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

石文香 陈盛伟

[摘要]本文基于2007~2016年中国31个省(区、市)面板数据,实证检验了农业保险发展对农民收入(以人均农业收入衡量)的影响。结果发现:受农民收入水平制约,农业保险对农民农业收入的影响表现出鲜明的门槛特征:只有当农民收入水平超过一定的门槛值以后,发展农业保险才会显著提高农民收入;而当农民收入水平较低时,投保农业保险反而会显著降低农民收入。此外,对农业保险的政策性补贴并不会造成福利耗散效应;相反,保费补贴有助于增加农民收入。

[关键词] 农业保险;农民收入;门槛效应;面板门槛回归模型

[中图分类号] F840.66 [文献标识码] A [文章编号] 1006—012X (2019) —02—0084 (08)

[作者] 石文香,博士研究生,山东农业大学经济管理学院,山东泰安 271018

陈盛伟,教授,博士,博士生导师,山东农业大学经济管理学院,山东泰安 271018

一、引言

自 2004 年中央"一号文件"首次提出建立政策性农业保险制度以来,在中央的强力支持下,我国农业保险发展迅速,保费规模从 2004 的 3.77 亿元激增到 2017 的 477 亿元,十余年间增长近百倍。目前,中国已成为仅次于美国的全球第二大农业保险市场。在此背景下,农业保险对农民收入以及农业生产的影响也逐渐引起了人们的重视,成为学术界不断探究的重要领域。作为分散农业风险、补偿灾后损失的有效机制,2013 年颁布实施的《农业保险条例》明确了发展农业保险的两个目的 "保护农业保险活动当事人的合法权益"和"提高农业生产抗风险能力"。这两点同时也反映了农业保险的两个效应,即收入效应和效率效应。[1] 其中,作为"三农"问题的核心,提升农民的收入水平无疑至关重要。那么,农业保险对农民收入究竟有何影响?作用是否显著?这是本文试图回答的问题之一。

目前虽然已有很多文献对农业保险与农民收入的关系进行了探讨,但尚未取得一致性结论。在早期的文献中,农业保险往往被视作稳定农民收入的重要手段。如,Yamauchi(1986)对日本青森县购买稻谷保险的农户进行分析后发现,农业保险在灾害严重的年份稳定了农民的收入。^[2] Carriker(1991)使用来自美国堪萨斯州 136 个农场的产量数据,比较了五种作物保险计划的有效性,发现个体农场收益保险显著降低了农民收入风险。^[3] Gine 等(2008)研究了印度南部安德拉邦购买暴雨保险的农户,发现农业保险有效增加了当地农民的财富水平。^[4] 周稳海等(2014)、李勇斌(2018)分别从灾前效应与灾后效应两个方面分析了农业保险对农民收入的影响,基于中国省际面板数据和系统 GMM 的估计发现,虽然灾前效应减少了农民收入,但灾后效应的增收效果更大,因此总体上农业保险对农民收入具有显著的正向促进作用。^[5 6] 张小东和孙蓉(2015)对全国 31 个省份的面板聚类分析发现,整体上农业保险对农民农业经营收入具有正向的促进作用,并且越是较早开展农业保险的省份,这种促进作用越

^{*} 基金项目: 国家自然科学基金项目"玉米连续性和共生性致灾因子气象指数保险产品构建及差异性分析"(71773067)。

大。 $^{[7]}$ 王克等(2014) 利用来自中国 5 省份 574 个固定观察点农户的农业生产数据,评估了我国种植业保险的实施效果,结果显示现行种植业保险确实增加了农民福利水平。 $^{[8]}$ 进一步地,Hosseeini & Gholizadeh(2008)、Enjolras(2012) 的研究表明,农业保险不仅可以提高农民收入,而且能够平滑农户的收入曲线,降低收入波动。 $^{[9],[0]}$

但也有研究认为,农业保险不一定会使农民收入提高,甚至反而可能对农民收入增长产生抑制效应。张跃华等(2006)通过对上海的研究发现,农业保险对农民福利的影响并没有理论分析的那么大。[11] Glauber(2007)对美国农场的分析也有类似结论,他发现,农业保险对农场主收入和农产品产量的影响都没有确切的结论。[12] 祝仲坤和陶建平(2015)利用 2007~2012 年中国省级面板数据检验了农业保险对农民收入的影响,结果显示,农业保险对农民收入有显著负效应。[13] 费清等(2018)对我国322 个地级行政单位 2007~2015 年面板数据的系统 GMM 估计发现,以保费收入衡量的农业保险发展水平显著抑制了农民收入的增加。[14] 庹国柱等(2001)、冯文丽(2004)从福利耗散的角度,解释了为什么农业保险并不一定会使农民收入增加,甚至反而可能会降低农民家庭的福利的原因。[15,16]

