# 发展农业保险能促进农业经济增长吗?

# 邵全权 郭梦莹

摘要:本文基于新古典经济增长模型,引入随机变量冲击农业保险基准出险概率构造理论模型,并基于贝尔曼方程值函数迭代的方法展开随机模拟,研究农业保险保费的构成结构各因素对农业经济增长的影响。研究发现,引入农业保险的基本模型优于只引入农业风险的模型。农业保险基准出险概率、损失程度、市场势力提高会提高保费,但不利于农业增长;农业保险免赔率降低(保障程度提高)也会提高保费同时有利于增长,农险保费对农业经济增长的最终影响取决于上述变量的对比。本文还基于 2010—2016 年的分省面板数据进行实证分析发现,上期农业保险保费、本期农业保险赔付的提高都会促进农业经济增长;分样本回归结果显示,在农险保费高于赔付的样本中,上期农业保险保费、本期农业保险赔付的提高都有利于提高农业经济增长。

关键词:农业保险 农业经济增长 农业保险保障程度

# 一、引言

改革开放以来,我国农业生产快速发展,农业现代化水平迅速提升,农民的生活水平也得到明显 改善。在农业总体向好的同时,我国也存在着农业经济区域发展不平衡的问题,农业经济发达地区 和不发达地区的经济增长方式差异较大。自然风险和市场风险是影响我国农业经济增长的重要因 素。自然灾害是农业经济增长的主要影响因素之一。很多农业经济不发达地区存在土壤贫瘠、资源 匮乏的问题,并且大多气候干旱、水土流失严重,土地产出极不丰富①,严重影响当地农业经济增长。 农业保险对解决自然风险具有重要的作用。市场风险是指在农业生产和销售过程中,由于市场供给 和需求变化和政策不确定性形成的不确定性,具体包括:农产品价格波动造成的风险、供求双方相对 力量变化导致的农产品可能滞销的风险、买方或卖方可能出现的违约行为带来的信用风险,以及由 于农业政策调整和变化带来的政策性风险,等等。农产品市场规模的变化、农业生产要素价格的波 动、农业发展政策的变化都会导致市场风险的出现。胡宜挺、罗必良(2010)认为,狭义的市场风险就 是价格风险;广义的市场风险不仅包括价格风险,还包括技术风险、政策风险、体制风险等,可以等同 于交易风险。改革开放以来,随着中国经济越来越深入地融入全球经济中,以及农产品价格的形成 机制越来越依靠市场,在国内外供求因素的作用下,价格机制和市场机制正在成为中国农产品生产 和销售的重要影响因素,在农业资源配置中发挥重要作用。但应看到,在国际市场与国内市场的双 重影响下,市场风险不断冲击中国农业的发展。我国自从恢复现代意义上的保险业以来,保险行业 获得了极大的发展,健全了保险制度,其运作方式符合市场运行规律,以农业保险管理农业市场风险 可以促使农业发展按照更加市场化的方式来运作。

农业保险一方面能够分散自然灾害带来的风险,迅速恢复受灾农户的生产,对于稳定农户收入、

<sup>\*</sup> 邵全权,南开大学金融学院,邮政编码:300350,电子邮箱:shaoquanquan19@126.com;郭梦莹,平安财产保险股份有限公司,邮政编码:518000,电子邮箱: $piscis\_0312@163.com$ 。本文受天津市哲学社会科学规划项目"农业保障体系对农业经济增长及农村反贫困的作用机制研究"(TJYJ18-002)资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

①瑞士再保险网站, http://www.swissre.com/china/natcat\_newsletter\_august2017\_cn. html。

助力农业生产具有重要作用,是农业发展的"稳定器"和"助推器";另一方面,农业保险可以促使农业生产和销售通过市场化的方式发展,进而促进农业发展,在解决农业市场风险的过程中农业保险的作用突发出来。

通过对受灾农户进行经济补偿和风险分散,农业保险可以起到稳定农业生产、促进农业经济发展的作用。2007 年起,农业保险保费补贴政策陆续开展试点,为解决"三农"问题做出了较大的贡献。到目前为止,中国农业保险市场已成为仅次于美国的全球第二大农业保险市场。据原保监会公布的数据,2007-2017 年中国农业保险为农户提供的风险保障金额达到 2.16 万亿元;2017 年,农业保险开办区域已覆盖全国所有省份,基本覆盖农林牧渔各个领域;截至 2016 年底,参保农户 2 亿户次,保费收入达到 417.1 亿元,三大口粮作物承保的覆盖率超过 70% ①。

2018 年初,《中共中央国务院关于实施乡村振兴战略的意见》明确提出:"提升农业发展质量、打好精准脱贫攻坚战、加快建立多层次农业保险体系、加强农村社会保障体系建设。"农业发展与农业保险是一个整体,农业生产暴露在风险下,以自然灾害为代表的农业风险破坏农业生产资料,影响农业技术进步,对农民人力资本的积累产生制约,而农业保险能够降低农业生产中的风险,提振农业经济,助力乡村振兴战略。因此,如果能充分发挥农业保险在应对自然灾害风险和市场风险中的积极作用,将对农业经济增长产生显著的推动作用。鉴于此,研究农业保险对农业经济增长的影响具有重要意义。

数据显示,2010—2016年我国农业保险保费收入逐步提高,并与农林牧渔总产值同步增长,两者呈正相关关系。农业保险能否发挥稳定农业生产、提高农业经济增长的作用,是本文阐述的关键性问题。本文重点关注农业保险对农业经济增长的影响,在理论上可以从经济学有关理论角度厘清农业保险影响农业经济增长的经济规律,在实践上对于农业保险促进农业经济增长、全面建设小康社会具有一定指导意义。

