5 异质性分析结果

变量	年龄分组		农业受灾情况分组		土地规模分组	
	相对年轻农户 (1)	年长农户 (2)	低受灾 (3)	高受灾 (4)	10 亩以下 (5)	10 亩以上 (6)
农业保险排斥	0.215** (2.25)	-0.187** (-2.01)	-0.166* (-1.86)	0.224** (2.26)	-0.243*** (-2.88)	0.381** (2.00)
其他解释变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

注:①括号内为稳健标准误校正过的 t 统计量;②篇幅所限,本文没有列出其他解释变量的实证结果。

(1)年龄分组。从表 4 的第(1)、(2)列可以看出,农业保险排斥对相对年轻农户(简称“年轻农户”,下同)和年长农户的影响有明显差异。因为本文中农业保险排斥是反向变量(受到排斥=0,没有受到排斥=1),因此结果可以解释为未受到排斥的年轻农户或购买了农业保险的年轻农户往往会获得更高的农业收入,而购买农业保险的年长农户农业收入却降低了。这一结果相对合理的解释在于,年轻农户通常文化水平更高,可以更好地利用保险来平滑收入。进一步,农业保险不仅保障了年轻农户的农业收入,还刺激了其改变经营方式和经营结构以适应市场经济的变化。相比之下,年长农户在资源禀赋等方面存在劣势,其购买农业保险的初衷很大可能是获得赔偿。一方面,调查中年长农户在受灾后通常是坐等赔偿,而不是因农业保险而调整农业生产结构,因此其农业收入并不会因为调结构转方式而提升。另一方面,当前政策性保险以保成本为主,在勘损理赔过程中也经常存在保险公司与农户之间的信息不对称,这使得年长农户购买保险并不一定会增加农业收入^①。

(2)农业受灾情况分组。从农业受灾情况分组来看,相比高受灾农户,未受排斥的低受灾农户农业收入减少了。这表明,农业风险灾害较低的时候,农业保险并不能平滑收入;而农业灾害风险较高时,受灾农户可以获得一定的补偿,弥补了其损失。也正是因此,农业保险中经常会存在逆选择问题,即受灾情况较严重的农户更倾向于投保。

(3)土地规模分组。当前我国小规模农户依然是我国农户结构的主体,本文按照样本分布特征和已有研究^[21-22]将 10 亩作为一个分界线,10 亩以下农户为小规模农户,10 亩以上农户为较大规模农户^②。第(5)列和第(6)列显示小规模农户在购买农业保险后收入并没有增加,而较大规模农户农业收入增长明显,这与年龄分组的结果比较相似,即在农业保险当前保障水平下,保险理赔并没有达到小规模农户的预期水平,而扩大型农户则有足够的社会资本和能力获得更多的理赔^③,并且能够及时地调整生产结构。

4. 稳健性检验

上文分析了农业保险排斥与农民收入的关系。为了进一步论证这一结论,本文将进行一系列稳健性检验。首先,本文参照郭云南等^[23]的做法,利用匹配后的样本进行再次回归,主要包括两种方式:一是建立在处理组与控制组共同支持的区间上;第二种是建立在处理组与控制组成功匹配的样本上。其次,采用“农业保险排斥度”代替“是否购买农业保险”作为农业保险排斥指标。本文参考前人的研究成果,采用渗透度、使用度和效用度三个维度来衡量农业保险排斥(如表 6),并借鉴刘亚雪等^[24]采用信息熵法进行客观赋权。考虑到农业保险排斥程度是一个连续变量,本文设定 $0 \sim 0.3 = 0$ 为高排斥度, $0.3 \sim 0.5 = 1$ 为中排斥度, $0.5 \sim 0.8 = 2$ 为次低排斥度, $0.8 \sim 1 = 4$ 为低排斥度,然后进行

① 当前农业保险以保成本为主,农作物如主要种植作物在全损的情况下,每亩地只有 300~400 元的理赔,通常情况下,每亩地仅有几十元的赔偿,并且理赔时间基本上在三个月左右。