从上述文献回顾可以发现,现有文献针对"农业保险究竟是提高还是降低了农民收入"这一核心议题,并没有定论。这些研究结果的差异,一方面与不同研究使用的样本、数据不一致有关;另一方面也反映了农业保险对农民收入影响机制的复杂和多样性。除此之外,已有研究在方法上的缺陷也是一个很重要的原因。现有文献在检验农业保险发展对农民收入的影响时,大多在线性模型框架下展开。但考虑到当前我国农民收入水平普遍较低,农民收入不足依然是制约农业保险发展的一个重要原因。[17.48]因此,简单的线性模型设定可能不足以刻画农业保险与农民收入之间的复杂非线性关系,单一的从线性视角看待二者之间的关系很可能并不准确。要准确评估农业保险发展对农民收入的影响效果,我们还需要新的估计方法。

有鉴于已有文献的不足,本文基于 $2007 \sim 2016$ 年中国省级面板数据,使用 Hansen (1999) 发展的静态面板门槛回归模型,199 拟系统考察农业保险发展对农民收入的非线性结构影响,以期为深入认识二者之间的关系问题提供一个更具有现实解释力的视角。

二、数据来源和变量描述

1. 数据来源说明

虽然早在 2004 年中央就提出要建立政策性农业保险制度,但事实上直到 2007 年中央财政实施农业保险保费补贴政策后,我国农业保险才真正起步。因此,本文选择 2007 年作为实证分析的起始年份,研究区间设定为 2007 ~ 2016 年,研究对象包括中国大陆 31 个省(市、自治区)。用于分析的农业保险数据来源于历年《中国保险年鉴》① 其余变量数据来源于《中国农村统计年鉴》《中国住户调查年鉴》和《中国统计年鉴》,个别年份个别省份缺失数据通过查找相应省(区、市)的统计年鉴补齐。

2. 变量选取与描述统计

(1) 被解释变量

与周稳海等(2014)的处理相同, $^{[20]}$ 本文的被解释变量选取为人均农业收入。具体地,本文采用《中国统计年鉴》中的"农村居民家庭人均经营纯收入"②作为人均农业收入的衡量指标。农村居民家庭经营收入包括了农林牧渔业等纯农业经营收入和工业、建筑业等非农业经营收入,其中前者约占到 90% 以上, $^{[21]}$ 是代表农民农业收入的一个较好指标。为剔除物价变动的影响,使用农村居民消费价格指数③(2007 年 = 100)对其进行平减。

(2) 核心解释变量

本文使用农业保险密度来测度地区农业保险发展水平,它等于农业保险保费收入/乡村人口。为剔除价格因素的影响,我们利用农村居民消费价格指数(2007 年 = 100)对保费收入进行平减。

(3) 控制变量

除了以上核心变量外,笔者还控制了其他一些可能对农民收入产生影响的变量。这些因素的选择既来自于已有研究和实证的成熟成果,同时也来自对中国农民收入变化背景中特定因素的现实考察。具体包括:

① 为保证数据的前后一致性,将深圳、青岛、厦门、宁波、大连5个计划单列市的农业保险数据合并至广东、山东、福建、浙江、辽宁5省中。

② 由于统计口径变化,2012年后《中国住户调查年鉴》不再统计农村居民人均纯收入数据,本文 2013~2016年数据使用人均可支配收入口径下的经营净收入数据。

③ 北京、天津、上海、重庆缺少对农村居民消费价格指数的统计,用各自居民消费价格指数代替。

①农村人力资本。人力资本的改善不仅能够提高劳动生产率,进而正向影响农民收入;而且还可以通过影响生产要素组合效率、农业技术的推广应用等来促进农民收入增加。一般认为,教育是形成人力资本的关键因素。因此,本文用农村人口平均受教育年限来衡量各地区农村的人力资本状况。其中,平均受教育年限根据6岁及以上乡村人口的文化程度分布信息加权计算得出。计算时,不识字或识字很少、小学、初中、高中(中专)、大专及以上文化程度相对应折算的受教育年限依次为: 1、6、9、12和16。