## 二、文献综述

农业保险促进农业经济增长机制包括两方面:一是农业保险稳定农户生产预期,提高农户抗风险能力,从而加大农业生产投入、采用先进生产技术、种植高利润作物等;二是通过灾后经济补偿,减少低效率生产。理论文献方面,Hazell(1992)认为,农业保险是有效的风险管理工具,增加了农户投资和生产投入,从而提高农业产出,但各国的实践经验说明农业保险的成本较高。Xu & Liao(2014)认为,加入农业保险能够增加资本投入,农业保险促进农业经济增长。实证文献方面,Cai et al(2009)通过贵州省数据发现了能繁母猪保险对扩大养殖面积的作用;王向楠(2011)着重研究农村银保合作对农业经济增长的协同效应,发现农业贷款和农业保险虽然都能促进农业经济发展,但两者未形成协同;周稳海等(2015)和代宁、陶建平(2017)均证明了农业保险对农业经济增长的助推作用。但上述文献基本都运用全国时间序列数据,或运用区域性面板数据(Cai et al,2009;王向楠,2011;周稳海等,2015),采用全国面板数据进行实证研究的文章并不多见。

部分文献发现,理论上农业保险应当促进农业经济增长,然而实证分析表明并无明显促进作用。如张跃华、张宏(2006)认为,理论上农业保险对农业经济具有助推作用,但基于上海市数据的实证研究表明,在当时的保障水平下,农业保险无法提高当地水稻产量。也有部分文献认为农业保险不仅无法推动农业经济增长,反而阻碍农业经济发展,主要是由于农业保险自身性质可能加强市场中的逆向选择和道德风险,导致市场扭曲,农业技术进步受抑制进而抑制农业生产效率改进(马述忠、刘梦恒,2016)。由于农户把农业保险视为农业生产投入的替代品,购买农业保险后减少农业生产投入,并对灾害损失采取不作为的方式,导致农业生产效率低下,产出降低(袁辉、谭迪,2017)。江生忠、张煜(2018)研究发现,农业保险对农业经济的推动作用存在滞后效应,并且助力作用是复杂的,

①瑞士再保险网站,http://www.swissre.com/china/natcat\_newsletter\_may2017\_cn.html。

需要与农村信贷等政策形成合力。

基于上述分析我们发现,现有文献中理论与实证相结合研究农业保险对农业经济增长影响的文章较少,并且大部分实证文章采用区域性数据,较少从全国宏观层面探讨这一主题。与已有文献相比,本文一方面建立了一个基于新古典的经济增长模型,该模型包含同时引入农业风险与农业保险的基本模型,以及只引入农业风险而不包括农业保险的模型,通过对其进行对比分析可以突显农业保险的作用;另一方面,分析了农业保险重要参数的变化对农业经济增长的影响,从理论上丰富了现有研究缺乏关于农业保险与农业经济增长关系理论机制的文献。在实证研究中,基于全国面板数据,分别以上期农业保险保费、本期农业保险赔付作为解释变量,研究农业保险保障水平和补偿水平对农业经济增长的影响,使得实证研究更加全面系统地反映农业保险与农业经济增长的关系。

# 三、理论模型与数值模拟

#### (一)理论模型

本文首先构造基本理论模型,即同时引入风险与保险保障的模型,然后构造用于对比的参照系,引入只有风险不含保障的模型。

1. 基本模型。本文在新古典经济增长模型的基础上引入农业风险和农业保险保障,同时引入对农业保险基准损失概率冲击的随机变量,基于此分析农业保险对农业经济增长的影响。参考 Acemoglu(2009)、Gourio(2012)、陈国进等(2014)以及邵全权等(2017)有关假设,构造本文的理论模型。

本文假设代表性消费者的效用来自当期生存状态下的消费产生的效用,效用函数设定为:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \tag{1}$$

其中 $,\beta$  为折现因子 $,c_{i}$  为消费 $,\gamma$  为消费的相对风险厌恶系数。

根据巴罗(2010),假设总量生产函数具有劳动增进型技术进步的特点:

$$Y_{t} = (A_{t}L_{t})^{1-a}k_{t}^{a} \tag{2}$$

基于此,以人均有效产出形式表示的生产函数为:

$$y_t = k_t^a \tag{3}$$

其中 $,\alpha$  为生产函数的资本份额,产出由消费,投资以及农业保险保费组成,

借鉴邵全权等(2017)的研究,在农业风险存在的情况下引入农业保险对 TFP 和资本提供保障。相应的模型把经济行为人对 t 期产出的预期值界定为以下三部分的加权平均:农业风险发生状态下的产出水平;农业风险未发生状态下的产出水平;在农业风险发生情况下被保险人获得扣除免赔基础上的赔付。对引入农业风险与农业保险的生产函数也进行类似的设定。

以资本为例,在包含农业保险保障的农业风险的模型中,资本的动态变动规律为:

$$k_{t+1} = p_t (1 - d) [i_t + (1 - \sigma)K_t] + (1 - p_t) [i_t + (1 - \sigma)k_t] + p_t d (1 - m) [i_t + (1 - \sigma)k_t]$$
  
=  $b_t [i_t + (1 - \sigma)k_t]$  (4)

定义 b, 为农业保险乘子:

$$b_t = p_t(1-d) + (1-p_t) + p_t d(1-m) = 1 - p_t dm$$
(5)

其中,k 为资本,i 为投资, $\sigma$  为资本折旧率。  $p_i = pz_i$ ,p 为农业保险基准出险概率,用来度量农业保险出险概率的一般水平, $z_i$  是一个对农业保险基准损失概率冲击的变量,d 为农业保险损失程度,m 为农业保险免赔率,相对地,(1-m) 为农业保险保障程度。

资本积累由投资和折旧后的资本构成,在人均层面上满足:

— 92 —

$$k_{t+1} = b_t \lceil i_t + (1 - \sigma)k_t \rceil \tag{6}$$

prem, 为农业保险保费支出,设定为:

$$prem_{t} = \mu(1-m) pd (k_{t}^{a} + k_{t+1}/b_{t})$$
(7)

其中, $\alpha$  为生产函数中的资本份额, $k_t^a + k_{t+1}/b_t$ 为农业保险标的价值, $pd(k_t^a + k_{t+1}/b_t)$ 为农业保险损失的纯风险成本,此项乘以(1-m)表示扣除免赔后的净风险成本, $\mu$  为反映保险市场力量相对强弱的参数,即农业保险市场力量会对保费的确定具有相应的影响 $(\mu \geqslant 1)$ 。

