华南农业大学学报(社会科学版)
2022年第2期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第21卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

农业保险、农业全要素生产率与农户家庭经济韧性

张东玲,焦宇新

(青岛大学 经济学院,山东 青岛 266061)

摘 要: 基于贫困陷阱与非线性动力学理论,利用中国家庭追踪调查(CFPS)2012—2018年间的面板数据,动态测度了农户家庭的经济韧性。结合省际地区数据测算农业保险发展指数与农业全要素生产率,从农户异质性视角考察了农业保险发展水平对农户家庭经济韧性的提升效果。研究发现:农业保险对增强农户家庭经济韧性有显著的促进作用,农业全要素生产率提升是农业保险发挥积极作用的有效传导路径。按照农业保险发挥的边际效果特征,将农户群体划分为高效型、低效型与无效型三种类型。进一步分析发现,在样本期间内不同类型间的农户存在相互转化现象,具体表现为高效型占比不断上升,低效型与无效型占比逐渐下降。当农户家庭经济韧性达到一定水平以后,农业保险才显现出明显的正向效果,且随着农户经济韧性水平的提高,农业保险的边际效果呈现出逐渐下降的趋势特征。

关键词: 农业保险;家庭经济韧性;农业全要素生产率;可持续脱贫;农业高质量发展

中图分类号: F840.66;F323 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2022)02-0082-16

一、家庭经济韧性与农业保险减贫

当前,脱贫攻坚战取得全面胜利,维护脱贫攻坚成果、推动农业高质量发展、实现共同富裕是我国现阶段的重要议题。已有研究认为,中国贫困特征由绝对贫困转变为相对贫困,由单一收入贫困转变为多维贫困,由同质化普通贫困转变为差异化个体贫困[1]。与之相对应的是,在减贫的措施和政策制定层面,则需要由"扶贫"转变为"防止贫困发生"[2]。贫困是一个动态的过程,脱离贫困和陷入贫困的过程同时存在[3]。守好贫困底线需要健全的动态监测机制与完善的贫困帮扶措施,防止农户规模性返贫是构建长期有效贫困治理体系的关键,而准确识别家庭返贫致贫风险是守住贫困底线的前提。

韧性(Resilience)的概念在物理学、心理学、生态学中应用广泛,而在经济领域中,韧性常用于研究外部冲击对区域、产业或企业的影响[4]。近年来,韧性的概念已经被学者引入贫困治理的研究当中。结合贫困陷阱理论,Barrett and Constas提出,韧性是一个人、家庭或其他综合单位在面对各种压力和无数冲击后,在一段时间内能够避免贫穷的能力[5]。陈军亚对小农韧性研究时指出,韧性是相对脆弱而言的概念,具体是指小农与外部交互,特别是面对压力所表现出的特性[6]。吴雄周则进一步挖掘了农户韧性的内涵,认为农户韧性由经济韧性、社会韧性与文化韧性构成[7]。结合已有研究,本文中的家庭经济韧性是指家庭面对外界压力与冲击后,避免返贫的能力。在家庭经济韧性的测量方面,Cisse and Barrett整合了已有的方法,为家庭经济韧性提供了可行的测度

收稿日期: 2021-11-30 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2022.02.008

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(19BJY111);山东省金融应用重点研究项目(2021-JRZZ-10)

作者简介: 张东玲(1973—),女,山东潍坊人,青岛大学经济学院副教授,主要研究方向为农业可持续发展。E-mail:zhangdongling99@126.com

方式[8]。当下，农村家庭面临新冠疫情冲击和极端气候灾害影响的双重压力，如何增强农户家庭抵抗风险冲击的能力是亟需解决的现实问题。

“十四五”规划明确提出要健全农村金融服务体系、发展农业保险，促进农业高质高效，提高农业质量效益和竞争力。农业是农村的生存之本，农业高质高效发展，是中国农村贫困治理从“造血”走向“输血”的必经之路。然而，农业生产天然具有弱质性，生产过程对自然高度依赖，面对自然灾害冲击，抗风险能力较差。我国作为农业大国，农业生产的风险管理措施显得尤为重要。农业保险作为农业生产风险管理的专业金融工具，能够有效分散农业生产经营风险，直接作用于农户家庭的经济韧性。另一方面，只有农业生产综合能力不断提高，农业保险的收入保障效果才会越好[9]，农户家庭的“造血”能力才能更强，这样农户家庭才具有韧性。由此来看，农业保险与农业全要素生产率紧密联系，二者又同时影响农户家庭经济韧性。然而，农业保险能否有效提升家庭经济韧性？农业保险能提升哪些农户家庭的经济韧性？农业全要素生产率又在其中发挥了怎样的作用？考察农业保险、农业全要素生产率与农户家庭经济韧性之间的关系，对于农村贫困长效治理和实现高质量可持续的脱贫有着重要的现实意义。

学者从不同视角对农业保险的减贫作用展开研究。农业保险直接作用于农业生产经营风险，其通过灾后补偿机制，能够有效降低农业经济因自然灾害冲击而产生的负面影响[10]，对于因灾致贫和因灾返贫具有显著的缓解作用[11]。聚焦于农业保险的反贫困效果，已有研究表明，通过农业保险扶贫，可以提高扶贫资金的使用效果，农业保险具有明显的乘数效应和福利溢出效应；并且，农业保险能有效提升农民从事农业生产的积极性[12]。对于农户的福利水平而言，农业保险可以提升农民收入[13]，并且降低农户陷入到“贫困陷阱”的几率，降低农户贫困脆弱性[14-15]。另一方面，也有研究指出，农业保险的保费作为一种经济负担，在深度贫困的农户家庭中，农险产品往往超出其消费能力，因此农业保险的扶贫效果受制于经济发展水平[16]，只有当农民收入超过了一定的门槛后，农业保险才能发挥出效果[17]。同时，各地区农业保险的发展水平差异较大，农业保险对农业收入的贡献度也存在明显差异[18]。

农业保险会对农业生产效率产生影响在已有研究中得到证实，但观点不一。一种观点认为农业保险促进了农业全要素生产率增长[19]，同时这种效果还伴随着空间溢出效应[20]。其中，农业保险通过推动农业技术进步进而提升农业全要素生产率[21]。另一种观点认为，由于农业保险面临道德风险和逆向选择问题[22]，反而降低了农业全要素生产率[23]。并且，在不同地区间，农业保险的作用存在明显的区域差异。有学者认为，农业保险对东部地区农业全要素生产率具有显著促进作用，对中西部地区则不明显[19]。提升农业综合生产能力有两种途径：其一是提高农业生产要素的投入，其二是提高农业全要素生产率[24]。生态环境脆弱、资源短缺等问题的存在，决定了我国农业发展不能通过无限扩张农业要素的投入来实现，而要依靠不断提升农业全要素生产率[25]。

已有文献在考察农业保险对农户家庭福利的影响时，多从农户家庭福利的期望水平出发，如收入、消费水平等，但没有同时考量福利的方差水平；而在考察农业保险对农户贫困脆弱性影响的文献中，虽然同时考虑了家庭福利的期望和方差，但对脆弱性的测度仍停留在静态。此外，农业生产效率对家庭经济韧性的作用同样存在，因此在分析农业保险对农户家庭的影响和作用时，也应关注农业生产效率是否作为有效的传导路径。另一方面，已有研究关注到了农业保险的作用影响存在明显的异质性，但对农业保险的异质性作用多使用主观聚类方法进行讨论，如按地理位置或经济发展水平聚类，这使得研究结论受主观影响较大；而使用固定效应模型控制不可观测的异质性时，则不允许农业保险的边际效果存在差异，由此带来了研究的局限性。因此，与已有研究相比，本文的边际贡献主要在于以下三个方面：其一，从农业发展的角度，阐明农业保险与农户家庭经济韧性两者之间的内在关系，实证检验二者的影响机制与传导路径；其二，关注到农业保险对农