② 当前小规模农户的土地规模标准并没有定论,本文中的扩大型农户是相对于小规模农户而言的,并不一定是家庭农场、家庭大户等主体。

③ 调研中发现,农业大户的议价能力非常高,获得的理赔额也明显高于小规模农户。

回归分析和倾向匹配处理。本文基于渗透度、使用度和效用度的指标体系,采用信息熵法和排斥度测算方法测量了各省份的农业保险排斥程度^[25],结果如下。

表 6 调研地区的农业保险排斥指标

维度	相关指标	权重	调研地区	农业保险排斥度(均值)
渗透度	人均农业保险保费收入	0.17	河北	0.35
	农业保费支出比重	0.15	山东	0.50
效用度	农业保险种类	0.15	吉林	0.44
	参保农户比例	0.14	山西	0.49
使用度	农业保险赔付比例	0.05	河南	0.30
	农业保险评价	0.16	陕西	0.27
	农业保险的保障力度	0.18	总排斥度	0.40

如表 7 所示,多种稳健性的结果均表明,农业保险排斥对农民收入影响的方向显著为正。即,在统计学意义上农业保险排斥会显著影响农民收入。农业保险排斥度越高的农户,农业收入越低。从第(5)列 ATT 结果来看,相比农业保险高排斥度的农户,低排斥度农户的农业收入至少高出 5.55%。

表 7 稳健性检验

变量	匹配后回归		OLS 回归	变量调整	
	共同区间	成功匹配		匹配方法	ATT 结果
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
农业保险	0.25**	0.24**	0.13***	最小近邻匹配(1:1)	0.083** (2.22)
排斥度	(2.14)	(2.08)	(3.73)	最小近邻匹配(1:5)	0.077*** (2.60)
				半径匹配	0.054* (1.69)
				核匹配	0.085*** (2.35)
其他解释变量	已控制	已控制	已控制		

注:①括号内为稳健标准误校正过的 t 统计量;②篇幅所限,本文没有列出具体的排斥度结果和其他解释变量的实证结果。

四、结论及启示

1. 结论

本文基于国家发改委宏观经济研究院组织实施的北方 6 省 12 县农业保险专项调研,系统考察了农业保险排斥对农民收入的影响。研究表明,农业保险排斥对农民收入有显著负向影响,受排斥农户与未受排斥农户的农业收入差异为 6%,这一结果在加入控制变量后依然成立。进一步,利用倾向得分匹配法纠正可能存在的样本选择性偏误,所得结论依然稳健。分样本的研究结果表明,未受排斥的年轻农户和规模较大的农户往往会获得更高的农业收入,而年长农户和小规模农户农业收入降低了,说明农业保险对年长农户和小规模农户的保障作用有限;同时,相比较高受灾农户,未受排斥的低受灾农户因为受灾和补偿概率较低,农业保费成为农业额外成本。

2. 启示

农业保险排斥对农民收入有显著负向影响,将会加剧农民收入不平衡,制约农村经济的健康发展。因此,在破解农业保险排斥过程中,应当多管齐下充分发挥农业保险在促进农民收入增长过程中的作用。具体包括:增设农险经营网点,提高农业保险覆盖面,重视信息技术的推广和应用;普及农业保险知识,增强农户保险意识;提高农业保险的赔付标准和赔付率,让农户充分分享政策性农业保险发展的红利和农业保险市场发展的成果;对于不同经营主体(如小农户、规模农户;一般农户和新型农业生产经营主体)可实行差异化的农业保险政策;在粮食生产功能区和重要农产品生产保护区“两区”实行“普惠性”成本保险制度,保费全部由中央和省级政府代缴,免除农民自担保费,规避逆向选择问题;在基本成本保险基础上附加有更高保障水平的、由农民自愿选择购买的补充保险,推动农业保险由“保成本”向“保价格、保产量、保收入、保生态”转变,促进农业保险高质量发展。

