

# 政策性农业保险对农户贫困脆弱性的影响研究

## ——以地方特色农产品保险为例

黄颖 吕德宏 张珩

**【摘要】**农业保险作为农业风险管理的重要手段,对提高农户风险应对能力、降低农户返贫风险发挥了重要作用。本文基于苹果主产区2255户苹果种植户的微观调查数据,运用倾向得分匹配法(PSM)和IV-Probit方法检验农户的政策性农业保险参与行为以及农业保险保障程度对其贫困脆弱性的影响。研究发现,参加农业保险以及提高农业保险保障程度均能够显著降低贫困脆弱性。进一步地,按照贫困脆弱性的主导因素不同,将贫困脆弱性分为风险型贫困脆弱性和资本型贫困脆弱性两种类型。农户参保及提高保障程度均能显著降低这两种类型的贫困脆弱性,并且对风险型贫困脆弱性的作用力度更强。政策性农业保险对农户贫困脆弱性的影响具有收入结构异质性,政策性农业保险显著降低了“纯种植收入农户”和“以种植收入为主农户”的贫困脆弱性,而对“以种植收入为辅农户”贫困脆弱性的减缓作用并不显著。

**【关键词】**政策性农业保险;贫困脆弱性;风险型贫困脆弱性;资本型贫困脆弱性

**【作者简介】**黄颖,西北农林科技大学经济管理学院博士生,信阳师范学院副教授,研究方向:农村金融与保险,E-mail:huangying126mail@126.com;吕德宏(通讯作者),管理学博士,西北农林科技大学经济管理学院教授、博导,研究方向:农村金融理论与实践;张珩,管理学博士,同济大学经济与管理学院博士后,研究方向:农村金融。

**【原文出处】**《保险研究》(京),2021.5.16~32

**【基金项目】**国家社会科学基金项目“普惠金融、金融素养与边缘贫困户生计能力提升研究”(19BGL156);国家社会科学基金项目“我国城市居民加杠杆的群体性特征及其债务风险研究”(19BGY256);陕西省社科界重大理论与现实问题研究项目“深度贫困地区财政金融支持脱贫攻坚政策协同研究”(2020Z304);河南省高等学校哲学社会科学应用研究重大项目“河南省农村人口转移进程中惠农政策效果保障研究”(2018-YYZD-13);河南省高等学校重点科研项目“河南省新型城镇化与农业保险协调发展研究”(17A790041)。

### 一、引言

2020年底,中国如期完成脱贫攻坚目标任务,实现了在现行标准下农村贫困人口全部脱贫,贫困县全部摘帽,消除了绝对贫困和区域性整体贫困,脱贫攻坚战取得了阶段性胜利。中国由绝对贫困向相对贫困转变、由收入贫困向多维贫困转变(黄征学等,2019)。巩固脱贫攻坚成果,防止出现大规模的相对

贫困和边缘贫困人口“陷贫”或脱贫人口“返贫”现象,减贫措施需要由“扶贫”向“防贫”转变(陈志钢等,2019)。世界银行于2000年提出贫困脆弱性概念,它是对家庭或个人由于未知的不确定性而遭受未来贫困风险大小的事先测度,是对贫困前瞻性地、动态地刻画(万广华等,2014;樊丽明,2014;叶初升,2014)。它将风险引入贫困分析,更强调风险对未来

贫困的引致作用。中国农户尤其是深度贫困地区农户仍面临着较高的贫困脆弱性(张伟等,2017),极易因重大疾病、自然灾害或其他风险冲击而陷贫或者返贫。以自然灾害为代表的农业风险冲击是农户贫困脆弱性的重要诱因(张伟等,2020;黄薇,2019;Carter et al.,2001)。国务院扶贫办2015年数据显示,20%以上的建档立卡贫困户是“因灾致贫”,大量实证研究也证实自然灾害与农户贫困脆弱性高度相关(张伟,2017)。农业保险是管理农业风险、缓解农业风险冲击有效的工具之一,其风险保障与经济补偿功能在扶贫工作中具有独特优势,能天然契合农户农业风险保障的实际需求(朱蕊、江生忠,2019;肖宇谷、王克等,2020)。尤其是对于收入水平较低、抗风险能力较差的相对贫困和边缘贫困群体,农业保险能够稳定其收入。研究农业保险对农户贫困脆弱性的影响,对于优化政策性农业保险作用机制、巩固脱贫攻坚成果和完善扶贫政策体系具有重要意义。

现有研究主要聚焦于农业保险扶贫及反贫困方面。郑伟等(2018)指出,与传统扶贫模式相比,农业保险扶贫具有开发性和保障性的双重特性。张伟等(2017)、郑军等(2019)发现,农业保险扶贫具有乘数效应和福利溢出效应,同时具有扶贫普惠性和精准性。张伟等(2020)从收入角度指出农业保险虽然在一定程度上降低了农民无灾害条件下的收入上限,但却显著提高了极端灾害条件下农民的收入下限,因此,农业保险对于因灾致贫和因灾返贫具有很好的缓解作用。少量研究运用数值模拟方法和实证检验方法分析农业保险的扶贫效果。朱蕊、江生忠(2019)指出,农业保险可以降低农户贫困发生率,但扶贫效果受制于经济发展水平。邵全权等(2017)验证发现农业保险赔付以及保费补贴都能够提高农民消费和终身效用,从而起到解决农户贫困问题的作用,但其作用强度并不一致,只有当消费和HDI的发展跨越一定门槛后,农业保险的反贫困效应才能发挥功效。廖朴等(2019)、张建等(2020)、Pu Liao et al.(2020)基于多重均衡模型并利用动态系统数值

模拟方法,分析农业保险对农户陷贫概率的影响,结果发现农业保险能够帮助资产在阈值以上的人群摆脱潜在贫困,但对深度贫困无效。

然而关于农业保险特别是政策性农业保险对贫困脆弱性影响的研究却鲜有见到,本文从这一问题着手展开研究。首先,利用西北黄土高原主产区和环渤海主产区2255户苹果种植户的微观数据,运用PSM反事实分析框架,研究农户“是否参与农业保险”和“农业保险保障程度”对其贫困脆弱性的影响。其次,根据致贫原因不同将贫困脆弱性分为风险型贫困脆弱性和资本型贫困脆弱性,采用IV-Probit模型,分析农业保险对不同类型贫困脆弱性影响的差异;最后,使用分样本分析和交互项模型,研究政策性农业保险对贫困脆弱性影响的收入结构异质性。

## 二、理论分析和研究假说

### (一)政策性农业保险对农户贫困脆弱性的影响分析

本文借鉴Kovacevic和Pflug(2011)、孙武军等(2016)、景鹏等(2019)的理论框架,基于“资本贫困理论”,分析在农业风险冲击情形下,农业保险对农户贫困脆弱性的影响。假设农业风险的发生服从参数为 $\lambda$ 的Poisson过程, $\tau_i$ 表示第*i*次农业风险发生的时间。 $k_{\tau_{i-1}}$ 表示第*i-1*次农业风险冲击后的资产存量,在两次风险发生之间,资本按照一定路径增长, $\gamma$ 为资本增长率。 $k^*$ 为动态资本贫困临界值(Micawber边界值)，“资本贫困理论”认为如果家庭资本积累规模低于临界点,家庭陷入贫困(Carter和May,2001;Carter和Berrett,2006)。假设 $k_{\tau_{i-1}} > k^*$ ,则 $(k_{\tau_{i-1}} - k^*)$ 为可增长资本。 $s$ 为农业风险冲击后农户的资本剩余比例,其概率密度函数为 $z(s)$ 。

在农户未参与农业保险的情形下,当第*i*次农业风险发生时,农户的家庭资本为:

$$k_{\tau_i} = [k^* + (k_{\tau_{i-1}} - k^*)e^{\gamma(\tau_i - \tau_{i-1})}] \cdot s \quad (1)$$

假设风险冲击造成的资本变化服从马尔科夫过程,可用马尔科夫链分析 $k_{\tau_i}$ 的特征。令 $k_{\tau_{i-1}} = x, k_{\tau_i} = y$ ;则资产转移概率 $p(y < k^* | x \geq k^*)$ 为第*i*次农业风险冲击导致农户陷入贫困的概率,即贫困脆弱性为:

$$V(x) = \int_0^{k^*} \int_0^{\frac{\lambda}{\gamma}} [s(x-k^*)]^{\frac{\lambda}{\gamma}} \cdot (y-sk^*)^{-\frac{\lambda}{\gamma}-1} d_{s(s)} d_{\lambda} \quad (2)$$