②农村固定投资。农村固定资产投资不仅是促进农村经济发展的重要决定因素,而且也是提高农业综合生产力、增加农民收入的重要手段。本文用农户人均固定资产投资来表示该因素,其中固定投资用农村住户固定资产投资额衡量。为使数据具有可比性,使用固定资产投资指数将其折算成 2007 年不变价。

③财政支农力度。作为国家支持"三农"发展的重要手段,财政支农力度的大小表明了国家对"三农"工作的实质性态度。史常亮(2010)研究表明,加大财政支农力度有利于促进农民增收。[22]本文用各地财政农业支出占地方财政总支出的比例来表示该因素。

④城镇化率。作为农业转向非农产业、农民转变为市民和农村转变为城市的必然过程,城镇化对农民收入的影响不可忽视。 城镇化的发展在给农民带来更多的工资性收入和非农业经营收入的同时,也使得家庭的农业收入比重不断下降。本文用年末城 镇人口占常住总人口的比重表示该因素。

⑤人均土地面积。土地是为农业生产的根本的物质生产资料,也是农民最主要资产。已有关于农民收入影响因素的计量研究均在不同程度上肯定了土地对农民收入的重要性,本文使用农村居民家庭人均经营耕地面积①来指代这一因素。

⑥公路密度。随着城乡经济之间的联系日益紧密,连接城乡之间的公路、高速路、各类国道、省道乃至城市道路对农村经济发展的重要性也日趋凸显。因此,本文将之作为一个重要的控制变量纳入模型。与骆永民和樊丽明(2014)的做法一样,[23]本文使用公路密度(各省份公路运营里程除以该省份国土面积)来表示该因素。

⑦产业结构。在影响农民收入的一系列因素中,起决定作用的还是经济发展水平。而衡量一国或地区经济发展水平的基本要素就是产业结构状况。陈银娥等的研究表明,一个国家或地区产业结构的不断优化与农民收入具有显著关系,产业结构调整不利于农民收入增长。[24] 本文用第一产业增加值占 GDP 比重来衡量该因素,其值越小,表明产业结构越是合理。

⑧保费补贴。理论分析表明,对农业保险的政策性补贴可能会因为作物供给曲线的右移而产生福利耗散效应。因此,以各省份进入中央财政支持的政策性农业保险试点范围的时间为基准,[25]本文设置保费补贴虚拟变量,进入试点范围的年份为1,未进入的年份则为0,以评判农业保险保费补贴的福利耗散效应是否存在。

变量类型	变量名称	变量定义或测度方法	均值	标准差
被解释变量	农民收入水平	农村居民家庭人均经营纯收入,元/人	2691. 29	962. 38
核心解释变量	农业保险发展水平	农业保险保费收入/乡村人口数,元/人	40. 54	52. 47
控制变量	农村人力资本	农村人口平均受教育年限,年	7. 57	0. 78
	农村固定投资	农村住户固定资产投资额/乡村人口数,元/人	1250. 88	938. 73
	财政支农力度	财政农业支出/地方财政总支出,%	10. 08	4. 39
	城镇化率	年末城镇人口/常住总人口 %	52. 59	14. 33
	人均土地面积	农村居民家庭人均经营耕地面积,亩/人	2. 55	2. 89
	公路密度	公路运营里程/国土面积,公里/平方公里	0. 83	0. 48
	产业结构	第一产业增加值/地区生产总值 %	10. 76	5. 41
	保费补贴	进入试点年份=1,未进入年份=0	0. 79	0. 41

表 1 变量定义及描述性统计分析

表 1 列出了本文经验分析用到的变量计算方法及描述性统计结果。图 1 则为农业保险发展水平(以人均保费衡量)与农民收入(以人均农业收入衡量)的散点及线性关系图。可以看到,二者之间存在着明显的正向线性关系。那么,这是否说明农业保险对农民收入的影响就是图中揭示的那样呢?接下来,我们将通过构建计量模型,对此进行严谨的实证检验。

① 由于自 2012 年起《中国住户调查年鉴》不再统计各地区农村居民家庭经营土地情况,2013~2016 年数据采用3年平均增长率乘以前一年数据而得。

三、计量模型设定

为实证检验农业保险发展如何影响农民收入,本文构建回归模型如下:

$$\ln Y_{it} = \alpha + \beta \ln s_{it} + \sum_{i=1}^{n} \delta_{j} X_{it} + \mu_{i} + \eta_{t} + \varepsilon_{it}$$
 (1)