由式(7)可知,影响农业保险保费的主要因素为:农业保险基准出险概率 p,农业保险损失程度 d,农业保险免赔率 m,以及农业保险市场势力  $\mu$ 。上述各因素的影响关系可以概括为: $\mu$  直接影响农业保险保费,p、d 和 m 既直接影响农业保险保费,又通过影响农业保险乘子 b。间接影响农业保险保费。通过分析作为一个整体的农业保险保费进入相应的动态规划模型,可以直接模拟研究 p、d、m 和  $\mu$  对农业经济增长的影响。

基于上述界定可以构建离散动态经济系统模型,具体表述为:

$$\max E_{0} \sum_{t=0}^{\infty} \beta \frac{c_{t}^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$
s. t.  $k_{t+1} = b_{t} \left[ b_{t} k_{t}^{\alpha} - c_{t} - \mu (1-m) p z_{t} d \left( k_{t}^{\alpha} + k_{t+1}/b_{t} \right) + (1-\sigma) k_{t} \right]$ 
(8)

基于拉格朗日乘子法,以及一阶条件,得到消费的差分方程:

$$c_{t+1} = \left\{ \frac{\beta b_{t+1} \left[ (b_{t+1} - \mu (1-m) p z_t d) a k_{t+1}^{a-1} + 1 - \sigma \right]}{1 + b_t \mu (1-m) p z_t d} \right\}^{\frac{1}{\gamma}} c_t$$
(9)

在理论模拟部分实际上研究了  $p \ d \ m$  和  $\mu$  参数改变的影响,明确罗列了各参数影响农业经济增长的不同可能性,如后文中模拟结果所揭示的,提高  $p \ d \ \mu$  不利于农业经济增长,而提高农业保险保障程度降低 m 是有利于农业经济增长的,在实证分析中得到提高农业保险保费可以促进农业经济增长的结论,实际上是对理论模拟结论的验证。

2. 只有风险不含保障的模型。引入只有风险不含保障的模型:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$
s. t.  $y_t = a_t k_t^{\alpha}$ 

$$c_t + i_t \leqslant y_t$$

$$k_{t+1} = a_t [i_t + (1-\sigma)k_t]$$
(10)

相应的模型为经济行为人对产出及资本的预期值,界定为以下两部分的加权平均:首先是农业风险发生状态下的产出和资本水平,其次是农业风险未发生状态下的产出和资本水平。定义  $a_i$  为农业风险乘子:

$$a_t = p_t(1-d) + (1-p_t) = 1 - p_t d$$
(11)

其中, $p_t = pz_t$ ,p为农业风险基准出险概率,用来度量农业风险出险概率的一般水平, $z_t$ 是一个对农业风险基准损失概率冲击的变量。基于上述界定可以构建离散动态经济系统模型:

$$\max E_{0} \sum_{t=0}^{\infty} \beta' \frac{c_{t}^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$
s. t.  $k_{t+1} = a_{t} [a_{t}k_{t}^{\alpha} - c_{t} + (1-\sigma)k_{t}]$  (12)

相应的贝尔曼方程为:

$$V(k_{t}) = \max_{0 \leq c_{t} \leq a_{t}k_{t}^{a} + (1-\sigma)k_{t}} \left\langle \frac{c_{t}^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta \int V\{a_{t}[a_{t}k_{t}^{a} - c_{t} + (1-\sigma)k]\}\varphi(dz) \right\rangle$$

$$- 93 -$$

#### (二)参数校准

参考 Gourio(2012)、陈国进等(2014)、邵全权等(2017)的研究中有关参数假设,对数值模拟中涉 及的参数进行校准。本文数值模拟所使用到的参数涉及两个部分,分别是一般化的参数和与农业风 险农业保险相关的参数。一般化的参数主要参考现有文献的有关设置,根据王立勇等(2012)、庄子 罐等(2012),将生产函数中的资本份额 $\alpha$ 校准为0.3。根据陈国进等(2014),将 $\beta$ 的取值校准为 0.95。参考李春吉、孟晓宏(2006)、骆永民(2011)、陈国进等(2014),消费的相对风险厌恶系数γ校 准为 0.5。考虑一般文献中将季度资本折旧率大多设定为 0.025,本文采用年度资本折旧率校准为 0. 1①。农业风险、农业保险相关的参数设置如下:农业保险基准出险概率校准为 0. 05,农业保险损 失程度校准为 0.3。由于数据限制,关于农业保险基准出险概率与农业保险损失程度的校准具有一 定的主观性,因此,在设置二者分别为0.05和0.3的基础上,在后文的数值模拟中,还将尝试改变农 业保险基准出险概率与农业保险损失程度的参数值进行模拟,以此来分析不同参数值下对农业经济 增长的不同影响。假设不存在农业保险市场势力,参数  $\mu$  校准为 1。在后文的模拟中还将改变这一 限制,在存在不同程度的农业保险市场垄断程度和市场势力的基础上进行数值模拟。参考财产保险 免赔率的一般设定,将农业保险赔付免赔率校准为0.2,这样设置主要考虑到农业保险运行在一定程 度上与财产损失保险存在相似性。在保险实务领域,例如中国人民财产保险股份有限公司车险条款 实行 0. 2 的事故责任免赔率,其他出险情况也基本围绕 0. 2 的免赔率设定。假设对农险基准出险概 率的冲击服从对数正态分布,期望均值 mean 校准为 0.02,标准差  $\delta$  校准为 0.02。考虑到巴罗等 (2010)将人口增长率 n 和技术进步率 x 分别设定为 0.01 和 0.02,以及中国近期的人口政策与经济 增长中技术的快速发展,将人口增长率 n 和技术进步率 x 分别设定为 0.02 和 0.03 。