在农户参与农业保险的情形下,假定保险机构附加费用为0,λ为农业风险发生速率,E(1-s)为预期风险损失,η为保险赔偿比例<sup>①</sup>,a为扣除农业保险费补贴后农户的自付比例,(1-a)为农业保险保费补贴比例,θ为投保比例<sup>②</sup>,η为农业保险单位赔偿比例<sup>③</sup>。农户实际保费支出为:

$$\varphi = a \cdot \theta k_{t-1} \eta \lambda E(1-s) \quad (3)$$

农户参保后,动态资本贫困临界点k\*提高到k\*,k\*\*=k\*+φ。在家庭资本积累不变的前提下,可增长资本减少至(k<sub>t-1</sub>-k\*\*)

在农户参与农业保险的情形下,当第i次农业风险发生时,农户家庭资本为:

$$k'_{t_i} = [k^{**} + (k_{t_{i-1}} - k^{**}) e^{\gamma(\tau_i - \tau_{i-1})}] \cdot [s + \theta(1-s)\eta] \quad (4)$$

由式(4)可知,农户参与农业保险在两方面影响农户的资本积累和贫困脆弱性:一方面保费支出导致农户资本积累规模减小,提高农户的贫困脆弱性,称为“保费的资产侵蚀效应”;另一方面农业保险赔偿增加农户资本积累规模,降低农户的贫困脆弱性,称为“保险的损失补偿效应”(景鹏等,2019;孙武军等,2016)。这两种效应共同作用决定了农业保险的扶贫效果。在农户参与农业保险的情形下,农户的贫困脆弱性为:

$$V(x)' = \int_0^{k^{**}} \int_0^{\frac{\lambda}{\gamma} - \frac{\theta\eta}{1-\theta\eta}} \frac{\lambda}{\gamma} [(x-k^{**})]^{\frac{\lambda}{\gamma}} (s+\theta\eta-s\theta\eta) \cdot [y-(s+\theta\eta-s\theta\eta)k^{**}]^{-\frac{\lambda}{\gamma}-1} d_{s(s)} d_{\lambda} \quad (5)$$

直接比较农户参与农业保险前后的贫困脆弱性变化较为困难,当前研究常用数值模拟法比较不同参数水平下参保农业保险对农户贫困脆弱性的影响。然而数值模拟方法往往要对边界条件进行简化,可能导致分析结果与现实结果的背离,而且模型形式的差异可能导致分析结果与精度出现较大误差。样本分析尽管也会产生误差,但相对较少,可信度更高。样本分析可与数值模拟方法互相检验,以提高该方法的可靠性。本文基于苹果种植户的调查数据,分析农业保险对农户贫困脆弱性的影响。在此提出假设。

H1a:政策性农业保险有助于降低农户的贫困脆弱性。

由式(3)和(5)知,假定农业风险发生速率λ为1,在资本增长率r、损失剩余比例s及其概率密度函数z(s)不变的前提下,农户的贫困脆弱性取决于保费补贴比例1-a、投保比例θ以及农业保险单位赔偿比例η。投保比例θ反映了农户参保意愿的主观因素,赔偿比例η一定程度上反映农业保险的发展水平,二者共同决定农户的农业保险保障程度(肖谷宇等,2020)。农户的农业保险保障程度越高,说明农业保险的保障作用越强,风险冲击带来的损失程度越小。从而,农户资本低于贫困临界值的概率越小,农户的贫困脆弱性就越低。在给定参数值不变的条件下,提出假设。

H1b:政策性农业保险保障程度负向影响农户贫困脆弱性。

## (二)政策性农业保险对农户不同贫困脆弱性类型影响分析

Carter and Berrett(2006)、万广华等(2014)根据贫困脆弱性水平将贫困分为结构性贫困和随机性贫困,结构性贫困主要源于家庭缺乏摆脱贫困的必要资本(物质资本、金融资本、社会资本和人力资本等),随机性贫困源于重大风险冲击。叶初升(2014)指出农户贫困主要有两个根源:一是平均收入过低,二是收入波动幅度过大。平均收入过低受制于贫困的历史与现实,称之为“贫困导致的脆弱性”,收入波动幅度过大则是由未来风险冲击造成的,称之为“风险导致的脆弱性”。本文借鉴上述观点,将由资本缺乏主导的贫困脆弱性界定为“资本型贫困脆弱性”<sup>④</sup>,将由风险冲击主导的贫困脆弱性界定为“风险型贫困脆弱性”。

农业保险作为有效的农业风险管理工具,主要从三方面减缓农户的风险型贫困脆弱性。一是农业保险有助于强化农户的风险和保险意识,推动农户采用科学的风险预防与损失控制的方法,降低农业风险发生的损失频率和损失程度(徐斌等,2016)。二是农业保险为农户的风险损失提供经济赔偿,稳定

农民收入。农业保险赔偿资金有助于农户恢复生产,为农业发展、农民增收发挥“防火墙”和“安全网”作用(Ashley, 2016)。

农业保险不仅有助于减缓农户的风险型贫困脆弱性,也有助于降低农户的资本型贫困脆弱性。首先,农业保险助力农户获取金融资本。农业保险保单抵押贷款、“政保担”“银保担”等方式发挥农业保险的融资增信功能,缓解农户信贷配给和资金束缚(廖朴等, 2019)。其次,农业保险的风险保障功能有助于农户专业化、规模化经营,推动农户增加生产工具和设备投入、采纳新技术,从而提升农业生产经营效率、增加农户物质资本积累(Kerri B. and Martine V., 2015)。再次,农业保险还激励农户将抛荒、弃耕的农地以及贫瘠的滩涂、水面等资源投入生产,增加农户自然资本(徐斌等, 2016)。最后,农户参保可能获得较多的农业技术推广培训、风险管理技能教育和金融服务机会,形成更广泛的社会网络,有助于农户形成高质量的社会资本和人力资本(Martine V., et al., 2020; 马彪, 2020)。

但现阶段,农业保险对资本型贫困脆弱性的减缓作用可能弱于其对风险型贫困脆弱性的作用。原因有二:一是在当前农业保险发展水平下,农业保险主要通过损失补偿效应和保费补贴的转移支付效应直接影响农民收入,从而降低了其风险型贫困脆弱性;二是农业保险与信贷、技术改进、土地流转以及其他扶贫措施的协同机制尚不完善(徐斌等, 2016; 费清等, 2018; Kerri, 2015; Martine, 2020),农业保险通过影响农户的多维资本进而其减缓贫困脆弱性的作用可能较小。基于此,提出研究假设。

H2a:政策性农业保险对风险型贫困脆弱性的减缓作用大于对资本型贫困脆弱性的减缓作用。

H2b:政策性农业保险保障程度对风险型贫困脆弱性的减缓力度大于对资本型贫困脆弱性的减缓力度。

(三)政策性农业保险对贫困脆弱性影响的收入结构异质性分析

农户可支配收入主要有经营性收入、工资性收

入、财产性收入和转移性收入四个部分构成。其中,经营性收入是指农户从事种养殖业的纯收入,80%以上来源于农林牧渔业收入<sup>⑤</sup>。经营性收入占比越高,受农业风险冲击影响越大,收入稳定性和收入水平就越低,农业保险作用空间就越大,对农户贫困脆弱性的减缓作用就越强。对于以经营性收入为全部或主要收入来源的农户来说,一次重大自然灾害不仅可能导致脱贫成果毁于一旦,而且可能导致未来较长一段时期难以恢复生产,并最终陷入贫困。农业保险提高农户自身的风险承担能力,减缓农业风险对资本积累的冲击,及时恢复和扩大生产,对这类农户而言,是“雪中送炭”(张伟等, 2020),能够有效降低其贫困脆弱性。而对经营性收入占比较低的农户而言,非农收入等稳定性收入占比较高并且整体收入水平也较高。农业风险冲击对其收入水平和收入稳定性的影响较小,农业保险对其贫困脆弱性的影响也较小。基于此,本文提出研究假设。