式(1)中,下标 i 表示省份,t 表示年份;被解释变量 lnY_{it} 为农民收入水平的对数; ins_{it} 表示农业保险发展水平,是本文感兴趣的核心解释变量; X_{it} 是一系列影响农民收入的其他因素,包括农村人力资本、农村固定投资、财政支农力度、城镇化率、人均土地面积、公路密度、产业结构和保费补贴,作为控制变量; μ_i 、 η_i 分别表示不可观测的地区固定效应和时间固定效应, ϵ_{it} 为误差项。

式(1) 暗含着农业保险发展与农民收入之间存在着线性关系的假设。但如前文所述,农业保险增收效应的发挥是一个复杂的过程,在不同条件下,或者说对于不同人群,其影响可能存在差异,其对农民收入作用机制和效果的发挥可能需要跨越一定的"门槛"。为此,借鉴 Hansen(1999)门槛模型的思路,[26] 构建如下形式的多重面板门槛模型进一步对二者之间的非线性关系进行检验:

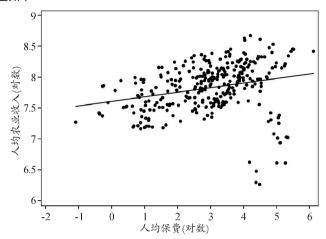


图 1 农业保险发展水平与农民收入散点图

$$\begin{aligned} &\ln Y_{it} = \alpha + \beta_1 \operatorname{ins}_{it} I \ \left(\ q_{it} \leqslant \gamma_1 \right) \\ &+ \beta_2 \operatorname{ins}_{it} I \ \left(\ \gamma_1 < q_{it} \leqslant \gamma_2 \right) \\ &+ \beta_{n-1} \operatorname{ins}_{it} I \ \left(\ \gamma_{n-1} < q_{it} \leqslant \gamma_n \right) \\ &+ \gamma_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \\ \end{aligned} + \gamma_n + \beta_n \operatorname{ins}_{it} I \ \left(\ \gamma_n < q_{it} \right) \\ &+ \sum_{j=1}^n \delta_j X_{it} + \mu_i$$

式(2)中: q_n 为门槛变量, $\gamma_1 \times \gamma_2 \times \cdots \times \gamma_{n-1}$ 和 γ_n 为 n+1 个门槛区间下的门槛值, $\beta_1 \times \beta_2 \times \cdots \times \beta_{n-1}$ 和 β_n 为不同门槛区间下的估计系数, $I(\cdot)$ 为示性函数,若门槛变量满足条件则该指示函数值为 1 ,否则为 0; 其他符号含义同上。

四、实证分析结果

1. 普通面板回归

为选取合适的面板估计模型,首先对面板数据进行 F 检验、Breusch – Pagan LM 检验和 Hausman 检验。表 2 的检验结果显示,适宜采用固定效应模型进行参数估计。其次,对各年份虚拟变量和各省份虚拟变量的估计系数进行联合 Wald 检验,以判断是否存在时间效应和地区效应。检验结果在 1% 水平上拒绝原假设,说明应该在模型中同时控制地区效应和时间效应,即进行双向固定效应(Two way)估计。最后,考虑到本文使用的面板数据为 "大 N 小 T"型,并且 Wooldridge 检验、Modified Wald 检验和 Pesaran 检验结果至少在 10% 水平上拒绝了原假设,表明面板数据同时存在着组内自相关、组间异方差和组间截面相关问题,为避免产生估计偏误问题,笔者采用 Driscoll 和 Kraay(1998)发展的协方差矩阵估计方法[27](以下简称"XTSCC")进行修正。结果报告见表 3 第(1)列。

检验项目	统计量	p 值	检验项目	统计量	p 值
时间效应 Wald 检验	7. 15	0.0000	Hausman 检验	64. 73	0.0000
地区效应 Wald 检验	95. 10	0.0000	组间异方差检验	2943. 40	0.0000
F 检验	54. 96	0.0000	组间截面相关检验	- 1. 756	0. 0791
BP - LM 检验	518. 48	0.0000	组内自相关检验	249. 445	0.0000

表 2 面板设定检验结果

根据表 3 第(1)列的全样本估计结果,本文关注的核心解释变量"人均保费"在 10% 水平上显著为正,说明农业保险对农民农业收入产生了积极的促进作用;其系数估计值为 0.009,意味着人均保费每提高 1 个百分点,相应农民人均农业收入将会增加 0.009 个百分点。控制变量方面,与大多数文献结论一致,财政支农力度、人均土地面积和公路密度与农民人均农业收入显著正相关,说明这三个因素显著促进了农民农业收入的增加;以第一产业增加值占 GDP 比重衡量的产业结构与农民人均农业