变量	α	β	γ	σ	p	d
参数值	0. 3	0. 95	0. 5	0. 1	0. 05	0. 3
变量	μ	m	mean	δ	n	x
参数值	1	0. 2	0. 02	0. 02	0. 02	0. 03

表 1 参数校准

# (三)数值模拟②

基于前文中构建的贝尔曼方程与相应的参数校准,本部分将展开数值模拟。数值模拟的研究主线包括两部分:首先是有农业保险存在与否能否对农业经济增长具有显著影响;其次是在农业保险存在的基础上,探讨农业保险的主要构成要素,即农业风险基准损失概率、损失程度、市场势力、农业保险保障程度等各类因素改变对农业经济增长的影响。

本文选取初始资本的第 200 个点进行农业经济长期增长的模拟,模拟区间为 60 个时间单位,基本模型、只有风险不含保障的模型的模拟结果显示,人均有效资本和人均有效产出上升,之后二者均在一定的范围内波动,并保持稳定的发展路径,总资本和总产出则保持一直增长的发展态势。 只有风险不含保障模型的人均有效资本和人均有效产出较低,基本模型的人均有效资本和人均有效产出较高。总资本和总产出也具有类似的规律,这说明农业保险的引入可以促进农业经济增长。此外,数值模拟表明:农业保险基准出险概率 p 提高不利于农业经济增长;农业保险损失程度 d 提高不利于农业经济增长;农业保险免赔率 m 降低意味着农业保险保障程度(1-m)的提高,农险保障程度提高可以促进农业经济增长。

①审稿人指出,在参数校准中,农业与制造业不同,其各类要素的份额需要根据实际数据来校准。本文尝试改变生产函数中的资本份额以及年度资本折旧率的参数值,重新进行数值模拟,发现改变上述参数值的做法并未改变基本结论。

②为节约篇幅,模拟具体结果未报告,有兴趣读者可向作者索取。

<sup>— 94 —</sup> 

数值模拟的主要结论是: p、d、 $\mu$  提高会提高农业保险保费,但不利于农业增长; m 降低(1-m)提高也会提高保费同时有利于增长。因此,上述变量对农业经济增长的影响存在两种相反的效应: 一方面,p、d、 $\mu$  提高不利于农业经济增长; 另一方面,(1-m)提高有利于农业经济增长,最终保费对增长的影响取决于上述两股力量角力的结果。如果 m 的相对力量更强,对农业经济增长的促进作用更强,可以产生提高保费促进农业经济增长的结果。综上所述,若农险保费的提高是由客观存在的风险提高(p、d 提高)以及市场势力提高( $\mu$  提高)所致,是不利于农业经济增长的;而若是由农业保险保障程度的提高((1-m) 提高)所致,此时对农业经济增长的促进作用更加显著。当然,在现实中有可能存在上述两种力量同时存在的可能性,此时占主导位置的力量会对结果产生最终的影响。

# 四、计量模型与变量说明

#### (一)计量模型设定

需要指出,在模拟部分研究了上述各因素对农业经济增长的影响,但是在实证分析部分,限于相关数据资料的可获得性,无法单独研究农业风险基准损失概率、损失程度、市场势力、农业保险保障程度对农业经济增长的影响。因此,本文选择上期农业保险保费、本期农业保险赔付作为反映上述变量综合影响的代理变量①。本文基本计量模型如下:

$$y_{ii} = \alpha_0 + \alpha_1 \operatorname{pre}_{ii} + \sum \beta_j X_{ii} + \varepsilon_{ii}$$
 (14)

其中, $y_i$  为被解释变量,现有文献多数以农林牧渔总产值作为农业经济增长的代理变量(叶初升、邹欣,2016; 张亦弛、代瑞熙,2018),因其能够反映第一产业的发展水平,本文首先对农林牧渔总产值进行指数平减,之后再采用平减后的农林牧渔总产值对数 lagrigdp 衡量农业经济增长。

 $pre_{ii}$ 为重点关注的解释变量,为了从不同的角度衡量农业保险的发展情况,使解释变量更具有广度,本文分别以上期农业保险保费收入对数 lprem、本期农业保险赔付对数 lclaim 作为解释变量,衡量农业保险发展对农业经济增长的影响作用。 $X_{ii}$ 为其他控制变量的集合:首先,以往研究农业增长的文献中大多控制了农业要素的投入(杜江等,2016;孙圣民、陈强,2017;宋淑丽、王新利,2017),本文使用农业播种总面积 lland 来衡量土地投入的数量,使用农用机械总动力 lpower 作为农业机械投入的代理变量。其次,考虑到农业资本投入对农业经济增长具有重要影响,本文分别以农村固定资产投资额 lriifa 衡量农村物质资本,以第一产业就业人员数量 lprimary,以及农村高中及以上学历人口占总人口比重 edu 衡量农村人力资本。其中,农村固定资产投资额为全社会固定资产投资总额减去固定资产投资(不含农户)。再次,地方财政农林水事务支出体现了地区财政对于农业发展的投入水平,是地区农业经济发展的一个侧面反映,本文也加入了地方财政农林水事务支出对数 lagriexpen 作为控制变量。最后,农业保险的保费补贴中有 80% 左右来自各级财政支出,农业保险保费补贴对农业经济增长也具有一定的影响作用,因此,本文把各省历年农业保险保费补贴 lsubsidy也作为控制变量加入模型中。为平滑序列,除 edu 外,上述变量均取对数。

理论模型的分析表明,农业保险损失程度 d 的提高不利于农业经济增长,在发生较大灾害的年份中,农林牧渔产值可能会大幅下滑,而农业保险赔付支出可能会急剧上升,与损失较小年份的情况差异较大。在农业生产中,巨灾风险及其造成的损失是一个无法回避的重要话题。相比于巨灾没有