H3a:政策性农业保险对不同收入结构农户贫困脆弱性的减缓效果存在异质性。

H3b:政策性农业保险保障程度对不同收入结构农户贫困脆弱性的减缓效果存在异质性。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源及样本特征

本文数据来自课题组2019年7~9月开展的“苹果保险与农民贫困”调查。选择西北黄土高原产区的陕西省延安市洛川县、凤翔县,甘肃省天水市麦积区、平凉市静宁县,以及渤海湾产区的山东省栖霞市和招远市作为调查区域。在调查区域选择上考虑到三个原因:一是调查区域是中国主要苹果产区。两个产区的苹果种植面积占全国78%,产量占全国80%以上;二是调查区域苹果保险开展时间较长,保险覆盖率较高;三是调查区域的苹果保险有明显区别。洛川县和凤翔县的苹果保险以成本保险为主,每亩保额2000元,费率4%,政府部门提供50%的保费补贴。栖霞市和招远市同样以成本保险为主,每亩保额4000元,费率5%,政府部门提供50%的保费补贴。甘肃省苹果保险自2018年以后以“收入保

险+期货”为主,每亩保额4000元,费率4.5%,政府对非贫困户的保费补贴为80%,贫困户补贴比例为90%。为保证样本的代表性,调查采用多层抽样和随机抽样相结合的方法。根据2018年苹果保险投保数量,在每个县(市)中选取投保数量最多的4个乡镇作为样本乡镇。每个乡镇随机抽取4~6个样本村,每个样本村随机抽取15~20户和普通农户。调研采取入户形式进行一对一访谈,调查内容涵盖家庭经营特征、家庭资本和收入状况等,农业保险参与状况等,调查共获得农户问卷2368份。剔除部分关键信息缺失、前后矛盾或存在极值的样本,最终得到2255份有效问卷,样本有效率为95.23%。样本特征描述如表1所示。

(二)变量选取及描述性统计

1. 因变量。

农户贫困脆弱性。现有文献通常利用一定时期内家庭未来收入低于贫困线的概率来测度贫困脆弱性(万广华等,2014;樊丽明等,2014;Chiwaula et al.,

2011)。首先,基于三阶段可行广义最小二乘法估计农户未来收入;其次,采用当前研究常用的VEP法,测度农户未来收入低于贫困线的概率,即贫困脆弱性。借鉴Gunther and Harttgen(2009)、张栋浩等(2018)等的做法,将贫困脆弱性高于29%的农户界定为贫困脆弱性农户,以农户是否为贫困脆弱性农户作为农户贫困脆弱性的代理变量,若农户为贫困脆弱性农户则定义为1,否则为0。

资本型贫困脆弱性和风险型贫困脆弱性。假设存在参照家庭,其收入均值等于样本收入均值中位数、收入方差等于样本方差中位数。农户与参照家庭的贫困脆弱性离差可以分解为均值差异导致的脆弱性离差与方差差异导致的脆弱性离差两个部分。如果均值差异导致的脆弱性离差在总离差中起主导作用,意味着来源于农户家庭收入(资本)水平的差异使农户的贫困脆弱性高于参照家庭,即农户的贫困脆弱性属于资本型贫困脆弱性。同理,如果方差差异导致的脆弱性离差在总离差中起主导作用,意味

表1 样本农户及家庭基本特征

	分类	样本数(个)	比例(%)		分类	样本数(个)	比例(%)
年龄	30岁及以下	378	16.76	种植面积	5亩以下	498	22.08
	30~39岁	741	32.86		5~10亩	1581	70.12
	40~49岁	767	34.0		10亩以上	178	7.8
	50~59岁	297	13.17	家庭资本	10万及以下	919	45.19
	60岁及以上	72	3.19		10~20万	810	32.79
户主性别	女	647	28.69	20万及以上	526	22.02	
	男	1608	71.31	家庭年收入	5万及以下	1095	48.56
户主文化程度	小学及以下	642	28.04		5~10万	614	75.79
	初中	1076	47.74		10万及以上	546	24.21
	高中	441	19.57	农业保险参与行为	参与过	671	29.76
	大专及以上	105	4.66		未参与	1584	70.24
务农状况	纯务农	1305	57.61	医疗保险参与行为	参与过	2169	96.19
	务农为主	638	28.79		未参与	86	3.81
	务农为辅	244	10.82	养老保险参与行为	参与过	1133	50.24
	不务农	74	3.29		未参与	1122	49.76
家庭人口数	3人及以下	430	19.07	是否加入合作社	参加过	333	14.77
	4~6人	1617	71.71		未参加	1922	85.23
	7人及以上	208	9.22	地区	陕西	1027	45.54
抚养比	≤1	1720	76.27		山东	581	25.76
	>1	535	33.73		甘肃	647	28.69

着农户的贫困脆弱性离差更多的由风险冲击导致的收入波动来解释,即农户的贫困脆弱性为风险型贫困脆弱性。若农户的贫困脆弱性为资本型贫困脆弱性,则定义为1,否则为0;若农户的贫困脆弱性为风险型贫困脆弱性,则定义为1,否则为0。

### 2. 核心自变量。

政策性农业保险参与行为。本文采用苹果种植户近5年是否参与政策性农业保险作为核心自变量,考察政策性农业保险对农户贫困脆弱性的影响<sup>⑥</sup>。若农户5年内曾经参与过农业保险,则记作1;反之,则记作0。

政策性农业保险保障程度。借鉴刘子宁(2019)的方法,利用一定时期内农户平均损失补偿比例度量政策性农业保险保障程度。以近5年曾经发生过农业风险损失的农户为考察样本<sup>⑦</sup>,平均损失补偿比例等于近5年农户获得保险赔偿总额与实际风险损失金额的比值,可进一步分解为单位赔偿比例 $\eta$ 和

农户近5年平均投保比例 $\bar{\theta}$ 的乘积。

### 3. 控制变量。

为厘清农户参与农业保险的影响因素,本文借鉴已有研究,选取年龄、文化程度和健康状况表征苹果种植户的户主特征,年龄对农户参保行为的影响可能存在非线性特征,设置年龄平方变量。选取家庭生产性资本、储蓄和抚养比表征苹果种植户的家庭特征。选取农户家庭的劳动力就业结构、收入结构和苹果种植面积表征苹果种植户的经营特征。选取自然灾害发生频率和影响程度、医疗保险和养老保险的参与状况表征苹果种植户的风险及保障特征。上述各变量的赋值说明、描述性统计与变量均值差异性检验见表2。

比较农业保险参与组与未参与组各控制变量的均值差异可知,参保组的贫困脆弱性、风险型贫困脆弱性和资本型贫困脆弱性都显著低于未参保组(其均值差在1%的水平上显著性)。相较于未参与组,参

表2 变量赋值说明、描述性统计及均值差检验

变量类型	变量名称	变量说明	全样本	参保组(均值)	未参保组(均值)	差值	t值
脆弱性	贫困脆弱性	是=1,否=0	0.0170	0.0150	0.0179	-0.0029***	-3.4833
	资本型贫困脆弱性	是=1,否=0	0.0232	0.0149	0.0268	-0.0119***	-3.8397
	风险型贫困脆弱性	是=1,否=0	0.0263	0.0204	0.0303	-0.0163***	-2.8170
户主特征	年龄	户主实际年龄	48.9477	47.8638	49.4094	-1.5457***	-3.1635
	年龄平方	户主实际年龄平方	2508.10	2395.45	2556.09	-160.63***	-3.3351
	受教育程度	小学及以下=1,初中=2;高中=3,大专及以上=4	2.0152	2.0446	1.9461	0.0985**	2.5383
	健康	是=1;否=0	0.8043	0.8978	0.8542	-0.0436**	2.0540
家庭特征	家庭资本	资本市场价值(万元)	26.1543	27.4072	25.6205	1.7867***	3.5484
	储蓄	实际储蓄(万元)	2.7961	2.8668	2.7659	0.1008**	2.282
	抚养比	非劳动年龄人数/劳动年龄人数	1.0398	0.9686	1.0702	-0.1016**	-2.1676
	农业劳动力占比	家庭从事苹果种植的人数/劳动力人数	0.6882	0.7627	0.5134	0.2493***	3.1317
经营特征	收入结构(“种植为辅”为参照组)种植面积	纯种植:是=1;否=0	0.2840	0.2902	0.2695	0.0207***	2.9942
		种植为主:是=1;否=0	0.2733	0.2799	0.2704	0.0095	0.4628
		苹果种植面积	7.3725	7.5988	7.2761	0.3227***	3.0784
风险及保障特征	自然灾害发生的频率	很低=1,较低=2,一般=3,较高=4,很高=5	2.3377	2.4522	2.0689	0.3833***	7.0663
	自然灾害造成的损失	很小=1,较小=2,一般=3,较大=4,很大=5	2.8973	2.9985	2.9689	0.0268***	2.6677
	养老保险	参与=1,非参与=0	0.5520	0.5724	0.5039	0.0686***	4.1927
	医疗保险	参与=1,非参与=0	0.9633	0.9790	0.9566	0.0224**	2.5510