87 JTC

收入在 5% 显著性水平上显著负相关,说明第一产业比重越高的地区,其农民农业收入反而越低。这可能是因为,国民经济中第一产业比重越大,意味着当地产业结构越不合理,农村劳动力多,劳动力转移任务重,从而人均农业劳动力收入必然低;以农村人口平均受教育年限衡量的农村人力资本与农民人均农业收入在 1% 显著性水平上显著负相关,与理论预期不一致,究其原因,可能在于受教育程度越高的农民选择外出务工的可能性越大,而较少选择从事农业生产活动,因此其农业收入反而并不高;政策性农业保费补贴虚拟变量与农民人均农业收入在 10% 显著性水平上显著正相关,这证实了农业保险补贴并没有产生福利耗散效应;相反,增加保费补贴有助于显著提高农民的农业经营收入。

相关理论分析表明,农业保险发展对农 民收入的影响可能并非是简单的线性关系, 受当地农民收入水平制约,二者之间关系可 能呈现出一种非线性特征。为检验这一点, 本文根据省级层面的农民人均收入①(2007 年不变价格) 将样本划分为高收入地区和低 收入地区两个子样本,其中高收入地区的标 准是该省农民人均收入高于所有样本省份农 民人均收入的中值(5906.14元/人),反之 则为低收入地区,然后进行子样本回归。由 于本文样本量较少,为避免丢失观测值,我 们使用虚拟变量区分子样本,然后在全样本 中引入虚拟变量和人均保费的交互项来进行 样本的分层检验。结果报告在表 3 第 (2) 列。和我们推测的一致,在不同收入地区, 农业保险对农民收入影响确实不同。在高收 入地区,农业保险显著地促进了当地农民收 入增加,交互项"人均保费×高收入地区" 的估计系数为 0.017, 且在 5% 显著性水平上 显著,意味着在这些地区,人均保费每提高1 个百分点, 当地农民人均农业收入将相应增

表 3	双向固定效应的	XTSCC 回归结果

(1)	(2)
0. 009*(0. 005)	_
_	0. 017**(0. 007)
_	0.006 (0.004)
-0. 101***(0. 025)	-0. 096***(0. 025)
0. 033 (0. 035)	0. 031 (0. 037)
0. 012**(0. 005)	0. 013**(0. 005)
-0.003 (0.003)	-0.004 (0.003)
0. 187***(0. 026)	0. 172***(0. 023)
0. 307***(0. 086)	0. 305***(0. 076)
-0. 020**(0. 007)	-0.017**(0.007)
0. 025*(0. 013)	0. 029*(0. 014)
0. 622***(0. 278)	8. 604***(0. 294)
已控制	已控制
已控制	已控制
0. 8161	0. 8181
310	310
	0.009*(0.005)

注: () 内数值为 Driscoll – Kraay 标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5% 及 10% 水平上显著。

加 0.017 个百分点;而在低收入地区,农业保险的增收效应则不那么明显,交互项"人均保费×低收入地区"不仅不具有统计显著性,而且系数值很小,说明在这些地区,农业保险并没有起到增加当地农民收入的作用。另外,笔者注意到,"人均保费×高收入地区"的系数估计值和显著性都要大于"人均保费×低收入地区"的系数估计值和显著性以及全样本下"人均保费"的系数估计值和显著性,同样说明了农业保险的增收效应在高收入地区表现得更为突出。

2. 面板门槛回归

上述结果表明,虽然整体上农业保险发展对农民收入起到了正向的促进作用,但这种作用在不同收入地区存在差异,其中在收入水平较高的高收入地区,农业保险对农民农业收入的促进作用更明显;而在收入水平相对较低的低收入地区,农业保险的增收效应则不那么显著。由此,可以初步判断,农业保险增收效应的发挥可能会受到当地农民收入水平的影响,随着农民收入水平的提升,农业保险的增收效应也会发生相应的变化,即农业保险对农民收入的影响可能存在"门槛"特征。鉴于此,下面将进一步运用 Hansen(1999)提出的面板门槛模型^[28]对此进行检验。相比于前面基于交叉项的门槛分析方法,该模型无需事先设定非线性方程的形式,门槛值及其数量完全由样本数据内生决定,不仅可以直接估计出解释变量与被解释变量之间的非线性关系,而且能够对该"门槛"特征及其相应门槛值进行显著性检验,克服了传统方法的缺陷。