户家庭经济韧性的异质性影响,根据条件分布的相似性对不同农户群体内生分类而非外生抉择,厘清不同类型农户的变迁模式与演变的内在逻辑;其三,聚焦并检验高经济韧性农户与低经济韧性农户家庭之间农业保险边际作用效果的差异,并对不同韧性水平上的农户进行了全面探讨。

二、农业保险对家庭经济韧性的影响路径

(一)农业保险对家庭经济韧性的直接影响

根据家庭经济韧性的计算方法[8],农业保险对家庭经济韧性的直接影响分为两部分:一是农业保险对家庭福利期望水平的影响,二是农业保险对家庭福利方差水平的影响。就农业保险对家庭福利期望水平的作用而言,农业保险的保费作为一种支出会降低期望。但是,由于农业保险补贴政策本质上是一种转移支付手段,会将国民收入的一部分转移给参保农户[16],提升农民家庭福利的期望水平。此外,农业保险还会"挤出"农户一部分预防性储蓄,进而促进农民消费,产生"乘数效应"从而进一步提升农户期望水平。农业保险对家庭福利方差水平的直接影响,主要在于农业保险对农民收入的保障作用,农业保险可通过分散农业生产经营风险降低农户福利波动水平。此外,农业保险还能发挥出"信贷协同效应",提高了农户获取正规信贷的能力[26],进而平滑家庭消费[27],降低家庭福利方差水平。基于上述分析,提出研究假设:

H_1:农业保险对农户家庭经济韧性的影响为正。

(二)农业保险对家庭经济韧性的间接影响

农业保险对于家庭经济韧性的间接影响体现在农户的农业生产经营。一方面,农业风险是影响农业投入的重要因素,消除农业风险有助于稳定农业产出预期,进而降低了农业要素投入的阻碍,能够提升农业产出。此外,自然灾害冲击影响了农户扩大生产规模的积极性,农业产业难以形成规模经济,而农业保险可以提升农户规模生产的积极性[19]。并且,由于风险的不确定性,农户在农业生产中更少使用信贷,而导致生产资金短缺。农业保险不仅为农户提供信贷使用的信心,有助于借贷方将信贷使用在农业生产之中,还能够保障信贷偿付,使出借方更愿意放贷。另一方面,农业风险阻碍了农业技术进步与产业结构优化。农户基于风险规避的考虑,不愿意为农业技术创新投入成本,农业保险有助于为农户提供激励,将农业技术创新投入使用。基于上述分析,提出研究假设:

H_2:农业保险通过影响农业全要素生产率间接影响农户家庭经济韧性。

(三)农业保险对家庭经济韧性的异质性影响

农业保险对家庭经济韧性影响的异质性,主要体现在以下两个方面:一是对不同生产效率的农户存在异质性影响,二是对不同经济状况的家庭存在异质性影响。从农业生产效率来看,随着农户种植规模的扩大,农业保险提升收入的效果也就越好,即农业保险存在"马太效应"[9]。因此,对农户而言,农业生产效率越高,农业风险带来的冲击与损失就越大,农业保险的边际效果就会更好。从农户家庭经济状况的角度来看,保费作为一项支出,对于低收入的家庭而言负担更重。并且,保费的投入将对农业要素投入产生"挤出效应",进而带来负向影响。只有在"保障效应"超过了"支出效应"的情况下,也就是当农户的收入超过一定门槛后,农业保险的增收效果才会显现出来[28]。对于家庭收入较高的群体而言,收入转化而来的储蓄也更高,进而对农业保险产生"替代效应",相比于低储蓄的农户,农业保险的边际效果会更小。基于上述分析,提出研究假设:

H_3:农业保险对农户家庭经济韧性的影响存在明显的异质性效果。

$H_{3.1}$:农业保险在农业全要素生产率较高的地区效果更好。

$H_{3.2}$:农业保险对农户家庭经济韧性极低的农户正向效果不明显。

$H_{3.3}$：农业保险对农户家庭经济韧性极高的农户边际效果较弱。

三、家庭经济韧性、农业保险发展指数和农业全要素生产率测算

（一）主要研究变量的测度

1. 农户家庭经济韧性

参考 Cisse and Barrett [8] 提出的计量方法测算家庭经济韧性，并借鉴李晗等[29]的做法，以人均家庭消费水平作为福利水平的衡量指标，具体步骤包括：

第一步，估计家庭福利的条件期望。与贫困脆弱性的计算相比，家庭经济韧性的期望方程中将引入福利水平滞后变量，以体现上一期福利水平对当期的影响。通常滞后期数的选择会影响面板数据能够使用的期数，而选择引入福利水平的一阶滞后项，既可以减少样本数据的浪费，并且也解决了面板数据误差项的自相关问题[8]。同时，参照 Cisse and Barrett [8] 的做法，考虑到多重贫困陷阱的“S”形动力系统特征，在方程中引入高阶矩，通过估计一阶 Markov 过程估计期望方程，如式（1）所示：

$$W_{it} = \sum_{\gamma=1}^{3}\beta_M W_{i,t-1}^{\gamma} + \delta_M X_{it} + u_{Mit} \tag{1}$$

其中福利水平 $W_{i,t-1}$ 表示上期福利水平。同时，加入影响福利水平的本期特征变量 X_{it} 以及随机扰动项 u_{Mit}，为了与下文的方程加以区分，使用下标 M 表示均值方程的系数。在上期福利水平的多项式 $\sum_{\gamma=1}^{3}\beta_M W_{i,t-1}^{\gamma}$ 中，之所以选择 1 至 3 阶矩引入方程，因为这是最精简的参数规范式[8]。

第二步，利用式（1）以及随机误差项的零均值假设（$E[u_{Mit}]=0$），计算家庭福利水平的条件均值 $\hat{\mu}_{1it}$：

$$\hat{\mu}_{1it} = \hat{E}[W_{it} \mid W_{i,t-1}, X_{it}] = \sum_{\gamma=1}^{3}\hat{\beta}_M W_{i,t-1}^{\gamma} + \hat{\delta}_M X_{it} \tag{2}$$

第三步，估计总体样本的二阶中心矩 σ_{it}^2，为了与期望均值方程有所区别，下标 V 代表方差方程：

$$\sigma_{it}^2 = \sum_{\gamma=1}^{3}\beta_V W_{i,t-1}^{\gamma} + \delta_V X_{it} + u_{Vit} \tag{3}$$

同样地，根据随机误差项的零均值假设（$E[u_{Vit}]=0$），计算家庭福利水平的条件方差 $\hat{\mu}_{2it}$：

$$\hat{\mu}_{2it} = \hat{\sigma}_{it}^2 = \sum_{\gamma=1}^{3}\hat{\beta}_V W_{i,t-1}^{\gamma} + \hat{\delta}_V X_{it} \tag{4}$$

通过计算得出的条件均值 $\hat{\mu}_{1it}$ 和条件方差 $\hat{\mu}_{2it}$ 得到个体 i 在时间 t 的福利水平 W_{it} 的概率分布，进一步计算给定福利水平标准线下的互补累积密度函数，即可估算个体 i 在时期 t 内能达到福利水平线以上的概率 $\hat{\rho}_{it}$。在计算互补累积密度函数时，需要事先给定一个标准阈值 $\overline{W}$。根据 2015 年世界银行发布的标准①，将人均日消费 1.9 美元作为阈值 $\overline{W}$，并使用消费价格指数对其进行折算得到可比数据。经济韧性（$\hat{\rho}_{it}$）在给定标准阈值 $\overline{W}$ 的条件下，具体设定如下：

$$\hat{\rho}_{it} \equiv P(W_{it} \geq \overline{W}) = \overline{F}_{W_{it}}(\overline{W}; \hat{\mu}_{1it}(W_{it}, X_{it}), \hat{\mu}_{2it}(W_{it}, X_{it})) \tag{5}$$