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在1%、5%、10%的水平上显著。

与组的年龄偏小、健康状况较弱、抚养比较低、受教育程度较高。在家庭特征方面参与组呈现出家庭资本价值和储蓄较高的特征；在经营特征方面表现出家庭劳动力更多从事苹果种植业、家庭收入结构更偏向于以苹果种植收入为主、苹果种植规模更大的特征；在风险和保障特征方面，农业保险参与组呈现面临的自然灾害更为频发、灾害损失更加严重，农户参加养老和医疗保险更加积极的特征。

### (三)实证方法

#### 1. 贫困脆弱性的测度与分解

首先利用三阶段可行广义最小二乘法得到苹果种植户人均收入期望和方差，并将其作为未来人均收入的期望和方差<sup>⑥</sup>。其次，采用VEP法基于苹果种植户的贫困脆弱性。VEP测度法(Vulnerability as Expected Poverty)基于当前收入或消费预测未来收入或消费低于贫困线的可能性，具有前瞻性。并且，VEP法适用于截面数据，测算方法简便，在研究中得到广泛运用(章元等，2013；樊丽明等，2014)。

借鉴Chaudhuri(2002)、万广华(2014)的做法，三阶段可行广义最小二乘估计步骤为：第一步是基于(6)式做OLS回归，第二步基于(7)式做OLS回归。第三步以预测值 $\hat{\rho}X^0$ 作为权重对式(7)作加权回归，得到 $\rho$ 的有效估计 $\hat{\rho}_{FGLS}$ ，以预测值 $\hat{\rho}_{FGLS}X^0$ 的平方根为权重对(6)式做加权回归，得到一致且渐进有效的估计量 $\hat{\beta}_{FGLS}$ 。

$$\ln Y = \beta X^Y + \vartheta \quad (6)$$

$$\vartheta^2 = \rho X^0 + \xi \quad (7)$$

其中， $X^Y$ 指户主年龄、性别、文化程度、家庭人口数、抚养比、种植面积、家庭年收入、地区虚拟变量陕西、甘肃(以山东作为参照组)等。 $X^0$ 指 $X^Y$ 加上健康状况、务农状况、自然灾害影响程度、价格风险影响程度等导致农户收入波动的变量。

假定农户人均收入符合对数正态分布<sup>⑦</sup>，计算(8)式可得到农户未来收入小于设定的贫困线(poor)的概率：

$$\hat{V}ul = p(\ln Y \leq \ln poor) = \varphi(\ln poor - \hat{\beta}_{FGLS} X^Y) / \sqrt{\hat{\rho}_{FGLS} X^0} \quad (8)$$

若 $\hat{V}ul$ 的值大于设定的脆弱线，则认为农户具有贫困脆弱性。可见，贫困线和脆弱线的选择对贫困脆弱性的测度具有重要影响。关于贫困线的设定，国内贫困线以中国2010年人均可支配收入2300元为基准，并根据农村贫困人口生活消费价格指数进行年度调整(鲜祖德，2016)，2019年调整后的贫困线为每人每年3747元。关于脆弱线的设定，也有学者以50%或贫困发生率作为脆弱线，但50%的脆弱线容易遗漏暂时性贫困的家庭(Ward, 2016)，而以2019年3.1%的贫困发生率作为脆弱线容易囊括并不贫困的家庭，以29%作为脆弱线是根据两年内贫困脆弱性均高于50%进行时间折算而得，较为合理(Gunther and Hartgen, 2009；张栋浩等，2018)。

贫困脆弱性的分解主要借鉴李丽(2010)、Krishna(2010)的研究。假定存在一个参照家庭 $m$ ，其未来收入的均值 $\mu_m$ 等于预测均值的中位数、方差 $\sigma_m$ 等于预测方差的中位数，则参照贫困脆弱性 $V_m$ 等于预测脆弱性的中位数。贫困脆弱性由家庭未来收入的均值、方差、贫困线和脆弱线共同决定，在贫困线和脆弱线不变的前提下，贫困脆弱性是家庭未来收入均值和方差的函数。由此，家庭 $m$ 和家庭 $h$ 的贫困脆弱性分别为： $V_m = V(\mu_m, \sigma_m^2)$ ， $V_h = V(\mu_h, \sigma_h^2)$ 。假定存在 $V_{hm} = V(\mu_h, \sigma_m^2)$ 与 $V_{mh} = V(\mu_m, \sigma_h^2)$ ，则脆弱性的均值差异部分可记为方差相同时，均值差异导致的脆弱性差异，即 $(V_{hm} - V_m)$ 或 $(V_h - V_{mh})$ 。同理，脆弱性的方差差异部分可记为均值相同时，方差差异导致的脆弱性差异，即 $(V_{mh} - V_m)$ 或 $(V_h - V_{hm})$ 。借鉴李丽(2010)的做法，有：

$$V_h - V_m = [(V_h - V_{mh}) + (V_{mh} - V_m)]/2 + [(V_h - V_{hm}) + (V_{hm} - V_m)]/2 \quad (9)$$

式(9)右边第一项反映均值差异导致的脆弱性离差，取决于家庭资本水平，第二项反映方差差异导致的脆弱性离差，取决于农户的净收入波动水平。对二者绝对值进行比较，如果均值差异导致的脆弱性离差绝对值较大，说明农户的贫困脆弱性属于资本型贫困脆弱性。如果方差差异导致的脆弱性离差绝对值较大，说明农户的贫困脆弱性为风险

型贫困脆弱性。

## 2. 政策性农业保险参与行为对农户贫困脆弱性影响分析:PSM模型

为度量“农户是否参保”对苹果种植户贫困脆弱性的影响,本文构建农户贫困脆弱性模型,表达式为:

$$Vul_i=c_0+cD_i+\gamma X_i+\varepsilon_i \quad (10)$$

其中, $Vul_i$ 表示苹果种植户*i*是否为贫困脆弱性农户、农户的贫困脆弱性是否为资产型贫困脆弱性或风险型贫困脆弱性; $D_i$ 表示第*i*个家庭5年内是否曾参与农业保险, $D_i=1$ 表示参与, $D_i=0$ 表示未参与; $X_i$ 为其他可观测变量; $\varepsilon_i$ 是随机干扰项。

考虑到农户是否参与农业保险并非随机的,而是农户“自选择”的结果。由于保险市场存在“逆向选择”问题,生计资本贫乏、抗风险能力差、贫困脆弱性较高的农户反而倾向于参加农业保险。因此,直接对参保农户和非参保农户的贫困脆弱性进行比较,容易因忽略自选择问题而导致的估计偏误。为了剔除“自选择”的影响,本文采用倾向得分匹配法(PSM)来估计参加苹果保险对农户贫困脆弱性的影响。PSM的基本思想是基于反事实分析框架使个体处于均衡可比状态,从而克服样本“自选择”导致的“选择偏差”以及估计偏误问题,有效反映个体参与项目的因果效应。

第一步,选择协变量。参考相关文献,尽量将可能影响农户贫困脆弱性与农户参保的相关变量纳入模型,以保证可忽略性假设得到满足。

第二步,估计倾向得分。本文采用Logit模型估计农户参与农业保险的概率,条件概率的拟合值即为倾向得分。

第三步,运用四种主流匹配方法对参保农户和未参保农户进行匹配并检验匹配效果。本文运用K近邻匹配( $K=4$ )、卡尺匹配(本文将卡尺范围定为0.02)、样条匹配和核匹配方法进行匹配。不同方法可能产生不同的估计结果,然而何种方法能取得最优结果,学界对此并无一致观点。如果不同匹配方法的估计结果一致或相似,表明匹配结果稳健。