①需要指出,本文此前只采用了本期农业保险保费作为反映农业保险的代理变量,但审稿人指出,采用当期值的合理性以及只用这一单一指标并不足以反映农业保险,因此,本文进行了相应的修改,改为采用上期农业保险保费、本期农业保险赔付来更加全面、科学的度量农业保险的发展情况。具体考虑如下:农业保险保费对农业经济增长的影响存在一定程度的时滞性,往往当期缴纳的农业保险保费需要在未来风险事件发生的情形下才会起作用,因此,本文首先采用上期农业保险保费来度量这一影响;不同于农业保险保费度量了农业保险的缴纳情况,农业保险赔付是切切实实对发生的农业风险的补偿程度,农业保险赔付发生在损失当期,因此,采用本期农业保险赔付从另一个角度度量农业保险的发展情况。综上所述,本文最终选取上期农业保险保费、本期农业保险赔来全面衡量农业保险的发展情况。

发生的时期,发生巨灾风险的时期对于农业生产会造成短时间内突然增加的风险损失,由此造成农业保险的赔付也随之大幅波动,进而对农业生产本身和农业保险发展都会产生重大影响,巨灾风险的影响不容忽视。因此,本文构造了"是否发生重大灾害"这一虚拟变量,使用农业保险赔付/农业保险保费收入构建该指标。如果该指标大于1,即当年的农业保险赔付支出大于农业保险保费收入,则认为当年发生了较大灾害,虚拟变量的取值为1;否则认为当年没有发生较大灾害,虚拟变量取值为0。为了全面衡量巨灾的影响,本文拟从以下方面对其影响进行分析:按上述构建的"是否发生重大灾害"虚拟变量作为实证分析中进行分组回归的标准,分为农险保费低于赔付样本与农险保费高于赔付样本,分别考察在巨灾发生与否的情形下,农业保险对农业经济增长的影响规律是否会发生变化。按是否发生巨灾进行分组的设置,可以探究在重大灾害发生的年份中,农业保险保费、农业保险赔付对于农业经济增长产生的影响是否有所差异。

### (二)工具变量

由于模型设定可能存在误差导致重要变量遗漏,或者某些数据难以观测和获得,直接按照设定模型进行回归可能导致遗漏变量偏差;同时,农业保险保费、赔付与农业经济增长可能存在相互影响的互为因果关系,上述两种原因都可能使模型出现内生性而导致估计偏误。农业保险保费、农业保险赔付是内生解释变量,本文参考陈强(2014),采用工具变量法进行实证分析。工具变量的选取必须满足两个条件:第一,工具变量与内生解释变量相关;第二,工具变量与扰动项(或被解释变量)不相关。本文选取的工具变量为各省历年农业保险市场的赫芬达尔一赫希曼指数①(以下简称 HHI指数)。一方面,农业保险市场的竞争程度会影响农业保险的保费收入。一般而言,农业保险竞争较为激烈的市场公司数量较多,市场主体也会采取更积极的策略拓展市场,通常会促进农业保险的购买行为,农业保险保费收入更高,反之亦然。另一方面,农业保险市场的竞争程度不会直接影响农业经济增长。农业保险的市场竞争程度(HHI指数)主要取决于市场上经营农业保险的公司数量、农业保险产品的差异化程度、单个公司对产品价格的控制程度、进入或退出行业的难易程度,而农业经济增长都不直接影响这些因素,因而农业经济增长也不影响农业保险市场竞争程度。选择农业保险市场的 HHI 指数作为工具变量,满足相关性和外生性的要求。

### (三)数据来源及描述性统计

本文实证分析数据为 2010-2016 年分省面板数据。被解释变量农林牧渔总产值 lagrigdp 数据来自历年《中国统计年鉴》,主要解释变量上期农业保险保费 lprem、本期农业保险赔付 lclaim 数据由中国原保监会财险部农险处提供。控制变量中,农业总播种面积 lland、农用机械总动力 lpower、农村固定资产投资 lriifa、地方财政农林水事务支出 lagriexpen 数据均来自历年《中国统计年鉴》,第一产业就业人员 lprimary 数据来自各省历年统计年鉴,农村高中及以上学历人口占总人口比重 edu 数据来自历年《中国人口和就业统计年鉴》,农业保险保费补贴 lsubsidy 数据来自中国原保监会财险部农险处。本文实证研究分为全样本、农险保费高于赔付样本以及农险保费低于赔付样本三部分。变量的描述统计见表 2。

	全村	全样本		农险保费低于赔付样本		农险保费高于赔付样本	
变量	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
被解释变量	'				'		
农林牧渔总产值对数	15. 13	0. 10	15. 13	0. 13	15. 13	0. 10	
解释变量		•					
上期农险保费对数	10. 67	1. 27	10. 62	1. 28	10. 67	1. 27	
本期农险赔付对数	10. 47	1. 21	10. 66	1. 34	10. 44	1. 19	

表 2 全样本、农险保费低于赔付样本、农险保费高于赔付样本的描述统计

①即农业保险市场所有竞争主体市场份额的平方之和,用以衡量农业保险市场的竞争程度。

续表 2

· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	全村	 <b>羊本</b>	农险保费低于赔付样本		农险保费高于赔付样名	
变量	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
控制变量						
农业总播种面积对数	5. 83	1. 17	5. 81	1. 26	5. 83	1. 16
农用机械总动力对数	7. 63	1. 10	7. 68	1. 21	7. 63	1. 09
农村固定资产投资对数	14. 78	1. 23	15. 13	1. 19	14. 73	1. 23
第一产业就业人员对数	6. 38	1. 12	6. 42	1. 16	6. 38	1. 12
农村高中及以上学历人口占总人口比重	0. 12	0. 05	0. 13	0.06	0. 12	0. 04
农险保费补贴对数	10. 59	1. 20	10. 00	1. 50	10. 67	1. 14
地方财政农林水事务支出对数	15. 08	0. 59	15. 06	0. 60	15. 08	0. 59
工具变量				•		
农险市场 HHI 指数	0. 63	0. 24	0. 61	0. 23	0. 64	0. 24