2. 农业保险发展指数

结合已有研究[30-32]，选取规模水平、渗透水平和使用效率等三个维度共五个指标，使用熵权法进行赋权评分，综合衡量农业保险的发展水平。其中，规模水平使用农业保险保费增长率、农业保险收入占财产保险收入比重测度；渗透水平采用农业保险深度与农业保险密度测度；使用效率

① 数据来源：世界银行网站。

利用农业保险赔付率测度,即农业保险赔付总额比农业保险保费收入。鉴于篇幅限制,具体步骤和测度结果略去,需要时邮件备索。

3. 基于 DEA 的农业全要素生产率

考虑到不同地区间历年数据的可比性,利用所有数据共同构建前沿面,基于规模报酬可变假定,采用基于数据包络分析的全局 Malmquist 指数(Global Malmquist,简称 GM 指数)计算全要素生产率,求得的结果具有乘法完备性,具体计算过程如下:

当期的基准技术定义如下:

$$T_c^t = \{(x^t, y^t) \mid x^t \text{ 可以生产 } y^t\};\lambda T_c^t = T_c^t, t = 1, \ldots, T; \lambda > 0 \tag{6}$$

全域的基准生产技术定义如下:

$$T_c^G = conv\{T_c^1 \cup \cdots T_c^T\} \tag{7}$$

则 GM 指数定义为:

$$M_c^G(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) = \frac{D_c^G(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^G(x^t, y^t)} \tag{8}$$

其中,产出距离函数为:

$$D_c^G(x, y) = \min\{\theta > 0 \mid (x, y/\theta)\} \in T_c^G\} \tag{9}$$

进一步将 M_c^G 分解为:

$$M_c^G(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) = \frac{TE_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{TE_c^t(x^t, y^t)} \times \left\{\frac{D_c^G(x^{t+1}, y^{t+1}/D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}))}{D_c^G(x^t, y^t/D_c^G(x^t, y^t))}\right\} = EC_c \times BPC_c \tag{10}$$

其中,EC_c 表示效率变化,代表个体追赶基准技术前沿面的距离变化,BPC_c 为最佳实践差距的变动部分,表明 $t+1$ 期的基准技术相较于 t 期是接近还是远离了全域的基准生产技术,代表了不同时期的技术进步水平。基于 GM 指数的可传递性,将各期全要素生产率的变动进行累乘后引入模型,可以更加贴合实际情况[33]。

在投入变量与产出变量的选择上,参考王军等[34],采用第一产业增加值作为农业产出变量。这里采用第一产业增加值而非农林牧渔总产值或农业总产值,原因就在于剔除了"中间消耗"可以更真实地反映产出水平[35]。以 1978 年不变价对各地区第一产业增加值进行平减,以剔除价格变化的干扰。在农业生产投入的选择上,已有研究常用劳动力投入、播种面积、机械投入、化肥投入、灌溉面积、役畜六个指标[34],考虑到灌溉面积与农作物播种面积的多重共线性,最终选用劳动投入、土地投入、机械投入与化肥投入共四个指标测算农业全要素增长率。其中,由于存在复耕、休耕等情况,使用各省份农作物总播种面积作为土地投入的代理变量[33]。其余投入的代理变量选择与描述性统计如表 1 所示。

表 1 投入变量与产出变量的描述性统计

变量类型	变量名	单位	均值	标准差	最小值	最大值
投入变量	第一产业从业人员	万人	877.552	640.598	40.830	2651.740
	农作物总播种面积	千公顷	5323.355	3949.391	103.790	14902.720
	农业机械总动力	万千瓦	3292.201	2904.856	93.970	13101.400
	农用化肥施用折纯量	万吨	189.295	149.383	4.990	715.030
产出变量	第一产业增加值	亿元	17.818	12.373	0.753	47.144

(二)数据来源与描述性统计

本文所用数据来源于中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)、《中国统计年

鉴》、Wind 数据库和中国国家统计局。出于研究需要，并兼顾数据的可得性，本文选取 CFPS 数据库中 2012—2018 年的面板数据作为样本，并进行如下处理：(1)将 CFPS 数据库中的成人数据库与家庭经济数据库进行匹配合并；(2)剔除主要变量缺失的样本，对可填补的缺失值与异常值进行填补、修正处理，具体指标包括同一成年人的年龄、性别以及民族等信息；(3)考虑到计算过程中一阶滞后项的引入，将四年期的数据整理合并为三期平衡面板数据，并按城乡分类编码保留农村样本，获得共计 18324 个观测值；(4)按地区将农业保险发展指数、农业保险全要素生产率与 CFPS 数据合并。

控制变量的选取参考已有研究，具体划分为个体特征变量与家庭特征变量两个层面。个人特征变量选取年龄及其平方项、性别、婚姻状况、受教育年限、健康状况、户口类型。家庭特征变量选取人均家庭纯收入、家庭负债与家庭规模。主要变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2　主要变量的描述性统计

变量名	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
resilience	家庭经济韧性：根据公式(5)测算	0.834	0.150	0.153	1.000
bxscore	农业保险得分：根据熵权法测算所得	0.295	0.456	0.000	1.000
TFPCH	农业全要素生产率变动率：使用 GM 指数测算所得	1.116	0.108	0.791	1.374
TECH	技术效率变动：大于 1 表示技术效率提升	1.021	0.094	0.746	1.289
BPC	最佳实践距离变动：大于 1 表示技术进步	1.094	0.038	0.979	1.158
ATFP	农业全要素生产率：由 *TFPCH* 累乘所得	1.214	0.227	0.807	2.437
age	年龄	49.360	14.040	18.000	92.000
age_2	年龄的平方/100	26.340	13.770	3.240	84.640
gender	性别：男性取 1，女性取 0	0.508	0.500	0.000	1.000
marriage	婚姻状况：已婚取 1，其他取 0	0.880	0.325	0.000	1.000
lneduy	受教育年限：受教育年限取对数	0.243	3.009	−4.605	2.996
health	健康状况：健康状况在一般以下取 1，比较健康及以上取 0	0.344	0.475	0.000	1.000
hukou	户口：农业户口取 1，非农户口取 0	0.941	0.235	0.000	1.000
lnincome	人均家庭收入：人均家庭纯收入取对数	8.709	1.240	−0.182	13.000
lndebt	家庭负债：待偿银行贷款总额取对数	0.887	2.931	0.000	13.820
familysize	家庭规模：家庭成员数	4.405	1.931	1.000	15.000
观测值	样本总量		18324		

四、农业保险提升农户家庭经济韧性的实证分析

(一)模型设定

1. 基准回归

为考察地区农业保险发展水平对农户家庭经济韧性的影响，使用固定效应模型，在模型中引入地区固定效应，模型具体设定如下。

$$resilience_{it} = \alpha + \beta bxscore_{it} + \gamma X'_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \tag{11}$$

其中，$resilience_{it}$为家庭经济韧性，$bxscore_{it}$为地区农业保险发展水平，X'_{it}为所有控制变量，u_i 为省份固定效应，ε_{it}为随机扰动项。本文关注系数 β，如果系数 β 显著为正，则表明地区农业保险发展水平能够有效提升农户家庭经济韧性。