第四步,根据匹配后样本计算参保农户的平均处理效应(average treatment effect on the treated, ATT)。平均处理效应包含处理组、控制组和全样本的平均处理效应,由于本文探究农业保险对农户贫困脆弱性的影响,聚焦于参保农户贫困脆弱性的变化,因此,仅对参保农户(处理组)的平均处理效应进行分析,即:

$$ATT=E(Vul_{1i}|D_i=1)-E(Vul_{0i}|D_i=1)=E(Vul_{1i}-Vul_{0i}|D_i=1) \quad (11)$$

其中, $Vul_{1i}$ 表示第*i*个参保农户是否为贫困脆弱性农户、农户的贫困脆弱性是否为资产型贫困脆弱性或风险型贫困脆弱性; $Vul_{0i}$ 表示反事实框架下,如果参保农户不参保,其是否为贫困脆弱性农户、农户的贫困脆弱性是否为资产型贫困脆弱性或风险型贫困脆弱性。

## 3. 政策性农业保险保障程度对农户贫困脆弱性影响的检验:IV-Probit模型

为度量参与政策性农业保险保障程度对苹果种植户贫困脆弱性的影响,本文构建农户贫困脆弱性模型,表达式为:

$$Vul_i=\alpha+\beta Rat_i+\gamma X_i+\varepsilon_i \quad (12)$$

其中, $Vul_i$ 表示苹果种植户*i*是否为贫困脆弱性农户、农户的贫困脆弱性是否为资产型贫困脆弱性或风险型贫困脆弱性; $Rat_i$ 表示农户*i*的政策性农业保险平均损失补偿比例; $X_i$ 为其他可观测变量; $\varepsilon_i$ 是随机干扰项。尽管模型已经尽量加入可能的控制变量,但仍有可能遗漏一些重要变量,此外,也不能排除农户贫困脆弱性对农业保险的逆向影响,采用简单的Probit模型易导致有偏估计。因此,本文采用工具变量Probit模型(IV-Probit)解决变量内生性问题,选择“村干部每年宣传农业保险的次数”作为农户参与农业保险的工具变量。“村干部每年宣传农业保险的次数”与农户农业保险保障程度具有相关性,同时具有外生性,该因素只能通过影响农户的农业保险参与行为及参与次数影响农户贫困脆弱性,符合工具变量相关性和外生性要求,理论上是较为合理的工具变量。

#### 4. 政策性农业保险影响农户贫困脆弱性的收入结构异质性:分组回归和交互项模型

参考相关文献的做法(农业农村部,1997;马彪等,2020),以苹果种植收入占农户家庭总收入的比重衡量农户的收入结构。按照收入结构将苹果种植户区分为纯种植收入农户(苹果收入占比超过80%)、以种植收入为主农户(苹果收入占比在50%到80%之间)和以种植收入为辅农户(苹果收入占比低于50%)三个子样本。首先,利用PSM模型(如公式(10)所示)分别对三个子样本进行回归,检验“农户是否参保”对其贫困脆弱性、风险型贫困脆弱性和资本型贫困脆弱性影响的收入结构异质性。其次,利用IV-Probit模型(如公式(12)所示)对三个子样本分别回归,检验农户的农业保险保障程度对其贫困脆弱性影响的收入结构异质性;并采用交互项模型检验研究结论的可靠性和稳健性,即在公式(12)所示IV-Probit模型中加入农业保险平均损失补偿比例和收入结构的交互项。以“种植收入为辅农户”作为参照组为例,构建交互项模型如下:

$$Vul_i = \beta_0 + \beta_1 Rat_i + \beta_2 Rat_i \cdot PL_i + \beta_3 Rat_i \cdot MPL_i + \beta_4 PL_i + \beta_5 MPL_i + \beta_x \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (13)$$

其中, $Vul_i$ 表示苹果种植户*i*是否为贫困脆弱性农户、农户的贫困脆弱性是否为资产型贫困脆弱性或风险型贫困脆弱性; $Rat_i$ 表示农户*i*的农业保险平均损失补偿比例, $PL_i$ 表示农户*i*的收入结构为纯种植收入, $MPL_i$ 表示农户*i*的收入结构以种植收入为主, $X_i$ 为控制变量。同理,本文分别构建了“以种植

收入为主农户”和“纯种植收入农户”作为参照组的交互项模型,检验农业保险对不同收入结构农户贫困脆弱性的不同效果。

#### 四、政策性农业保险对苹果种植户贫困脆弱性的影响测算

##### (一)政策性农业保险参与行为对苹果种植户贫困脆弱性影响分析

##### 1. 农业保险参与行为对苹果种植户贫困脆弱性的平均处理效应

运用倾向得分匹配(PSM)方法测算“农户是否参保”对其贫困脆弱性的平均处理效应。估计结果如表3所示,不同的匹配方法得到的估计结果基本一致,表明研究结论具有稳健性和一致性。为方便分析,利用平均处理效应的算数平均值表征农业保险的影响效果。表3第(1)列显示农业保险在5%以上的统计水平上显著降低苹果种植户贫困脆弱性,其平均影响为-12.35%,即参与农业保险使得农户贫困脆弱性平均显著降低12.35%,H1a得以验证。表3第(2)、(3)列分别显示参与农业保险能够在1%的统计水平上显著降低农户风险型贫困脆弱性和资本型贫困脆弱性。比较第(2)、(3)列平均处理效应平均值发现,农业保险对农户风险型贫困脆弱性的减缓力度(13.83%)大于其对资本型贫困脆弱性的作用力度(10.93%),H2a得以验证。

##### 2. 共同支撑检验与平衡性检验

倾向得分匹配方法有效的前提是处理组和控制组的倾向得分必须具有比较宽广的共同支撑域,共

表3 政策性农业保险参与行为的平均处理效应(PSM)

匹配方法	(1) 贫困脆弱性	(2) 风险型贫困脆弱性	(3) 资本型贫困脆弱性
K近邻匹配	-0.1220** (0.0578)	-0.1502*** (0.0393)	-0.1126*** (0.0260)
卡尺匹配	-0.1100** (0.0502)	-0.1458*** (0.0538)	-0.1185*** (0.0422)
核匹配	-0.1377*** (0.0311)	-0.1055** (0.0500)	-0.0981*** (0.0330)
样条匹配	-0.1258*** (0.0272)	-0.1398** (0.0650)	-0.1048** (0.0419)
平均值	-0.1235	-0.1383	-0.1093

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为标准误。

同支撑域过窄则会损失样本,导致匹配质量较差,倾向得分匹配方法失效。为确保匹配后处理组和控制组的倾向得分具有较多的重叠部分,需要进行共同支撑检验。本文绘制了核匹配前后参保农户和非参保农户倾向得分的概率密度,如图1(a)(b)所示。匹配后参保组与未参保组样本的倾向得分的重合部分较多,满足共同支撑的假设条件。此外,观察4种匹配方法下样本损失最大的结果:处理组和控制组损失37个样本,保留了2196个匹配样本,表明样本匹配质量较好。

为检测匹配结果的可靠性,需要进行平衡性检验,即检验匹配后处理组和控制组在每一个协变量上是否存在显著的系统性差异,且协变量的联合分布在匹配前后是否存在显著性差异(陈强,2012)。匹配后,所有变量的均值偏差和中位数偏差均下降到10%以下,均值差P值均大于0.9。表明经过匹配后,

处理组和控制组在各变量上不存在显著差异,匹配变量和匹配方法是合理的。为节约篇幅,本文不再汇报平衡性检验结果的具体结果。

(二)政策性农业保险保障程度对农户贫困脆弱性影响分析

采用IV-Probit模型检验农业保险对农户贫困脆弱性的影响。为保证IV-Probit模型的适用性,首先对自变量农业保险平均损失补偿比例的内生性进行检验。Hausman检验p值为0.00,在1%的显著性水平上拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设,而且异方差稳健的DWH检验的p值为0.00,说明自变量是内生变量,可以通过工具变量法解决内生性问题。其次,对工具变量“村干部每年宣传农业保险的次数”进行过度识别检验和弱工具变量检验判断工具变量的合理性(如表4所示)。工具变量过度识别检验的Hansen J统计量的p值大于10%,表示接受工