门槛模型检验包括门槛效应的存在性检验与门槛估计值的真实性检验。其中,对于门槛效应的存在性,可通过构造 F 统计

① 为了获得数据的便利性,本文的农民人均收入指标选取《中国统计年鉴》中的农村居民家庭人均纯收入来衡量,其中 $2013\sim2016$ 年为农村居民家庭人均可支配收入。

量进行检验。同样以农民人均收入对数作为门槛变量,在自助抽样(Bootstrap) 2000 次后,检验结果显示,单一门槛和双重门槛的 F 统计量分别在 1% 和 5% 显著性水平上显著,而三重门槛的 F 统计量未通过显著性检验。因此,可以确定门槛值的个数为 2 个。在完成门槛效应检验过后,继续对门槛的估计值进行识别,并对门槛估计值的真实性进行检验。从表 4 右半部分的检验结果中可知,以农民人均收入对数作为门槛变量时,门槛 1 和门槛 2 的估计值分别为 8.2123 和 8.4118,都在 95% 置信区间内,意味着门槛值的识别效果显著。同时,在给定 5% 的显著性水平上,基于农民人均收入对数的两个门槛估计值所对应的似然比(LR)统计量均小于临界值 7.35,不能拒绝 "门槛值等于真实值"的原假设,故可以认为这些门槛值的估计都是真实有效的。

检验项目	门槛效应自抽样检验		检验项目	门槛估计值检验		
他並以日	单一门槛	双重门槛	三重门槛	1型型以日	第一门槛	第二门槛
F 统计量	98. 34***	32. 03**	26. 79	门槛值	8. 2123	8. 4118
p 值	0.0000	0. 0240	0. 5610	95% 置信区间	[8. 1848, 8. 2186]	[8. 4038, 8. 4252]

表 4 门槛效应检验和门槛估计值检验

注: Bootstrap 采用反复抽样 2000 次。* 、 * * * * * * * 分别表示在 10% 、5% 、1% 水平上显著。

门槛个数和门槛值确定后,面板门槛模型的具体形式随之确定。根据表 4 的门槛效应检验结果,双重门槛模型的两个门槛值随着农民人均收入对数(lnq)的由低到高将整个样本划分为三个区间,笔者重点分析在不同区间内农业保险发展对农民收入的影响。表 5 报告了基于固定效应的面板门槛模型估计结果。从表中可以看出,农业保险对农民收入的影响受到当地农民收入水平的制约而呈现出非线性特征。具体来说,当 $lnq \le 8.2123$ 即农民人均收入低于 3686.01 元时,农业保险对农民收入有显著负影响,弹性系数为 -0.084; 当 $8.2123 < lnq \le 8.4118$ 即农民人均收入介于 3686.01 \sim 4499.85 元时,农业保险的增收效应开始显现,但并不显著,影响系数为 0.005; 当 lnq > 8.4118 即农民人均收入超过 4499.85 元时,农业保险的增收效应显著增强,影响系数扩大为 0.023,且通过了 5% 水平的显著性检验。这些结果进一步证实了,农业保险对农民收入的影响并非线性变化,而是存在鲜明的门槛特征。

门槛区间	变量	系数	标准误	p 值
d₁ (lnq≤8. 2123)	人均保费(对数)×d ₁	-0.084***	0. 013	0. 000
d ₂ (8. 2123 < lnq ≤8. 4118)	人均保费 (对数) × d ₂	0.005	0.010	0. 612
d ₃ (lnq > 8.4118)	人均保费 (对数) ×d ₃	0. 023**	0.009	0. 011

表 5 面板门槛回归结果

注: * 、* * 、* * * 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平上显著。控制变量与前述回归相同,并且同时控制了时间效应,但限于篇幅,未予报告。

以上基于面板门槛模型的回归结果表明,当农民收入水平较低,农业保险发展并没有起到预期中的增收效应,甚至反而会降低农民收入;只有当农民收入水平跨过一定门槛值后,发展农业保险才变得有助于增加农民收入。为什么会出现这种反差?这一方面可能是因为,当农民收入水平较低时,如本文中人均收入低于 3686.01 元时,农业保险对于农民的农业生产活动无法起到应有的保障作用,反而作为一项支出,导致了农民收入的短期减少;另一方面,则可能是因为农业保险的"挤出效应"挤占了农民家庭对农业生产的投入,引起农业产出下降,进而导致收入受到负向影响,而且由于低收入家庭的收入水平相对更低,这种"挤出效应"也表现的更为明显。而只有当农民收入提高到一个相对较高的水平,比如本文中人均收入超过 4499.85 元时,以至于农业保险的"保障效应"超过了"支出效应",其增收作用才会显现出来。