2. 中介效应检验

进一步考察农业保险发展水平对农户家庭经济韧性影响的传导机制，检验农业全要素生产率是否作为农业保险影响家庭经济韧性的中介变量，参照温忠麟等[36]的研究，使用逐步回归法检验中介效应，模型设定如下：

$$resilience_{it} = \alpha + \beta_1 bxscore_{it} + \gamma X'_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$ATFP_{it} = \alpha + \beta_2 bxscore_{it} + \gamma X'_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$resilience_{it} = \alpha + \beta_3 bxscore_{it} + \beta_4 ATFP_{it} + \gamma X'_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中 $ATFP_{it}$ 为农业全要素生产率,系数 β_1、β_2 以及 β_4 显著则表明存在中介效应,系数 β_3 不显著则称为完全中介。并且,若系数 β_2 显著为正则表明农业保险可以有效提升农业全要素生产率。

(二)农业保险对农户家庭经济韧性的基准回归结果

农业保险对农户家庭经济韧性的基准回归结果如表3所示,其中第(1)至第(3)列分别为不加入控制变量时、控制个人特征变量后、继续控制家庭特征变量后的回归结果,第(4)列为进一步控制地区固定效应后的回归结果。农业保险在各回归结果中系数均为正,并在1%置信水平下保持显著,这表明地区农业保险发展水平的提高对农户家庭经济韧性有明显的促进作用。在加入全部控制变量后,农业保险系数为0.193,这表明控制其他变量不变时,农业保险发展水平每提升一个单位,农户家庭经济韧性相应提升0.193个单位。此外,从控制变量的结果来看,教育年限、收入水平对农户家庭经济韧性有显著的正向影响,健康水平的恶化以及较大的家庭规模会对经济韧性产生显著的负面作用。

表3 基准回归结果

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE1	FE2	FE3	FE4
bxscore	0.087***(5.71)	0.092***(6.42)	0.062***(5.69)	0.193***(9.67)
age		0.009***(17.68)	0.003***(8.25)	0.003***(8.65)
age_2		-0.010***(-19.33)	-0.005***(-12.00)	-0.005***(-13.25)
gender		-0.026***(-12.15)	-0.021***(-12.71)	-0.019***(-12.44)
marriage		-0.025***(-7.14)	0.018***(6.23)	0.012***(4.68)
lneduy		0.014***(34.44)	0.010***(29.33)	0.009***(30.28)
health		-0.002(-1.01)	0.002(1.02)	-0.003*(-1.86)
hukou		-0.102***(-31.49)	-0.069***(-25.45)	-0.063***(-23.69)
lnincome			0.053***(69.90)	0.050***(72.30)
lndebt			0.002***(9.75)	0.003***(12.13)
familysize			-0.029***(-53.33)	-0.026***(-51.05)
Constant	0.818***(283.34)	0.769***(67.62)	0.513***(43.79)	0.510***(46.35)
R-squared	0.002	0.145	0.472	0.568
地区固定效应	N	N	N	Y
观测值	18324	18324	18324	18324

注:括号内为t统计量,***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

(三)农业保险影响农户家庭经济韧性的机制检验

为进一步考察农业保险是否通过提升农业全要素生产率增强农户家庭经济韧性,对农业全要素生产率的中介效应进行检验,所得结果如表4第(1)、第(2)、第(3)列所示。从第(2)列回归结果来看,农业保险对农业全要素生产率的回归系数在1%置信水平下显著为正,表明农业保险对农业全要素生产率存在明显的促进作用。从第(3)列回归结果来看,在原模型中引入农业全要素生产率后,农业全要素生产率系数显著为正,农业保险回归系数明显下降。检验结果表明,农业全要素生产率是农业保险水平影响家庭经济韧性的中介,农业保险通过提升农业全要素生产率促进农业高质量发展,进一步增强农户家庭经济韧性,帮助农村家庭建立长效减贫机制。为了检验这一结论的稳健性,使用Sobel检验法再次对中介效应进行检验。检验结果表明,在1%置信水平下,中介效应仍然显著,中介效应占总效应的18.34%。

为检验不同生产率下农业保险的边际效用差异,依照是否大于 ATFP 的均值将样本分为两组分别回归,所得结果如表 4 第(4)、第(5)列所示,从回归结果来看,在 ATFP 较高的地区中,农业保险具有更高的边际效果,与理论分析相一致。为检验分组回归所得系数差异的显著性,使用费舍尔组合检验进行 1000 次抽样得到组差的经验分布,所得组差及对应的差异显著性如表 4 第(6)列所示。在低 ATFP 组与高 ATFP 组回归中,农业保险的边际效果在 1% 水平下拒绝不存在显著差异的原假设,这表明农业保险的边际效果在两个组别中的差异是显著的。

表 4　中介效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量名	*resilience*	*ATFP*	*resilience*	低 ATFP	高 ATFP	组差
bxscore	0.193***(9.67)	1.986***(75.12)	0.154***(6.92)	0.170***(5.77)	0.278***(5.53)	-0.108***
ATFP			0.017***(3.45)			
age	0.003***(8.65)	0.002***(2.99)	0.003***(8.83)	0.003***(5.86)	0.004***(6.46)	-0.001***
age_2	-0.005***(-13.25)	-0.001(-1.48)	-0.005***(-13.43)	-0.005***(-9.65)	-0.005***(-9.12)	0.001**
gender	-0.019***(-12.44)	0.000(0.10)	-0.019***(-12.31)	-0.016***(-8.20)	-0.022***(-9.51)	0.006***
marriage	0.012***(4.68)	-0.005(-1.23)	0.011***(4.16)	0.015***(4.34)	0.009**(2.33)	0.006***
lndebt	0.003***(12.13)	0.004***(8.67)	0.003***(11.48)	0.002***(7.59)	0.003***(9.17)	-0.001***
lneduy	0.009***(30.28)	-0.001**(-2.06)	0.009***(30.11)	0.008***(19.83)	0.010***(22.88)	-0.002***
health	-0.003*(-1.86)	-0.001(-0.54)	-0.003*(-1.78)	-0.002(-1.13)	-0.003(-1.37)	0.001
lnincome	0.050***(72.30)	0.006***(5.79)	0.050***(70.68)	0.047***(50.75)	0.053***(51.44)	-0.005
hukou	-0.063***(-23.69)	-0.006(-1.16)	-0.063***(-22.97)	-0.056***(-16.17)	-0.074***(-18.19)	0.019***
familysize	-0.026***(-51.05)	-0.000(-0.16)	-0.026***(-50.54)	-0.026***(-38.89)	-0.026***(-33.79)	0.000
Constant	0.510***(46.35)	0.777***(50.79)	0.496***(42.27)	0.547***(37.28)	0.456***(24.55)	0.091***
R-squared	0.568	0.587	0.567	0.580	0.552	-
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	-
观测值	18324	17962	17962	9958	8366	-
Sobel 检验	Z=3.439>0.97 中介效应显著,中介效应占比 18.34%					

注:括号内为 t 统计量,***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

(四)稳健性检验

1. 更换贫困线阈值

上述研究中,使用的福利标准为世界银行所提出的每天消费 1.9 美元贫困线。将阈值更换为世界银行人均 3.1 美元的一般贫困线标准后重新测度农户家庭经济韧性,回归结果如表 5 所示。其中第(1)列为农业保险与经济韧性的回归结果,农业保险的回归系数在 1% 水平下保持显著;第(2)和(3)列为中介效应的回归结果,回归结果表明,提高贫困线设定标准后,农业保险仍然能够有效提高家庭经济韧性,农业全要素生产率仍然起到中介作用,结果保持稳健。

2. 考虑内生性

考虑到模型中可能存在误差以及变量的遗漏,同时,经济韧性高的农户有可能选择居住在农业保险发展水平较高的地区,产生自选择与反向因果的问题,进而产生内生性,使用工具变量法对模型进行重新估计。为了保证工具变量与地区农业保险发展水平高度相关,并且与扰动项无关,参考邵全权等的研究[37],选取各省份历年的农业保险市场的赫芬达尔 - 赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman Index,HHI),该指数越接近于 0,市场竞争越大,越接近于 1,市场竞争越小。一方面,激烈的市场竞争利于农业保险的普及,能够显著影响当地农业保险的发展水平,与核心解释变量高度相关;另一方面,市场竞争主要由农业保险公司的经营数量、农业保险产品差异化水平、行业进入壁垒等因素决定,满足工具变量外生性的要求。使用工具变量法进行回归分析的结果如表 5 第