## 五、实证结果

考虑到数据具有面板数据的特征,接下来进行面板数据回归与面板数据工具变量回归,并且分别对上期农险保费收入、本期农险赔付和农业经济增长进行回归分析。数据样本分为全部数据、农险保费低于赔付样本以及农险保费高于赔付样本三类。同时,为解决主回归中可能出现的因变量和自变量存在双向因果关系等问题,本文还采用了联立方程模型,使用三阶段最小二乘法进行回归,以保证主回归估计结果的稳健性。

## (一)上期农险保费、本期农险赔付对农业经济增长的影响(全样本)

表 3 和表 4 为基于全样本的回归结果。结果表明,上期农险保费收入、本期农险赔付与农业经济增长之间均存在显著正相关关系,说明农业保险保费、赔付的增加均能促进农业经济增长。工具变量各检验结果和 Hausman 检验显示,选择面板固定效应模型是合理的,在面板工具变量回归中,上期农业保险保费、本期农险赔付为内生解释变量,而农业保险市场的 HHI 指数作为工具变量具有较强的有效性,此回归结果具有较高的可信性。表 3 显示,OLS 回归中上期农业保险保费对农业经济增长的系数为 0. 0116,采用工具变量回归的上期农业保险保费对农业经济增长的影响系数为 0. 0495,但均不显著;而面板固定效应和面板工具变量回归中这一系数分别为 0. 0232 和 0. 0658,并且回归结果均在 1%的水平上显著。这说明,就面板固定效应模型和面板工具变量模型的回归结果而言,上期农业保险保费可以显著提高农业经济增长。

衣 3 工期 化 性 体					
	(1)	(2)	(3)	(4)	
	OLS	IV	面板固定效应	面板 IV	
变量		平减后的农林	牧渔总产值对数		
上期农险保费对数	0. 0116	0. 0495	0. 0232***	0. 0658***	
	(0. 0133)	(0. 0660)	(0. 0072)	(0. 0227)	
农业总播种面积对数	-0. 0351	-0.0621	0. 5657***	0. 5234***	
	(0. 0276)	(0.0550)	(0. 0463)	(0. 0541)	
农用机械总动力对数	0. 0236	0. 0329	0. 0253	0. 0380	
	(0. 0170)	(0. 0249)	(0. 0217)	(0. 0242)	
农村固定资产投资对数	-0. 0162	-0. 0207*	0. 0136***	0. 0072	
	(0. 0111)	(0. 0113)	(0. 0048)	(0. 0060)	

表 3 上期农险保费对农业经济增长的影响(全样本)

续表 3

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	IV	面板固定效应	面板 IV
变量		平减后的农材	牧渔总产值对数	
第一产业就业人员对数	0. 0007 (0. 0238)	0. 0215 (0. 0428)	-0. 2472*** (0. 0576)	-0. 2638*** (0. 0624)
农村高中及以上学历人口 占总人口比重	-0. 6976*** (0. 1937)	-0. 7835*** (0. 2458)	0. 1152 (0. 1710)	-0. 0478 (0. 2012)
农险保费补贴对数	0. 0101 (0. 0141)	-0. 0151 (0. 0451)	-0.0010 (0.0049)	-0. 0160* (0. 0092)
地方财政农林水事务支出 对数	0. 0749*** (0. 0281)	0. 0538 (0. 0488)	0. 2071*** (0. 0162)	0. 1530*** (0. 0323)
常数项	14. 1170**** (0. 2853)	14. 3283*** (0. 4588)	9. 6201*** (0. 5253)	
观测值	208	208	208	207
省份数			31	30
Hausman 检验(检验值)		0. 45	141. 08***	4. 56**
Hausman 检验(显著性)		0. 5041	0. 0000	0. 0327

注:括号内为样本标准差;\*\*\*、\*\*\*和 \* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著;本文还就内生性进行了 Hausman 检验,并分别报告了检验值和显著性。下同。

表 4 显示,本期农业保险赔付对农业经济增长基本呈正向的影响。具体而言,基于 OLS 回归结果显示本期农业保险赔付对农业经济增长的影响为 0.0304,并在 5%的水平上显著;基于工具变量回归、面板固定效应回归和面板工具变量回归的这一影响系数分别为 0.0969、0.01 和一0.0969,0.0969,0.0969,0.0969,0.0969,0.0969,0.0969,0.0969,0.0969,0.0969 0.09

表 4 本期农险赔付对农业经济增长的影响(全样本)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	IV	面板固定效应	面板 IV
变量		平减后的农村	<b>大牧渔总产值对数</b>	
本期农险赔付对数	0. 0304**	0. 0969	0. 0100	-2. 5536
	(0. 0141)	(0. 1299)	(0. 0078)	(20. 8858)
农业总播种面积对数	-0. 0339	-0. 0496	0. 5856***	1. 4069
	(0. 0270)	(0. 0426)	(0. 0470)	(6. 7910)
农用机械总动力对数	0. 0281*	0. 0442	0. 0217	-0. 8355
	(0. 0169)	(0. 0373)	(0. 0223)	(7. 0044)
农村固定资产投资对数	-0. 0181*	-0. 0253*	0. 0158***	0. 3285
	(0. 0106)	(0. 0151)	(0. 0049)	(2. 5503)
第一产业就业人员对数	-0.0005	0. 0107	-0. 2342***	-1. 2337
	(0.0232)	(0. 0321)	(0. 0590)	(8. 2727)
农村高中及以上学历人口	-0. 6888***	-0. 7273**** (0. 2097)	0. 1995	1. 3705
占总人口比重	(0. 1870)		(0. 1732)	(10. 4606)
农险保费补贴对数	-0. 0072	-0. 0622	0. 0004	1. 7424
	(0. 0145)	(0. 1076)	(0. 0068)	(14. 1922)
地方财政农林水事务支出	0. 0714**	0. 0496	0. 2296***	2. 0467
对数	(0. 0292)	(0. 0533)	(0. 0149)	(14. 8081)
常数项	14. 1534*** (0. 2882)	14. 3752*** (0. 5079)	9. 1932*** (0. 5185)	
观测值	208	208	208	207
省份数			31	30
Hausman 检验(检验值)		0. 35	138. 28***	9. 25***
Hausman 检验(显著性)		0. 5534	0. 0000	0. 0023