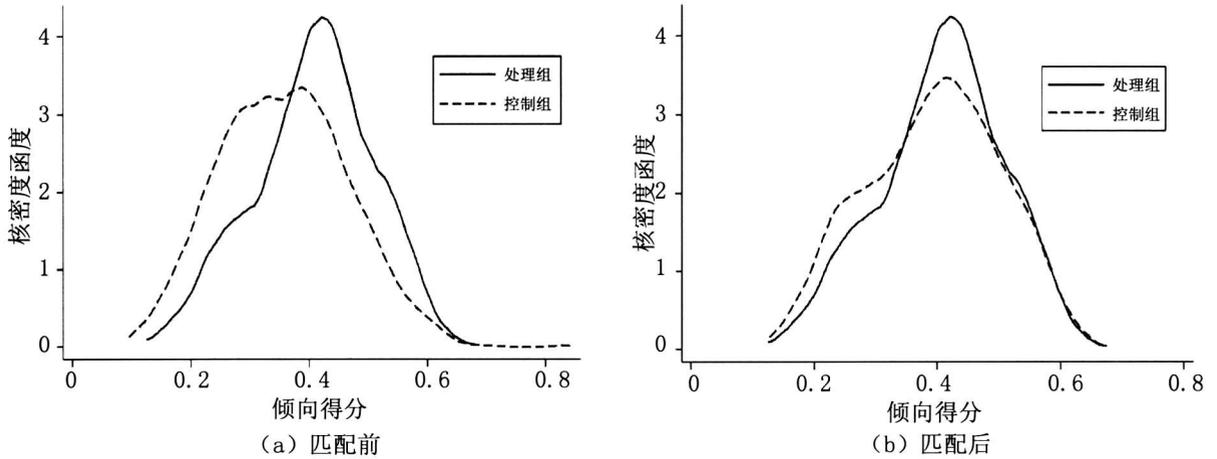


图1 处理组和控制组倾向得分核密度函数图

表4 政策性农业保险保障程度对贫困脆弱性影响估计结果(IV-Probit)

	(1) 贫困脆弱性	(2) 风险型贫困脆弱性	(3) 资本型贫困脆弱性
平均损失补偿比例	-0.0947*** (0.0299)	-0.1146*** (0.0373)	-0.0829* (0.0437)
控制变量	已控制	已控制	已控制
地区变量	已控制	已控制	已控制
Hansen J	p=0.5935	p=0.6380	p=0.5603
C-D Wald F	13.6502	11.3728	12.5370
15% maximal iv size	9.7644	8.4729	9.2853

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为标准误。

具变量与扰动项不相关,为外生变量的原假设。弱工具变量检验的Cragg-Donald Wald F统计量显示,对于名义显著性水平为5%的检验,其真实显著性水平不会超过15%,可以拒绝“弱工具变量”假设,表示工具变量与解释变量具有相关性。可见,工具变量满足外生性和相关性条件,是合理的工具变量。

表4第(1)列显示,平均损失补偿比例在1%的统计水平上显著负向影响苹果种植户的贫困脆弱性,表明提高农业保险保障程度能够降低农户贫困脆弱性,假设H1b得到验证。表4第(2)和(3)列显示,平均损失补偿比例分别在1%和10%的统计水平上显著降低农户的风险型贫困脆弱性和资本型贫困脆弱性。比较发现,农业保险平均损失补偿比例对农户风险型贫困脆弱性的影响系数的绝对值大于对资本型贫困脆弱性的影响系数的绝对值,表明提高农业保险保障程度对风险型贫困脆弱性的减缓作用大于对资本型贫困脆弱性的减缓作用,假设H2b得到证实。

### (三)政策性农业保险影响农户贫困脆弱性的收入结构异质性分析

#### 1. 政策性农业保险参与行为影响农户贫困脆弱性的分样本分析

利用PSM模型分别估计农业保险对收入结构不同的农户贫困脆弱性的影响(如表5所示)。结果显示农户参保在1%的统计水平上显著降低了“纯种植户收入农户”和“以种植收入为主农户”的贫困脆弱性和风险型贫困脆弱性,但对于“种植收入为辅农户”贫困脆弱性和风险型贫困脆弱性的影响不显

著。农户参保在5%的统计水平上显著降低“纯种植收入农户”的资本型贫困脆弱性,但对“种植收入为主农户”和“种植收入为辅农户”的资本型贫困脆弱性的减缓作用不显著。可见,农户参保对不同收入结构农户的贫困脆弱性、风险型贫困脆弱性以及资本型贫困脆弱性的减缓作用存在收入结构异质性,假设H3a得到验证。

#### 2. 政策性农业保险保障程度影响农户贫困脆弱性的收入结构异质性分析

本文以农户贫困脆弱性为例,利用IV-Probit交互项模型和分样本估计,分析农业保险保障程度对农户贫困脆弱性的影响效果是否具有收入结构异质性。结果如表6所示。

表6第(1)~(3)列为利用IV-Probit模型进行分样本估计。结果表明,提高农业保险保障程度能够在1%的统计水平上显著降低“纯种植收入农户”和“以种植收入为主农户”贫困脆弱性,对于“纯种植收入农户”的作用力度更强。但并不能显著降低“以种植收入为辅农户”的贫困脆弱性。

第(4)列显示以“以种植收入为辅农户”作为基准组的回归结果。平均损失补偿比例的系数为负,但不显著,表明对于“以种植收入为辅农户”而言,提高农业保险保障程度并不能显著降低其贫困脆弱性。同时,交互项“补偿比例\*纯种植”“补偿比例\*种植为主”的系数均显著为负,且其系数绝对值均大于平均损失补偿比例的系数的绝对值,表明提高农业保险保障程度有助于降低“纯种植收入农户”和“以种植收入为主农户”的贫困脆弱性。原因可能在于农业

表5 政策性农业保险参与行为对不同收入结构农户贫困脆弱性的影响(PSM)

收入结构	样本数	共同支撑样本数	贫困脆弱性	风险型贫困脆弱性	资本型贫困脆弱性
纯种植收入	659	644	-0.1071*** (0.0414)	-0.1228*** (0.0250)	-0.0845*** (0.0319)
种植收入为主	1185	1147	-0.0824*** (0.0231)	-0.1195*** (0.0318)	-0.0639 (0.0402)
种植收入为辅	411	402	-0.0513 (0.0393)	-0.0717 (0.0460)	-0.0594 (0.0413)

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在1%、5%、10%的水平上显著。采用近邻匹配法k=4匹配后的样本,括号内为标准误。其他匹配方法和参数的结果类似,限于篇幅不再汇报。

表6 政策性农业保险保障程度对不同收入结构农户贫困脆弱性的影响(IV-Probit)

样本	(1) 纯种植	(2) 种植为主	(3) 种植为辅	(4) 全样本	(5) 全样本	(6) 全样本
平均补偿比例	-0.0969*** (0.0272)	-0.0931*** (0.0319)	-0.0661 (0.0437)	-0.0625 (0.0425)	-0.0804** (0.0360)	-0.0861*** (0.0301)
补偿比例*纯种植				-0.1073*** (0.0281)	-0.0937*** (0.3081)	
补偿比例*种植为主				-0.0965** (0.0423)		-0.0872*** (0.3025)
补偿比例*种植为辅					-0.0617 (0.0971)	-0.0615 (0.0996)
纯种植				-0.2015*** (0.0709)	-0.1863*** (0.5759)	
种植为主				-0.2728*** (0.0937)		-0.2249*** (0.8529)
种植为辅					-0.2179*** (0.7220)	-0.2473*** (0.9897)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	659	1185	411	2255	2255	2255

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为标准误。限于篇幅省略常数项、控制变量系数和内生变量检验结果。

收入是其可支配收入的主要来源,农业保险保障程度提高强化了“保险的损失补偿效应”。同时,在政府财政补贴作用下,保费支出对农户的“资产侵蚀效应”并不明显,因此提高农业保险保障程度有助于降低其贫困脆弱性。

第(5)(6)列分别以“以种植收入为主农户”和“纯种植收入农户”为基准组进行回归。平均损失补偿比例的系数均在超过5%的统计水平上显著为负,表明提高农业保险保障程度能够显著降低“以种植收入为主农户”和“纯种植收入农户”的贫困脆弱性。同时,“补偿比例\*种植为辅”的系数均不显著,且其系数绝对值(分别为0.0617、0.0615)均小于实际补偿比例的系数绝对值(分别为0.0804、0.0861),表明对于“以种植收入为辅农户”而言,提高农业保险保障程度并不能显著降低其贫困脆弱性。