(4)列所示,农业保险回归系数在1%水平下显著为正。为了验证工具变量是否有效,分别使用Kleibergen-Paap rk LM统计量与Kleibergen-Paap rk Wald F统计量对工具变量是否识别以及是否为弱工具变量进行检验,结果显示在1%水平下检验结果拒绝了工具变量不可识别与弱工具变量的原假设,表明工具变量有效。

3. 缩尾后回归

为避免异常值影响,对所有变量进行上下3%缩尾处理,再次进行回归,回归结果如表5第(5)列所示。参数估计结果与显著性无较大变化,农业保险回归系数仍在1%水平下显著为正,表明结果具有稳健性。

4. 更换估计模型

考虑到经济韧性作为被解释变量存在受限的取值范围,并且数据库统计过程中可能对过高或过低数据存在一定的测量误差,因此,分别使用Tobit模型与Truncreg模型重新估计,所得结果如表5第(6)、第(7)列所示。根据回归结果,两个模型当中,农业保险系数在1%水平下均显著为正,结果保持稳健。

表5 稳健性检验结果

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	更换阈值	更换阈值	更换阈值	IV	缩尾	Tobit	Truncreg
被解释变量	*resilience2*	*ATFP*	*resilience2*	*resilience*	*resilience*	*resilience*	*resilience*
bxscore	0.325***(12.63)	1.986***(75.12)	0.250***(8.75)	0.313***(9.89)	0.181***(8.45)	0.067***(4.93)	0.225***(7.50)
ATFP			0.034***(5.31)				
age	0.004***(8.63)	0.002***(2.99)	0.004***(8.72)	0.003***(8.41)	0.004***(9.76)	0.004***(9.33)	0.008***(8.88)
age_2	-0.007***(-13.80)	-0.001(-1.48)	-0.007***(-13.92)	-0.005***(-12.86)	-0.006***(-13.84)	-0.006***(-13.02)	-0.011***(-12.52)
gender	-0.024***(-11.80)	0.000(0.10)	-0.024***(-11.67)	-0.019***(-12.35)	-0.018***(-11.70)	-0.020***(-11.81)	-0.048***(-13.26)
marriage	0.007**(1.98)	-0.005(-1.23)	0.005(1.42)	0.013***(4.72)	0.008***(3.00)	0.014***(4.86)	0.025***(4.48)
lndebt	0.004***(11.66)	0.004***(8.67)	0.004***(10.97)	0.003***(11.51)	0.003***(11.84)	0.002***(8.63)	0.005***(8.64)
lneduy	0.012***(33.00)	-0.001**(-2.06)	0.013***(32.74)	0.009***(30.27)	0.009***(29.64)	0.009***(30.80)	0.019***(30.09)
health	-0.004*(-1.87)	-0.001(-0.54)	-0.004*(-1.81)	-0.004**(-2.14)	-0.002(-0.95)	0.003*(1.79)	0.002(0.67)
lnincome	0.069***(81.97)	0.006***(5.79)	0.069***(80.31)	0.049***(70.28)	0.055***(70.19)	0.059***(78.42)	0.114***(62.81)
hukou	-0.117***(-30.63)	-0.006(-1.16)	-0.116***(-29.65)	-0.063***(-23.72)	-0.061***(-22.66)	-0.068***(-19.04)	-0.319***(-22.76)
familysize	-0.040***(-69.57)	-0.000(-0.16)	-0.040***(-68.88)	-0.027***(-50.84)	-0.027***(-51.45)	-0.031***(-62.31)	-0.065***(-54.49)
Constant	0.244***(17.17)	0.777***(50.79)	0.219***(14.46)	0.379***(16.05)	0.452***(37.09)	0.453***(36.38)	0.414***(15.18)
R-squared	0.620	0.587	0.620	0.569	0.554	-	-
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	N	N
观测值	18324	17962	17962	17715	18324	18324	18287

注:括号内为t统计量,***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

五、农业保险边际效果的异质性分析

(一)基于有限混合模型的异质性分析

为进一步观测农业保险对经济韧性的异质性影响,使用有限混合模型对农户进行内生分类。区别于传统模型,有限混合模型放宽了农业保险对所有农户的家庭经济韧性具有同质化影响这一假定,将不同农户之间不可观测的异质性作为潜在类别变量,利用半参数的方法进行估计。并且,不同农户归属的类别系内生抉择而非外生划分。相较于采用地区固定效应来控制异质性的传统方法,这样做的优势在于允许不同农户间的解释变量边际效应存在差异;并且,由于使用了半参估计的方法,避免了根据个人经验将不同农户进行外生划分而产生的偏误。此外,农户在不同时期的所属类型有可能发生转变,而有限混合模型有助于观测农户在不同类别之间的变迁过程。

假设所观测个体的响应 y 来自 g 个不同的类 f_1、f_2…f_g,其比例分别为 π_1、π_2…π_g。在有伴随变量的情形下,混合模型密度为:

$$f(y) = \sum_{i=1}^{g} \pi_i(z'\alpha_i) f_i(y \mid x'\beta_i) \tag{15}$$

其中,π_i 为第 i 个类别的概率;z'为伴随变量矩阵,对应的待估计系数为 α_i;$f_i(\cdot)$是第 i 类别中观测响应的条件概率密度函数;β_i 表示第 i 个类别中解释变量 x'的系数。有限混合模型使用多项式 logistic 分布对潜在的类别概率进行建模,第 i 个潜在类别的概率由下式给出:

$$\pi_i = \frac{\exp(\gamma_i)}{\sum_{j=1}^{g} \exp(\gamma_i)} \tag{16}$$

其中,γ_i 是第 i 个潜类别的线性预测,并且默认第一个类别是基准类别。

在对模型(15)进行估计时,由于组别 g 未知,借鉴刘贯春等[38]的做法,从 $g=1$ 开始逐渐增加组别,利用传统赤池信息准则(AIC)、赤池信息准则(AIC3)、贝叶斯信息准则(BIC)及修正赤池信息准则(CAIC)确定最优类别数目,信息准则对应表达式为:

$$\begin{cases} AIC = -2LL + 2J \\ AIC3 = -2LL + 3J \\ BIC = -2LL + J\ln n \\ CAIC = -2LL + J\ln(n+1) \end{cases} \tag{17}$$

其中,LL 表示对数似然值,J 表示参数个数,n 表示样本量。

根据农业全要素生产率(ATFP)的条件分布相似性,使用有限混合模型将农户进行内生聚类,并将聚类组数从 1 开始逐步增加直至似然函数无法收敛,进而根据 AIC、AIC3、BIC 及 CAIC 对不同组别数的模型进行检验。为了使得检验结果更加可靠,同时基于非条件分布的相似性对组别数进行检验,结果如表 6 所示,表明无论是否存在伴随变量,信息准则均支持组别为 3 时模型最优。

表 6　有限混合模型组别数目检验结果

模型	类别数目	观测值	对数似然值	自由度	AIC	AIC3	BIC	CAIC	是否最优模型
基于非条件分布的相似性(无伴随变量)	1	18324	14614.31	13	-29202.6	-29189.6	-29101.0	-29101.0	否
	2	18324	17265.74	27	-34477.5	-34450.5	-34266.4	-34266.4	否
	3	18324	18292.55	41	-36503.1	-36462.1	-36182.6	-36182.6	是
	4	No convergence							
基于条件分布的相似性(有伴随变量)	1	17962	14239.29	13	-28452.6	-28439.6	-28351.2	-28351.2	否
	2	17962	16987.27	28	-33918.6	-33890.5	-33700.3	-33700.3	否
	3	17962	18065.69	43	-36045.4	-36002.4	-35710.2	-35710.1	是
	4	No convergence							