基于全样本的回归结果表明,就整体而言,在某些回归中,上期农业保险保费、本期农业保险赔付都能促进农业经济增长,并且在不同的模型中体现出不同的显著性。由理论模型中界定的公式可知,上期农业保险保费收入、本期农业保险赔付能够反映农险基准出险概率 p、损失程度 d、农险市场势力  $\mu$ 和农险保障程度 m 各因素。在现实中,上述各因素的变化可能出现不同的组合,在此仅从较为常见的情形入手分析。一方面,如果农业风险管理领域取得重要进展,可以降低客观存在的农业风险,降低农业风险损失概率 p 与农业风险损失程度 d。尽管具有一定程度的自然垄断属性,如果可以在农业保险市场适当的引入竞争机制,降低农业保险的市场势力  $\mu$ ,此时会导致保费降低。数值模拟显示,由 p、d、 $\mu$  提高造成的保费降低会对农业经济增长产生积极效果。另一方面,农户对农业风险的认知和农业保险的发展导致农业保险保障程度(1-m)提高(m 降低),农业保险赔付和赔付率提高,保障程度提高客观上会提高保费,而由数值模拟可知,保险保障程度(1-m)与农业经济增长存在正相关关系,提高农业保险保障程度(1-m)促进农业经济增长。上述两种效应会分别降低农险保费和提高农险保费,如果保险保障程度(1-m)促进农险保费的效应超过 p、d、 $\mu$  降低农险保费的效应,就会出现提高农业保险保费、提高农业保险赔付促进农业经济增长的结果,与本部分实证研究结论相吻合。需要指出,现实中会存在上述因素对农业经济增长的影响的其他组合,限于篇幅,同时考虑到代表性问题,不再赘述。

#### (二)上期农险保费、本期农险赔付对农业经济增长的影响(农险保费高于赔付子样本)

表 5 到表 6 分别是农险保费高于赔付样本下,上期农业保险保费、本期农业保险赔付与农业经济增长的回归结果。本文使用平减后的农林牧渔总产值对数代表农业经济增长。

表 5 为农险保费高于赔付样本的回归结果。农业保险保费与农业经济增长之间存在正相关关系,说明在此样本中提高农业保险保费可以促进农业经济增长。具体而言,采用 OLS 回归上期农业保险保费对农业经济增长的系数为 0.0103,采用工具变量回归上期农业保险保费对农业经济增长的系数为 0.1086,但均不显著;基于面板固定效应回归上期农业保险保费对农业经济增长的系数为 0.0245,基于面板工具变量回归上期农业保险保费对农业经济增长的系数为 0.0602,上述回归分别在 1%和 5%的统计水平上显著。

从表 5 结果可以发现,在农险保费高于赔付样本的回归中,采用面板固定效应模型和面板工具变量模型的结果显示上期农业保险保费对农业经济增长有显著的促进作用。

	(1)	(2)	(3)	(4)			
		农险保费高于赔付样本					
	OLS	IV	面板固定效应	面板 IV			
上期农险保费对数	0. 0103	0. 1086	0. 0245***	0. 0602**			
	(0. 0177)	(0. 1152)	(0. 0084)	(0. 0242)			
农业总播种面积对数	-0. 0471	-0. 1066	0. 6269***	0. 5899****			
	(0. 0289)	(0. 0749)	(0. 0576)	(0. 0640)			
农用机械总动力对数	0. 0251	0. 0500	0. 0168	0. 0215			
	(0. 0183)	(0. 0366)	(0. 0224)	(0. 0234)			
农村固定资产投资对数	-0. 0075	-0. 0178	0. 0110**	0. 0069			
	(0. 0122)	(0. 0147)	(0. 0052)	(0. 0060)			
第一产业就业人员对数	0. 0016	0. 0482	-0. 2441***	-0. 2469***			
	(0. 0257)	(0. 0595)	(0. 0588)	(0. 0608)			
农村高中及以上学历	-0. 6672***	-0. 8145**** (0. 2903)	-0. 0165	-0. 1286			
人口占总人口比重	(0. 1962)		(0. 1772)	(0. 1963)			
农险保费补贴对数	0. 0067	-0. 0737	-0.0014	-0. 0197			
	(0. 0214)	(0. 0967)	(0.0066)	(0. 0135)			
—— 地方财政农林水事务支出	0. 0868****	0. 0464	0. 1988***	0. 1619****			
对数	(0. 0296)	(0. 0587)	(0. 0165)	(0. 0289)			
常数项	13. 9069*** (0. 3011)	14. 3545*** (0. 6067)	9. 4661*** (0. 5598)				

表 5 上期农险保费对农业经济增长的影响

— 99 —

//土	=	
ZI	ᅏ	ר

				-27 27 *
	(1)	(2)	(3)	(4)
		农险保费		
	OLS	IV	面板固定效应	面板 IV
	183	183	183	182
 省份数			31	30
Hausman 检验(检验值)		1. 15	113. 72***	2. 67
		0. 2842	0. 0000	0. 1021

注:由于农险保费小于赔付情形下样本量过小,只有 25 个观测值,并且上期农业保险保费对农业经济增长的系数都不显著,因此不予报告相关结果。下同。

表 6 为农险保费高于赔付样本的回归结果。在 OLS 回归中,本期农业保险赔付对农业经济增长的影响系数为 0.0429,在 5%的水平上显著;而在工具变量回归中这一影响系数为 0.2544,面板固定效应回归和面板工具变量回归中影响系数分别为 0.0105 和 0.5075,但均不显著。从表 6 结果可以发现,在农险保费高于赔付样本的回归中,OLS 模型的结果显示本期农业保险赔付对农业经济增长有显著的促进作用。