参 考 文 献

- [1] 张峭,王克,李越,等.我国农业保险风险保障:现状、问题和建议[J].保险研究,2019(10):3-18.
- [2] LEYSHON A, THRIFT N. Geographies of financial exclusion: financial abandonment in Britain and the United States[J]. Transactions of the institute of British geographers, 1995, 20(1): 312-341.
- [3] JOHN C. APEC and financial exclusion: missed opportunities for collective action? [J]. Asia pacific development journal, 2005, 12(1): 53-79.
- [4] WENDY L, RICHARDLE H. From economic globalisation to globalising economic processes: towards post-structural political economies[J]. Geoforum, 2002, 33(4): 415-419.
- [5] SHEHU U H. Determinants of capital structure in the nigerian listed insurance firms[J]. Chinese business review, 2012(7): 672-681.
- [6] HONOHAN P. Cross-country variation in household access to financial services[J]. Journal of banking and finance, 2008, 32(11): 2493-2500.
- [7] 李建军, 韩珣. 金融排斥、金融密度与普惠金融——理论逻辑、评价指标与实践检验[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2017(4): 19-35.
- [8] VERSTEIN A. Bad policy for good policies: article 9's insurance exclusion[J]. Connecticut insurance law journal, 2011, 17(2): 1-67.
- [9] BECK T, DEMIRGUC-KUNT A, PERIA M. Reaching out: access to and use of banking services across countries[J]. Journal of financial economics, 2007, 85(1): 234-266.
- [10] BUCKLAND J, GUENTHER B, BOICHEV G, et al. "There Are No Banks Here" Financial & Insurance Exclusion in Winnipeg's North End[OL/R][2020-01-08]. <https://winnspace.uwinnipeg.ca/handle/10680/304>.
- [11] ADOMAKO S, DANSO A, DAMOAH J O. The moderating influence of financial literacy on the relationship between access to finance and firm growth in Ghana[J]. Venture capital, 2016, 18(1): 43-61.
- [12] GROHMANN A, KLÜHS T, MENKHOFF L. Does financial literacy improve financial inclusion? Cross country evidence[J]. World development, 2018(111): 84-96.
- [13] 尹成杰. 关于推进农业保险创新发展的理性思考[J]. 农业经济问题, 2015, 36(6): 4-8.
- [14] 柴智慧. 农业保险的农户收入效应、信息不对称风险[D]. 包头: 内蒙古农业大学, 2014.
- [15] KRAFT D. 影响农场决策的一切险——农作物保险的微观经济问题[M]. 皮立波, 译. 西安: 陕西人民出版社, 1996: 75-108.
- [16] 粟芳, 方蕾. 中国农村金融排斥的区域差异: 供给不足还是需求不足? ——银行、保险和互联网金融的比较分析[J]. 管理世界, 2016(9): 70-83.
- [17] 郭庆然, 陈政, 陈晓亮, 等. 我国农民工城市融入度测度及区域差异研究——来自CHIP数据的经验分析[J]. 经济地理, 2019(1): 140-148.
- [18] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. Assessing sensitivity to an unobserved binary covariate in an observational study with binary outcome[J]. 1983, 45(2): 212-218.
- [19] 罗富民. 城镇化发展对农民家庭经营收入的影响——基于空间计量模型的实证分析[J]. 西安财经学院学报, 2019(6): 34-40.
- [20] 邓涛涛, 胡玉坤, 杨胜运, 等. 农村家庭收入来源、家庭特征与旅游消费——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的微观分析[J]. 旅游学刊, 2020(1): 47-62.
- [21] 蔡海龙, 关佳晨. 不同经营规模农户借贷需求分析[J]. 农业技术经济, 2018(4): 90-97.
- [22] 江鑫, 黄乾. 耕地规模经营、农户非农兼业和家庭农业劳动生产率——来自湖南省的抽样调查证据[J]. 农业技术经济, 2019(12): 4-20.
- [23] 郭云南, 王春飞. 新型农村合作医疗保险与自主创业[J]. 经济学(季刊), 2016, 15(4): 1463-1482.
- [24] 刘亚雪, 田成诗, 程立燕. 世界经济高质量发展水平的测度及比较[J]. 经济学家, 2020(5): 69-78.
- [25] 郭军, 谭恩, 孔祥智. 农户农业保险排斥的区域差异: 供给不足还是需求不足——基于北方6省12县种植业保险的调研[J]. 农业技术经济, 2019(2): 85-98.

(责任编辑:陈万红)