根据检验结果确定农户组别数为 3,使用最大期望算法对 3 类别有限混合模型进行估计,并将农业全要素生产率(ATFP)作为伴随变量,所得结果如表 7 所示。表 7 显示,农业保险发展对农户家庭经济韧性的影响模式被内生聚类为三个类型:类型 A 中,农业保险系数为 0.0105,并在 5% 水平下显著为正;类型 B 中,农业保险系数为 0.0950,在 1% 水平下显著为正;类型 C 回归系数 0.0245,回归系数并不显著。对比三个类型农户的回归结果可知,类型 A 中农业保险发展水平对农户家庭经济韧性的提升显著有效,但远小于类型 B 的回归系数。根据农业保险对增强农户家庭经济韧性发挥作用的边际效果,将组别 A 类型农户归为低效型,组别 B 归为高效型,组别 C 归为无效型。使用 Wald 统计

量检验低效型与高效型的农业保险系数差异的显著性,检验结果表明,在1%水平下低效型与高效型的农业保险回归系数存在显著差异。相较于低效型与高效型,无效型的农业保险回归系数与0之间不存在显著差异,农业保险在此类农户群体中所发挥出的效果并不显著。

表7 有限混合模型估计结果 单位:%

变量	类型A(低效型)		类型B(高效型)		类型C(无效型)	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误	回归系数	标准误
bxscore	0.0105**	(0.0053)	0.0950***	(0.0151)	0.0245	(0.0249)
age	0.0003***	(0.0002)	0.0021***	(0.0004)	0.0034***	(0.0006)
age_2	-0.0005***	(0.0002)	-0.0030***	(0.0004)	-0.0054***	(0.0006)
gender	-0.0038***	(0.0008)	-0.0141***	(0.0017)	-0.0211***	(0.0028)
marriage	0.0049***	(0.0014)	0.0075***	(0.0027)	0.0161***	(0.0045)
lndebt	0.0000	(0.0001)	-0.0001	(0.0003)	0.0044***	(0.0004)
lneduy	0.0015***	(0.0002)	0.0054***	(0.0003)	0.0102***	(0.0005)
health	-0.0001	(0.0008)	0.0015	(0.0018)	-0.0008	(0.0029)
lnincome	0.0131***	(0.0004)	0.0333***	(0.0008)	0.0559***	(0.0011)
hukou	-0.013***	(0.0013)	-0.0421***	(0.0034)	-0.0949***	(0.0072)
familysize	-0.0041***	(0.0003)	-0.0154***	(0.0005)	-0.0326***	(0.0007)
Constant	0.8712***	(0.0064)	0.6625***	(0.0122)	0.4701***	(0.0186)
ATFP(伴随变量)	基准组		2.6443***	(0.2398)	3.0480***	(0.2088)
常数项(伴随变量)	基准组		-2.5629***	(0.2661)	-2.6932***	(0.2258)
观测值	3867		5584		7504	
隶属概率	24.74		34.21		41.05	

注:括号内为标准误,***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

基于上述讨论,为了进一步分析农户在不同类型间的模式转换及其内在逻辑,根据样本期间内农户的初期所属类型和终期所属类型,计算不同类型间的转移矩阵,结果如表8所示。由表8发现,低效型、高效型、无效型的农户之间均存在互相转化现象:初期为低效型的农户中,有57.06%的个体在终期仍为低效型,37.62%的个体转换为高效型,5.33%的个体变为无效型;而初期为高效型的农户个体,在终期大部分仍为高效型,分别有18.89%与27.27%的个体转变为低效型与无效型;而在无效型个体中,分别有4.65%与29.98%的个体进入低效型与高效型,其余个体停留在无效型中。从农户在不同类型间的转换结果来看,隶属于高效型的农户占比存在明显的持续升高趋势,同时,无效型、低效型的样本占比趋于减少。

表8 农户在不同类型间的变迁及不同类型的样本变量均值 单位:%

观测方法	初期类型	终期类型		
		低效型	高效型	无效型
转移概率矩阵	低效型	57.06	37.62	5.33
	高效型	18.89	53.84	27.27
	无效型	4.65	29.98	65.37
不同类型在各年占比	年份	低效型	高效型	无效型
	2014	24.87	31.95	43.18
	2016	26.83	31.49	41.69
	2018	22.45	39.43	38.11
不同类型样本变量均值	变量名	低效型	高效型	无效型
	resilience	0.98	0.89	0.7
	ATFP	1.12	1.25	1.25
	第一产业GDP占比	9.20	10.68	11.83

为厘清农户在不同类型间的转换逻辑，计算不同类型的样本在各年占比以及不同类型的样本变量均值。而从不同类型的样本变量均值来看，低效型个体有高经济韧性、低农业生产效率、第一产业 GDP 占比较少的特点，高效型个体与无效型个体均存在高农业生产效率、第一产业 GDP 占比相对较大的特点。在高效型与无效型个体之间，主要区别在于经济韧性的大小，无效型的经济韧性水平最低，高效型的经济韧性水平则处于总体样本均值附近。为了更加准确地观测不同类别个体的经济韧性水平，验证样本均值的观测结果，进一步使用核密度估计的方法对三类个体的经济韧性水平进行观测，所得结果如图 1 所示。核密度估计的结果表明低效型的农户个体经济韧性展现出高度集中的“单高峰”分布形态，并聚集在经济韧性较高处；高效型农户经济韧性的分布集中度相较于低效型更低，高峰位置也更偏左，与均值观测结果相一致；无效型农户经济韧性的分布集中度最低，同时高峰所处位置也最靠左，为经济韧性最低的部分群体。

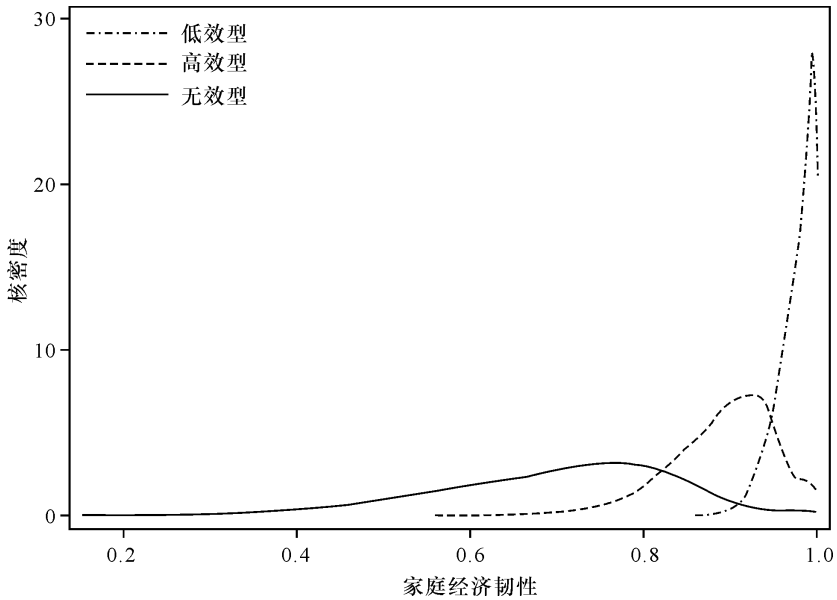


图 1　不同类型的家庭经济韧性分布

上述分析可知，低效型个体存在经济韧性高而农业生产效率较低的总体特点，而高效型总体经济韧性较好且生产效率良好，低效型则经济韧性最差。因此，低效型个体中，由于农户个体经济韧性高且农业生产效率较低，对于农业生产经营依赖性较弱且自身经济状况良好，因此农业保险未呈现出较高的边际效果；高效型个体经济韧性中等、农业生产效率较好，在农户经济水平一般、并且对农业经营生产有一定依赖的情况下，农业保险发挥效果最佳；无效型由于农户经济水平较差，尽管对农业经营生产也存在依赖，但农业保险保费支出对其家庭负担较重，进而导致了农业保险的边际效果不显著的情况。