同样方法可用来估计农业保险保障程度对农户风险型贫困脆弱性和资本型贫困脆弱性影响的收入结构异质性。结果显示,提高农业保险保障程度显著降低“以种植收入为主农户”和“纯种植收入农户”的风险型贫困脆弱性,对于“以种植收入为辅农户”

的影响则不显著,表明农业保险保障程度对农户风险型贫困脆弱性的影响存在收入结构异质性。而农业保险保障程度对农户资本型贫困脆弱性的影响同样表现出收入结构异质性的特征,提高保障程度在10%的统计水平上显著降低“以种植收入为主农户”的资本型贫困脆弱性,但对“以种植收入为主农户”和“以种植收入为辅农户”的影响并不显著,表明农业保险保障程度对农户资本型贫困脆弱性的影响因收入结构差异而不同。限于篇幅,本文不再汇报其估计结果。

综上可知,农业保险保障程度对农户贫困脆弱性的减缓作用受农户收入结构的影响,存在异质性。H3b得到验证。提高保险保障程度对于“纯种植户收入农户”和“以种植收入为主农户”的贫困脆弱性的减缓作用比较显著,且影响程度较高,而对“以种植收入为辅农户”的作用并不显著。

#### (四)稳健性和内生性检验

采用4种不同的匹配方法,估计农户政策性农业保险参与行为的平均处理效应,估计结果基本一致,说明所得结论比较稳健;运用IV-Probit模型检验政

策性农业保险保障程度对贫困脆弱性的减缓效果,进一步表明了研究结论的稳健性。而且,对不同收入结构农户的分样本分析结果也表明研究结论是稳健的。为保证结论的稳健性和可靠性,采用更换贫困脆弱性测度指标和改变估计方法两种方法进行稳健性检验。

第一,从人均消费角度并更换贫困脆弱性测度的贫困线和脆弱线,重新测算农户是否为贫困脆弱性农户。以世界银行执行的发展中国家每人每天3.1美元生活费的标准作为贫困线标准,以50%为贫困脆弱线,重新测度农户的贫困脆弱性。结果显示,即使改变了脆弱性测度方法,所得结论依然稳健(为节约篇幅,本文不再汇报回归结果)。农户参保及提高保障程度都能显著降低苹果种植户的贫困脆弱性、风险型贫困脆弱性和资本型贫困脆弱性。

第二,以农户贫困脆弱性的实际值为被解释变量,并运用工具变量两阶段最小二乘估计(IV-2SLS)重新估计模型(如表7所示)。为解决农户参保行为和保障程度的内生性问题,选择“村干部每年宣传农业保险的次数”作为农户参与农业保险的工具变量进行估计。采用IV-2SLS、LIML和迭代GMM方法得到的农业保险对贫困脆弱性影响的方向和显著性基本一致,与PSM估计结果基本一致,说明本文的研究结论是稳健、可靠的。

## 五、结论与建议

本文基于我国苹果主产区2255户苹果种植户的微观数据,研究了政策性农业保险对农户贫困脆弱性的影响。研究发现:第一,政策性农业保险显著降低了苹果种植户的贫困脆弱性,参与农业保险使得农户贫困脆弱性平均显著降低12.35%,对风险型贫

困脆弱性的减缓力度为13.83%,大于对其对资本型贫困脆弱性的作用力度(10.93%);第二,提高农户的农业保险保障程度显著降低其贫困脆弱性,农户的平均损失补偿比例提高1%,则贫困脆弱性降低9.47%,风险型贫困脆弱性降低11.46%,资本型贫困脆弱性降低8.29%,提高保障程度对风险型贫困脆弱性的减缓作用高于对资本型贫困脆弱性的作用强度。第三,对于收入结构不同的农户,政策性农业保险参与行为和保障程度对其贫困脆弱性的影响存在显著差异。相对于“以种植收入为辅”农户,政策性农业保险对“纯种植收入农户”和“以种植为主农户”贫困脆弱性的作用力度更强。

政策性农业保险是防范农业风险和防止农户返贫的重要手段,对于降低农户贫困脆弱性,巩固脱贫攻坚成果和保障农户收入具有重要作用。基于本文研究结论可得到如下启示:首先,大力推广普及政策性农业保险,提高农户参与率。充分发挥政府支持在政策性农业保险推广普及中的作用,根据区域经济发展水平和风险状况,实施差异化财政补贴政策。地方政府尤其是基层政府应加强对政策性农业保险的宣传推广,强化农户的风险意识和保险意识,提高农户保险素养。其次,提高政策性农业保险保障程度,推动农业保险高质量发展。优化保险合同,合理确定保险费率;逐步提高保险金额、降低相对免赔额、调整或取消分阶段赔付系数。改革赔付模式,由比例式逐步转为差额式;简化流程,提高农业保险理赔时效。再次,设计精准扶贫保险产品,满足不同原因致贫农户的需要。对于风险型贫困脆弱性农户而言,扩充保险责任,满足农户对自然风险、市场风险、信用风险、收入风险、技术应用风险等风险保障

表7 农业保险对贫困脆弱性影响估计结果(工具变量法)

解释变量	IV-2SLS	LIML	IGMM	解释变量	IV-2SLS	LIML	IGMM
农业保险参与行为	-0.0936*** (0.0292)	-0.1033*** (0.0347)	-0.9857*** (0.3026)	农业保险保障程度	-0.0925*** (0.0305)	-0.1082*** (0.0453)	-0.1037*** (0.0342)
控制变量	已控制	已控制	已控制	控制变量	已控制	已控制	已控制
地区变量	已控制	已控制	已控制	地区变量	已控制	已控制	已控制

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为标准误。工具变量过度识别检验和弱工具变量检验表明工具变量是合理的,限于篇幅不再报告检验结果。回归包含常数项但未报告。

需求,实现“应保尽保”。对于资产型贫困脆弱性农户而言,创新农业保险产品,培育农户多维资本。完善保险与信贷、土地流转、技术推广等的协同机制,减轻农户因多维资本缺失导致的贫困问题。最后,设计具有多层次保障水平的政策性农业保险产品,适应不同收入结构农户的风险保障需求,推动农户向新型农业经营主体转变,强化种植农户收入稳定。

#### 注释:

①保险赔偿比例指在综合考虑到农业保险的免赔比例、分阶段赔付比例、保险金额以及农户实际风险损失的情形下,保险公司的亩赔偿金额与亩实际损失金额之比。

②投保比例指在足额投保的条件下,参与农业保险的财产数量与所有财产数量的比值。

③单位赔偿比例指单位保险标的的风险损失赔偿金额与实际损失金额的比值。

④以 Haveman and Wolff 为代表的“单维资本贫困”以排除住房价值的净资本和流动资本作为衡量资本贫困的指标;以 Moser 为代表的“多维资本贫困”以物质资本、金融资本、人力资本、社会资本和自然资本综合衡量资本贫困。目前,研究动态资本贫困的难题之一是资本是多维的,不仅仅是单一的金融资本。因此,本文采用“多维资本贫困”的观点,分析政策性农业保险对农户多维资本的影响。

⑤根据《中国农村统计年鉴》数据计算而得。

⑥农户未必在参保当年就发生农业风险并得到赔偿,这种情形下,农户仅支出保费而未获得保险赔偿,即政策性农业保险的效果主要由保费的资产侵蚀效应主导,可能得出政策性农业保险提高农户贫困脆弱性的结论,由此可能错误估计政策性农业保险的效果。因此,本文选择近5年农户是否参保及保障程度作为自变量。

⑦由于农业风险冲击发生频率及其大小具有随机性,存在大量农户在保险年度内并未遭受风险冲击,从而实际损失补偿比例为0的情形。因此,本文以农户近5年的平均损失补偿比例衡量政策性农业保险保障程度。

⑧通常有三种方法计算未来收入的期望和方差。一是基于面板数据,对收入进行加权平均获得期望值;二是构建收入方程,利用简单回归的预测值作为未来收入均值,但精确性较低;三是采用三阶段可行广义最小二乘估计,估计值渐进有效且一致。收入均值和标准差被认为是未来收入均值和标准差的无偏估计量(Chaudhuri et al., 2002; McCulloch and Calandrino, 2003)。