3. 关于内生性问题的进一步讨论

从理论上看,虽然农业保险的发展主要是受到国家发展战略的影响,而并没有良好的内生于农民收入,所以可以视作严格的外生变量,与式(1)的误差项 ε_{it} 不相关。但是,还应注意,随着收入水平的增加,农民对于风险的规避程度和购买农业保险的动机也在增强,从而会相应刺激农业保险的发展,由此引发双向因果的内生性问题。为检验农业保险变量的内生性是否存在,本文使用人均保费的滞后一期和滞后二期值作为当期值的工具变量,采用 Wooldridge(2002)提供的方法^[29]进行内生性检验。具体做法是:首先,用农业保险发展水平对原模型中的所有其他解释变量和两个新增加的工具变量进行 OLS 回归,并提取其残差;然后,把残差项作为新的解释变量加入到原模型中再进行 XTSCC 估计,如果其系数显著异于零,则拒绝 "农业保险发展水平是外生变量"的原假设,说明模型存在内生性问题。按照上述方法,残差项作为解释变量时的 t 统计量为 0.38,相应概率 p值为 0.708,无法拒绝原假设,说明本文模型设定并不存在严重的内生性问题,相关估计结果是稳健、可靠的。

五、结论与政策启示

作为一项对农民的重要经济补偿制度,农业保险能否肩负起提高农民收入的历史重任仍存在争议。本文使用 2007~2016 年 省级面板数据对此进行实证检验,并重点对农业保险影响农民收入(以人均农业收入衡量)可能存在的门槛效应进行探讨。普 通面板回归发现:农业保险发展整体上给农民收入带来一定正向促进作用,但作用力较小。进一步的分样本检验和面板门槛回归发现,受收入水平制约,农业保险对农民收入的影响表现出"门槛"特征:当农民收入水平较低,比如本文中人均收入低于 3686.01 元时,农业保险的发展非但没有起到增加农民收入的预期作用,反而因为"贫困陷阱"的存在,降低了农民收入;只有当农民收入水平提高到一定程度后,比如本文中人均收入超过 4499.85 元时,以至于农业保险的"保障效应"超过了"支出效应",此时农业保险的增收作用才会显现出来。另外,研究还发现,财政支农力度、人均土地面积和公路密度对农民农业收入都有显著的促进作用;对于农业保险的政策性补贴并没有出现由于农产品产量变化而导致的大量福利耗散情况,相反,保费补贴有助于增加农民收入。

基于上述研究结论,笔者得出以下几点政策启示:第一,农业保险总体上起到了增加农民收入的积极作用。所以,应该继续加大对农业保险的宣传和教育,鼓励更多的农民参加农业保险,以充分发挥农业保险的灾前风险分散效应和灾后损失补偿效应,促进农民收入增长。第二,农业保险对农民收入的影响效果受制于农民收入水平,只有当农民收入水平提高到一定门槛值后,农业保险发展对农民收入的增收作用才能充分显现出来。这一实证结论不仅有助于厘清学界关于农业保险发展对农民增收作用的争论,也为政府通过发展农业保险提升农民收入提供了可行的边界。即政府在大力发展农业保险、将农业保险作为提升农民收入的有效手段时,应当意识到其前提条件,将工作重心放在努力提高农民收入水平方面。第三,应该继续加大对农业保险的支持力度,尤其是适度扩大政策性农业保险的保费补贴范围和补贴比重,优化保费补贴的方式,以减轻农民的保费负担,降低农业保险的门槛效应。

参考文献:

- [1] 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,(06):131-144.
- [2] Yamauchi T. Evolution of the Crop Insurance Program in Japan [A]. Hazell Peter. Crop Insurance for Agricultural Development: Issues and Experience [C]. Baltimore and London, The Johns Hopkins University Press, 1986.
- [3] Carriker G L , Williams J R , Barnaby G A , et al. Yield and Income Risk Reduction under Alternative Crop Insurance and Disaster Assistance Designs [J]. Western Journal of Agricultural Economics , 1991 , 16 (02): 238 250.
- [4] Gine X, Townsend R, Vickery J. Patters of Rainfall Insurance Participation in Rural India [R]. The World Bank Economic Review, 2008.
- [5] [20] 周稳海,赵桂玲,尹成远.农业保险发展对农民收入影响的动态研究——基于面板系统 GMM 模型的实证检验 [J].保险研究,2014,(05):21-30.
- [6] 李勇斌. 农业保险对农民收入影响的动态研究——基于系统 GMM 及门槛效应检验 [J]. 浙江金融,2018,(04): 52-59.
- [7] 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, (06): 62-71.
- [8] 王 克,张 峭, Shingo Kimura. 我国种植业保险的实施效果:基于5省份574个农户数据的模拟分析[J].保险研究,2014,(11):42-55.
- [9] Hosseini S S , Gholizadeh H. The Impacts of Crop Insurance on Stabilization of Farmers' Income , Agricultural Economics [J]. Iranlan Journal of Agricultural Economics , 2008 , 2 (03): 27 45.
- [10] Enjolras G., Capitanio F., Aubert M., et al. Direct Payments, Crop Insurance and the Volatility of Farm Income: Some Evidence in France and in Italy [J]. New Medit, 2014, 13 (01): 31-40.

- [11] 张跃华,史清华,顾海英.农业保险对农民、国家的福利影响及实证研究——来自上海农业保险的证据 [J].制度经济学研究,2006,(02):1-23.
- [12] Glauber J. Double Indemnity: Crop Insurance and the Failure of US Agricultural Disaster Policy [R]. AEI Agricultural Policy Series, 2007.
 - [13] 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,(02):67-71.
- [14] 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,(04): 100-104.
 - [15] 庹国柱,李 军,王国军.外国农业保险立法的比较与借鉴[J].中国农村经济,2001,(01):74-80.
 - [16] 冯文丽. 我国农业保险市场失灵与制度供给 [J]. 金融研究, 2004, (04): 124-129.
 - [17] 陈 妍,凌远云,陈泽育,等. 农业保险购买意愿影响因素的实证研究 [J]. 农业技术经济,2007,(02): 26-30.
- [18] 张 欣. 收入不足是否制约农业保险的有效需求: 机理分析与实证检验 [J]. 贵州财经大学学报,2013,(02): 79-84.
- [19] [26] [28] Hansen B E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93 (02): 345 368.
 - [21] 位 涛,闫琳琳. 中国农村土地养老保障贡献研究 [J]. 人口与经济,2014,(01): 99-107.
 - [22] 史常亮. 我国财政农业投入与农民收入增长实证分析 [J]. 新疆农垦经济, 2010, (04): 22-26.
 - [23] 骆永民, 樊丽明. 中国农村人力资本增收效应的空间特征 [J]. 管理世界, 2014, (09): 58-76.
- [24] 陈银娥,刑乃千,师文明.农村基础设施投资对农民收入的影响——基于动态面板数据模型的经验研究 [J].中南财经政法大学学报,2012,(01):97-103.
 - [25] 付小鹏,梁 平. 政策性农业保险试点改变了农民多样化种植行为吗[J]. 农业技术经济, 2017, (09): 66-79.
- [27] Driscoll , J C , Kraay A C. Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data [J]. Review of Economics and Statistics , 1998 , 80 (04): 549 560.
 - [29] Wooldridge, J. M. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data [M]. MIT Press, 2002.

Has Agricultural Insurance Promoted Peasants' Income in China? ——An Empirical Analysis Based on Province Panel Threshold Model

SHI Wen-xiang CHEN Sheng-wei

(College of Economics and Management, Shandong Agricultural University, Tai'an 271018, China)

Abstract: Based on the panel data of 31 provinces in China from 2007 to 2016, this paper establishes the panel threshold regression model in the order to test the non-linear relationship between agricultural insurance and farmers' income. The results show that there is dual threshold effect of agricultural insurance development on farmers' income when farmers' income level was used for the threshold variable. Only when farmers' income level increased beyond a certain threshold value, would the protection function of agricultural insurance work, and in turn, the effects of agricultural insurance to farmers' income become positively correlated. When at relative low income level, the latter disincentive effect tends to dominate so that agricultural insurance can actually decrease farmers' income. And the study also shows that the political subsidy to agricultural insurance doesn't dissipate significantly as the agricultural products supply curve moves forward right, instead, adding subsidy of agricultural insurance is helpful to increasing the peasants income.

Key Words: agricultural insurance; farmers' income; threshold effect; panel threshold regression model

责任编辑:曹羽茂