基于上述原因，在低效型农户个体的动态转换过程中，大多数个体维持原有类型，少部分转换为依赖农业生产、经济韧性水平较好的高效型个体；高效型的个体中，多数个体维持原有状态，但仍有一部分转向对农业生产依赖性较弱的低效型个体；无效型的个体中，一部分经济韧性有所提升的个体转换为高效型，而极少部分个体能够转换为对农业依赖较小且经济状况良好的低效型。在终期时，个体在不同类型间转换之后，高效型个体占比最高，无效型次之，低效型占比最小。

（二）非加性固定效应分位数回归分析

为进一步验证有限混合模型中出现的不同经济韧性水平下，农业保险边际效果不同的现象，

使用面板分位数模型进行检验。相较于条件期望模型的均值回归,分位数模型更关注条件分布,通过估计不同条件分位数,进而反映出整个条件分布的全貌;并且,分位数回归的目标函数为残差绝对值的加权平均,与最小化残差平方和的方法相比,受到极端值的影响更小。在面板数据的基础上,加性固定效应分位数模型通过假设个体效应与分位数无关,减少了待估计参数的个数,在该模型中,对于任意的分位数 $\tau \in (0,1)$,其总体分位数函数为:

$$Y_\tau = \alpha_i(\tau) + X'_{it}\beta(\tau) \tag{18}$$

Powell D[39]使用非加性固定效应,放宽了个体效应与分位数无关这一假设,保持了分位数估计中的不可分干扰项,将结果建模为:

$$Y_\tau = X'_{it}\beta(U^*_{it}) \tag{19}$$

其中,U^*_{it} 表示个体能力或倾向,并且是个体固定效应和特定观测干扰项的未知形式函数,即 $U^*_{it} = f(\alpha_i, U_{it})$,其中,$U_{it} \sim U(0,1)$。

使用自适应马尔可夫蒙特卡洛抽样算法进行 1000 次抽样,为了使回归结果更有代表性,选取 10%、25%、50%、75%、90% 分位点的回归结果,所得回归结果如表 9 所示。表 9 中,第(1)、第(2)列回归结果表明,在 10%、25% 分位点水平下,农村农业保险发展水平对经济韧性的影响并不显著;第(3)、第(4)列回归结果表明,在 50%、75% 分位点水平下,农村农业保险发展水平对经济韧性影响显著为正,系数分别为 0.189 和 0.181;第(5)列回归结果表明,在 90% 分位点水平下,农业保险回归系数显著为正,但其系数为 0.057,远小于 50% 与 75% 分位点回归结果。从分位数回归结果来看,个体经济韧性处于较低水平时,农业保险发展对增强农户家庭经济韧性的作用较小,且并不显著;随着个体经济韧性水平的提高,农业保险对经济韧性的提升作用变强,并且在农户家庭经济韧性达到较高水平时,边际效果再次下降。

表 9 非加性固定效应分位数回归结果

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	q10	q25	q50	q75	q90
bxscore	0.009(0.21)	0.027(1.09)	0.189***(33.90)	0.181***(10.98)	0.057***(9.81)
age	0.005***(17.30)	0.019***(3.35)	0.002***(9.55)	-0.001*(-1.81)	0.002***(15.65)
age_2	-0.008***(-16.92)	-0.020***(-3.80)	-0.002***(-9.73)	0.000(0.05)	-0.002***(-25.84)
gender	-0.022***(-4.34)	0.039*(1.71)	-0.019***(-24.07)	-0.013***(-84.82)	-0.009***(-18.35)
marriage	0.007(0.66)	0.013***(5.31)	0.004***(3.45)	0.011***(32.06)	0.004***(7.84)
lndebt	0.003**(2.13)	-0.000(-0.48)	0.001**(2.32)	0.001***(21.05)	-0.000(-0.66)
lneduy	0.011***(11.04)	0.007***(4.02)	0.010***(74.56)	0.004***(17.10)	0.004***(55.36)
health	0.006(1.22)	-0.005*(-1.86)	-0.002***(-2.65)	0.003***(46.41)	0.000(1.64)
lnincome	0.064***(22.28)	0.048***(9.44)	0.040***(41.79)	0.030***(30.65)	0.024***(45.57)
hukou	-0.088***(-14.84)	-0.013(-0.59)	-0.027***(-6.52)	-0.049***(-49.98)	-0.037***(-20.77)
familysize	-0.032***(-7.72)	-0.031***(-38.72)	-0.014***(-31.33)	-0.014***(-31.81)	-0.009***(-30.59)
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	18324	18324	18324	18324	18324
分位点对应经济韧性	0.610	0.747	0.876	0.956	0.990

注:括号内为 t 统计量,***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

进一步对比有限混合模型与分位数回归所得结论,作为参考,计算经济韧性不同分位点上的取值:10% 与 25% 分位点的经济韧性取值分别为 0.610 和 0.747;50% 与 75% 分位点的经济韧性取

值分别为 0.876 和 0.956；90% 分位点对应的经济韧性为 0.990。对比有限混合模型中不同类型的经济韧性均值，10% 与 25% 分位点的经济韧性水平与无效型的经济韧性水平相似；50% 与 75% 分位点的经济韧性水平与高效型的经济韧性水平相似；90% 分位点的经济韧性水平与低效型的经济韧性水平相似。回归结果显示，分位数回归与有限混合模型存在相一致的结论，较低经济韧性水平的农户中，农业保险的效果并不明显，当经济韧性提高到一定门槛后，农业保险存在明显的正向效果，而在经济韧性达到较高水平后，农业保险的正向边际效果明显减弱。由于马尔可夫蒙特卡洛抽样算法所得到的结果具有一定的随机性，为了检验分位数回归结果的稳健性，使用 1000 次抽样连续回归 5 次，所得主要结果保持稳健。

六、研究结论与政策建议

（一）研究结论

我国贫困治理的成功实践经验表明，关注农村农业保险的发展，对长效反贫治理机制建设与脱贫攻坚成果维护具有重要作用。本文通过对家庭经济韧性、农业保险发展指数和农业全要素生产率进行系统测度，探究农业保险通过农业全要素生产率的中介作用对农户家庭经济韧性的影响，深入分析其内在传导机制与异质性效果，得到主要结论如下：其一，农业保险发展能够促进农业全要素生产率的提高，进而提升农户家庭经济韧性，并且，在更换福利标准阈值、考虑模型内生性、对数据进行缩尾处理、变换估计模型后，结论仍然保持稳健；其二，农业保险对家庭经济韧性的边际效果可以内生分类为高效型、低效型、无效型三种类型，在样本期间内，高效型农户群体占比趋于上升，无效型与低效型群体占比则相应下降，样本期末，高效型农户群体成为三种类型中占比最多的群体；其三，农户经济韧性水平较低时，农业保险的作用并不明显，在经济韧性达到一定水平后，农业保险才具有显著效果，在经济韧性达到较高水平后，边际效果会逐渐减弱。

（二）政策建议

基于上述结论，得到如下政策启示：

首先，大力发展农业保险，促进农业保险与农业生产协同作用。总体来看，农村农业保险的发展提升了农业生产效率，巩固了农村地区的经济韧性。大力推进农业保险发展，能够产生农业与农民的“协同效应”，促进农村产业高效发展，有效降低返贫风险，长效维护农村地区脱贫成果。

其次，灵活推广农业保险，精准制定农业保险发展的差异化政策。根据地区农业生产水平，结合地区产业结构特点，因地制宜制定切实有效的农业保险发展政策。在农业生产效率高、农业产业依赖程度大的区域重点提升农业保险发展水平，推动农业保险转型升级、完善农业支持保护制度、持续扩大“高效型”农户群体占比。

最后，提升农户保费补贴，降低农业保险发挥效果的经济门槛。从理论分析与实证结果来看，农业保险要想发挥出作用，需要农户家庭对保费具有一定的承担能力。当前，对家庭经济状况较差的农户而言，农业保险保费负担依然较重，仍然有部分农户没有享受到农业保险所带来的正向效果。减少保费为此类群体所带来的经济负担，降低农业保险发挥正向效果的经济门槛，才能为更多低经济韧性的农户家庭提供“福利效应”。

参考文献：

[1]黄征学，高国力，滕飞，等. 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.