⑨有两种方法获得未来收入的概率密度函数:一是自举法(Bootstrap method)。二是直接假设未来收入服从某种分布。帕累托分布适合于描述那些中等以上、高收入群体的收入水平,特别是最富裕的20%人口(Cowell, 1995);伽马分布更适合描述中等收入群体的收入分布(Harrison, 2006);对数正态分布则适合于描述低收入群体的收入水平(Shorrocks and Wan, 2008; 万广华, 2009; 李丽, 2010)。万广华(2011)发现自举法并不能明显提高脆弱性测度的精准性,根据研究对象是中低收入群体的贫困脆弱性问题,本文假定收入服从对数正态分布。

#### 参考文献:

- [1] 陈志钢, 毕洁颖, 吴国宝, 何晓军, 王子妹. 中国扶贫现状与演进以及2020年后的扶贫愿景和战略重点[J]. 中国农村经济, 2019, (1): 2-16.
- [2] 樊丽明, 解翌. 公共转移支付减少了贫困脆弱性吗? [J]. 经济研究, 2014, (8): 67-78.
- [3] 费清, 江生忠, 丁宁. 技术进步、保险保障与农民收入——基于东中西部地区地级单位的面板GMM方法[J]. 财经理论与实践, 2018, 39(4): 100-104.
- [4] 黄薇. 保险政策与中国式减贫: 经验、困局与路径优化 [J]. 管理世界, 2019, (1): 135-150.
- [5] 黄征学, 高国力, 滕飞, 潘彪, 宋建军, 李爱民. 中国长期减贫, 路在何方? ——2020年脱贫攻坚完成后的减贫战略前瞻[J]. 中国农村经济, 2019, (9): 2-14.
- [6] 景鹏, 郑伟, 贾若, 刘子宁. 保险机制能否助推脱贫并守住脱贫成果? ——基于资产积累模型的分析[J]. 经济科学,

2019,(2):104-116.

[7]李丽,白雪梅.我国城乡居民家庭贫困脆弱性的测度与分解——基于CHNS微观数据的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2010,(8):61-73.

[8]廖朴,吕刘,贺晔平.信贷、保险、“信贷+保险”的扶贫效果比较研究[J].保险研究,2019,(2):63-77.

[9]刘子宁,郑伟,贾若,景鹏.医疗保险、健康异质性与精准脱贫——基于贫困脆弱性的分析[J].金融研究,2019,(5):56-75.

[10]马彪,张琛,彭超.农户分化背景下农业保险的功能实现研究[J].保险研究,2020,(9):77-91.

[11]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.

[12]孙武军,祁晶.保险保障、家庭资本增长与贫困陷阱[J].管理科学学报,2016,(12):71-82.

[13]万广华,刘飞,章元.资产视角下的贫困脆弱性分解:基于中国农户面板数据的经验分析[J].中国农村经济,2014,(4):4-19.

[14]鲜祖德,王萍萍,吴伟.中国农村贫困标准与贫困监测[J].统计研究,2016,(9):3-12.

[15]肖宇谷,王克,何小伟,H. Holly Wang.赔付模式对财政补贴型农业保险风险保障的影响研究[J].保险研究,2020,(7):63-76.

[16]徐斌,孙蓉.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[J].财经科学,2016,(6):97-111.

[17]叶初升,赵锐,李慧.经济转型中的贫困脆弱性:测度、分解与比较——中俄经济转型绩效的一种微观评价[J].经济社会体制比较,2014,(1):103-114.

[18]张建,徐景峰,康凯.基于多重均衡模型的农业保险精准扶贫效果研究[J].现代财经(天津财经大学学报),2020,(7):44-53.

[19]张伟,黄颖,谭莹,徐静.灾害冲击下贫困地区农村金

融精准扶贫的政策选择——农业信贷还是农业保险[J].保险研究,2020,(1):21-35.

[20]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.

[21]张栋浩,尹志超.金融普惠、风险应对与农村家庭贫困脆弱性[J].中国农村经济,2018,(4):54-73.

[22]章元,万广华,史清华.暂时性贫困与慢性贫困的度量、分解和决定因素分析[J].经济研究,2013,(4):119-129.

[23]郑军,杜佳欣.农业保险的精准扶贫效率:基于三阶段DEA模型[J].贵州财经大学学报,2019,(1):93-102.

[24]朱蕊,江生忠.我国政策性农业保险的扶贫效果分析[J].保险研究,2019,(2):51-62.

[25]Ashley Hungerford and O' Donoghue Erik, 2016, Federal Crop Insurance Options for Upland Cotton Farmers and Their Revenue Effects[J]. United States Department of Agriculture, Economic Research Service, 3(2): 110-135.

[26]Carter, M. R. and C. B. Barrett, 2006, The Economics of Poverty Traps and Persistent Poverty: An Asset Based Approach [J]. Journal of Development Studies, 42(2): 178-199.

[27]Carter, M. R. and J. May, One Kind of Freedom: The Dynamics of Poverty in Post Apartheid South Africa[J]. World Development, 2001, 29(12): 1987-2006.

[28]Chaudhuri, S., J. Jalan and A. Suryahadi, Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross Sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia[J]. Columbia University Department of Economics Discussion Paper, 2002, 1:2-52.

[29]Chiwaula, Levison S., Rudolf Witt, and Hermann Waibel, An Asset-based Approach to Vulnerability: The Case of Small-scale Fishing Areas in Cameroon and Nigeria[J]. Journal of Development Studies, 2011, 47(2): 338-353.

[30]Gunther, I., and K. Harttgen, Estimating Households Vulnerability to Idiosyncratic and Covariate Shocks: A Novel Method Applied in Madagascar[J]. World Development, 2009, 37(7): 1222-1234.

[31] Kerri Brick, Martine Visser, Risk Preferences, Technology Adoption and Insurance Uptake: A Framed Experiment[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2015, 118: 383–396.

[32] Kovacevic R M, Pflug G Ch, Does Insurance Help to Escape the Poverty Trap? A Ruin Theoretic Approach[J]. *The Journal of Risk and Insurance*, 2011, 78(12): 1003–1027.

[33] Krishna, A., Who Became Poor, Who Escaped Poverty, and Why? Developing and Using Aretrospective Methodology in Five Countries[J]. *Journal of Policy Analysis and Management*,

2010, 29(2): 351–372.

[34] Martine Visser, Hafsah Jumare, Kerri Brick, Risk Preferences and Poverty Traps in the Uptake of Credit and Insurance Amongst Small-scale Farmers in South Africa[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2020, 180.

[35] Pu Liao, Xianhua Zhou, Qingquan Fan, Does Agricultural Insurance Help Farmers Escape the Poverty Trap? Research Based on Multiple Equilibrium Models[J]. *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 2020, 45(4).

## The Impact of Policy-Oriented Agricultural Insurance on Farmers' Poverty Vulnerability: Take Local Typical Agricultural Products Insurance as an Example

Huang Ying Lv Dehong Zhang Heng

**Abstract:** As an effective means to deal with the impact of agricultural risks, policy-oriented agricultural insurance plays an important role in lifting farmer's capability against risks and preventing them from relapsing to poverty. Therefore, it is necessary to study the impact of policy-oriented agricultural insurance on farmers' poverty vulnerability. Based on the micro data of 2255 apple farmers in the main apple producing areas, this paper used the Propensity Score Matching(PSM) method and IV-Probit method to test the impact on farmer's poverty vulnerability of their participation behavior to and level of protection of policy-oriented agricultural insurance. It is found that the participation of farmers and the increase in protection can significantly alleviate the poverty vulnerability of farmers. According to the trigger factor of farmers' poverty vulnerability, poverty vulnerability is divided into two types: risk-based poverty vulnerability and capital-based poverty vulnerability. Both the participation of farmers in the insurance and the increase in protection can significantly reduce the two types of poverty vulnerability, and have a stronger effect on the risk-based poverty vulnerability of farmers. The impact of policy-oriented agricultural insurance on the poverty vulnerability of farmers has heterogeneity of income structure. It significantly reduces the poverty vulnerability of "farmers with pure planting income" and "farmers with planting as the main income", but it has no significant effect on the poverty vulnerability of "farmers with planting income as auxiliary".

**Key words:** policy-oriented agriculture insurance; poverty vulnerability; risk-based poverty vulnerability; capital-based poverty vulnerability