[2]李小云，苑军军，于乐荣. 论 2020 后农村减贫战略与政策：从“扶贫”向“防贫”的转变[J]. 农业经济问题，2020

(2):15 - 22.
[3]聂荣,苏剑峰. 中国农村贫困动态特征及其区域差异[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2020(5):27 - 38.
[4]贺灿飞,陈韬. 外部需求冲击、相关多样化与出口韧性[J]. 中国工业经济,2019(7):61 - 80.
[5]BARRETT C B, CONSTAS M. Toward a theory of resilience for international development applications[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences,2014(40):14625 - 14630.
[6]陈军亚. 韧性小农:历史延续与现代转换——中国小农户的生命力及自主责任机制[J]. 中国社会科学,2019(12):82 - 99.
[7]吴雄周. 农户韧性能力促进高质量防贫的内在机制和实现路径[J]. 求索,2021(4):117 - 124.
[8]CISSÉ J D, BARRETT C B. Estimating development resilience: a conditional moments-based approach[J]. Journal of Development Economics,2018(C):272 - 284.
[9]张哲晰,穆月英,侯玲玲. 参加农业保险能优化要素配置吗? ——农户投保行为内生化的生产效应分析[J]. 中国农村经济,2018(10):53 - 70.
[10]丁宇刚,孙祁祥. 农业保险可以减轻自然灾害对农业经济的负面影响吗? [J]. 财经理论与实践,2021(2):43 - 49.
[11]张伟,黄颖,谭莹,等. 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.
[12]张伟,黄颖,易沛,等. 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.
[13]黄颖,吕德宏. 农业保险、要素配置与农民收入[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2021(2):41 - 53.
[14]黄颖,吕德宏,张珩. 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[J]. 保险研究,2021(5):16 - 32.
[15]徐婷婷. 政策性农业保险缓解贫困脆弱性的机理及功效研究[D]. 成都:西南财经大学,2019.
[16]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.
[17]祝仲坤,陶建平. 农业保险对农户收入的影响机理及经验研究[J]. 农村经济,2015(2):67 - 71.
[18]张小东,孙蓉. 农业保险对农民收入影响的区域差异分析——基于面板数据聚类分析[J]. 保险研究,2015(6):62 - 71.
[19]陈俊聪,王怀明,张瑾. 农业保险发展与中国农业全要素生产率增长研究[J]. 农村经济,2016(3):83 - 88.
[20]王悦,杨骁,张伟科. 农业保险发展对农村全要素生产率的影响研究——基于空间计量模型的实证分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2019(6):70 - 77.
[21]唐勇,吕太升. 农业信贷、农业保险与农业全要素生产率增长——基于交互效应视角[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2021(3):116 - 128.
[22]龚强,李涵,张彤. 经济转型下的产业经济与公共政策——"2012 产业经济与公共政策论坛"综述[J]. 经济研究,2012(6):156 - 159.
[23]马述忠,刘梦恒. 农业保险促进农业生产率了吗? ——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版),2016(6):131 - 144.
[24]吴方卫,顾焕章. 农业经营制度变革与农业生产率变动分析[J]. 南京农业大学学报,2000(2):105 - 108.
[25]陈卫平. 中国农业生产率增长、技术进步与效率变化:1990—2003 年[J]. 中国农村观察,2006(1):18 - 23.
[26]左斐,徐璋勇,罗添元. 保险能改善对农户的信贷配给吗? ——来自 822 户农户调查的经验证据[J]. 云南财经大学学报,2019(8):63 - 75.
[27]柴时军,叶德珠. 信任偏差、市场化与居民借贷渠道选择[J]. 财贸研究,2019(12):67 - 79.
[28]石文香,陈盛伟. 农业保险促进了农民增收吗? ——基于省级面板门槛模型的实证检验[J]. 经济体制改革,2019(2):84 - 91.
[29]李晗,陆迁. 精准扶贫与贫困家庭复原力——基于 CHFS 微观数据的分析[J]. 中国农村观察,2021(2):28 - 41.
[30]黄琦,陶建平,张红梅. 农业保险市场结构、空间依赖性与农业保险条件收敛研究[J]. 中国管理科学,2017

(5):25 - 32.
[31]王韧,黄渊基,刘莹,等. 中国省域农业保险发展水平的时空格局及影响因素[J]. 经济地理,2018(6):117 - 125.
[32]尹畔,许闲,王颖俐. 我国区域普惠保险水平测度及影响因素分析[J]. 保险研究,2020(10):34 - 47.
[33]张恒,郭翔宇. 农业生产性服务业发展与农业全要素生产率提升:地区差异性与空间效应[J]. 农业技术经济,2021(5):93 - 107.
[34]王军,杨秀云. 改革开放以来中国农业全要素生产率的动态演进及收敛性分析[J]. 统计与信息论坛,2019(11):59 - 66.
[35]高帆. 我国区域农业全要素生产率的演变趋势与影响因素——基于省际面板数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究,2015(5):3 - 19.
[36]温忠麟. 张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报,2004(5):614 - 620.
[37]邵全权,郭梦莹. 发展农业保险能促进农业经济增长吗?[J]. 经济学动态,2020(2):90 - 102.
[38]刘贯春,刘媛媛,张军. 中国省级经济体的异质性增长路径及模式转换——兼论经济增长源泉的传统分解偏差[J]. 管理世界,2019(6):39 - 55.
[39]POWELL D, WAGNER J. The exporter productivity premium along the productivity distribution: evidence from quantile regression with nonadditive firm fixed effects[J]. Review of World Economics,2014(4):763 - 785.

Agricultural Insurance, Total Factor Productivity in Agriculture and the Economic Resilience of Farm Households

ZHANG Dong-ling, JIAO Yu-xin
(*School of Economics*, *Qingdao University*, *Qingdao* 266061, *China*)

Abstract: Using panel data from the China Family Panel Studies (CFPS) from 2012 to 2018, the resilience of peasant families is dynamically estimated based on the theories of poverty trap and nonlinear dynamics. The agricultural insurance development index and agricultural total factor productivity were derived using inter-provincial data, and the impact of agricultural insurance development on household economic resilience was examined from the perspective of household heterogeneity. Agricultural insurance has been found to significantly increase the resilience of farmers' families, with an effective transmission mechanism for agricultural insurance to play a role of being the development of agricultural total factor production. Farmers are divided into three groups based on the marginal impact characteristics of agricultural insurance: high efficiency, low efficiency, and ineffective. Further research noted that across the sample period, there was an exchange between various types of farmers, with the number of highly efficient types gradually increasing and the proportion of low-efficiency and ineffective types constantly decreasing. Agricultural insurance has a noticeable beneficial effect only once a family resilience reaches a particular level. The marginal effect of agricultural insurance eventually declines as farmers' resilience improves.

Key Words: agricultural insurance; household economic resilience; agricultural total factor productivity; sustainable poverty reduction; agricultural high quality development