	(1)	(2)	(3)	(4)	
	农险保费高于赔付样本				
	OLS	IV	面板固定效应	面板 IV	
	0. 0429**	0. 2544	0. 0105	0. 5075	
本期农险赔付对数	(0. 0206)	(0. 2826)	(0. 0113)	(0.7460)	
农业总播种面积对数	-0.0481	-0.0835	0. 6486***	0. 4762	
化业 心 插 件 ഥ	(0. 0291)	(0.0609)	(0.0586)	(0. 3367)	
农用机械总动力对数	0. 0341*	0. 0912	0. 0174	0. 2005	
化用机械芯切刀剂效	(0. 0187)	(0. 0803)	(0. 0234)	(0. 2876)	
农村固定资产投资对数	-0.0091	-0.0225	0. 0132**	-0.0165	
1、1、1000000000000000000000000000000000	(0. 0114)	(0. 0196)	(0.0053)	(0.0486)	
第一产业就业人员对数	-0.0007	0. 0122	-0. 2406***	-0. 1661	
另 )业机业人贝内数	(0. 0256)	(0. 0336)	(0.0604)	(0. 2490)	
农村高中及以上学历人口	-0.6705***	-0. 7626***	0. 0545	-0. 2187	
占总人口比重	(0. 1889)	(0. 2664)	(0. 1800)	(0.7794)	
农险保费补贴对数	-0.0259	-0. 2282	0. 0023	-0.4186	
化阿休货 作 炬 刈 奴	(0. 0228)	(0. 2701)	(0. 0109)	(0.6321)	
地方财政农林水事务支出	0. 0821***	0. 0377	0. 2190***	-0.0174	
对数	(0. 0314)	(0.0699)	(0. 0154)	(0. 3588)	
常数项	13. 9643***	14. 4786***	9. 0768***		
市奴坝	(0. 3090)	(0. 7544)	(0. 5560)		
观测值	183	183	183	182	
省份数			31	30	
Hausman 检验(检验值)		0. 97	111. 56***	6. 05**	
Hausman 检验(显著性)		0. 3259	0. 0000	0. 0139	

表 6 本期农险赔付对农业经济增长的影响

## (三)联立方程模型

为保证主回归结果的稳健,本文采用联立方程模型进行 3SLS 回归。① 回归结果显示,在全样本和农险保费低于赔付样本、农险保费高于赔付样本中,上期农业保险保费均可以促进农业经济增长,相应的影响系数分别为 0.0333 0.0651 和 0.0263 ,并都在 1%的水平上显著。本期农业保险赔付对

①篇幅所限,本文并不报告上期农业保险保费、本期农业保险赔付与农业经济增长的联立方程模型的估计结果, 感兴趣的读者可以向作者索要。

<sup>— 100 —</sup> 

农业经济增长也呈显著的正向影响,影响系数分别为 0.0330 0.0444 和 0.0270,全样本、农险保费低于赔付样本以及农险保费高于赔付样本的结果都在 1%的水平上显著。就具有显著性的结果而言,上期农业保险保费、本期农业保险赔付对农业经济增长的影响与前文中单方程回归较为接近。

## 六、结论与建议

本文通过引入一个含有随机冲击的贝尔曼方程来构造理论模型,并进行基于动态规划值函数迭代算法的数值模拟。研究发现,提高农业保险的基准出险概率 p、损失程度 d、农险市场势力  $\mu$  会降低人均有效资本和人均有效产出,不利于农业经济增长,提高农业保险保障程度降低免赔率 m 可以提高人均有效资本和人均有效产出,有利于促进农业经济增长。在上述影响农业保险保费的各关键因素中,可能会出现不同的组合,结果会造成农业保险保费对农业经济增长具有不同影响。在实证研究方面,基于中国 2010-2016 年分省面板数据的研究显示,总体而言上期农业保险保费、本期农业保险赔付的提高都会促进农业经济增长;分样本回归结果显示,在农险保费高于赔付的样本中,上期农业保险保费、本期农业保险赔付的提高都有利于提高农业经济增长;基于联立方程模型的估计显示,上期农业保险保费、本期农业保险赔付与农业经济增长正相关。上述结果表明,农业保险保障程度(1-m)与 p、d、 $\mu$ 降低均具有促进农业经济增长的效应。

理论分析表明,降低基准农险出险概率和损失程度,在农险市场积极引入竞争降低市场力量,可以降低保费,促进农业经济增长,提高农险保障程度可以提高保费,同时促进农业经济增长。现实中由于近年来重大农业灾害频繁发生,基准农险出险概率和损失程度可能会出现上升的趋势,造成农险保费提高并阻碍农业经济增长,并且由于农险具有一定的自然垄断属性可能保持一定的市场势力,这时就需要通过加强农险保障程度降低农险免赔率,使得此效应超过基准农险出险概率、损失程度提高和农险市场势力的影响,从而促进农业经济增长。具体操作层面,一方面,可以通过推广农业风险管理的理念与方法,在农业生产中进行防灾减损工作,降低农业风险的出险概率和损失程度,同时通过在农业保险市场引入适当的竞争机制,降低农业保险市场的市场势力;另一方面,可以不断加强农业保险的保障程度,提高广大农户的风险意识,在广大农村地区大力推广农业保险。

#### 参考文献:

巴罗・罗伯特 夏威尔・萨拉一依一马丁,2004:《经济增长》(第2版),中译本,上海人民出版社 2010 年版。

陈国进 等,2014:《罕见灾难风险和中国宏观经济波动》,《经济研究》第8期。

陈强,2014:《高级计量经济学及 Stata 应用》,高等教育出版社。

代宁 陶建平,2017:《政策性农业保险对农业生产水平影响效应的实证研究——基于全国 31 个省份面板数据分位数回归》,《中国农业大学学报》第 12 期。

杜江 王锐 王新华,2016:《环境全要素生产率与农业增长:基于 DEA-GML 指数与面板 TOBIT 模型的两阶段分析》,《中国农村经济》第 3 期。

胡宜挺 罗必良,2010:《我国农业市场风险演化:判断与评估》,《农村经济》第4期。

江生忠 张煜,2018:《农业保险对农村经济的助力效果分析——基于 3SLS 方法》,《保险研究》第 2 期。

李春吉 孟晓宏,2006:《中国经济波动——基于新凯恩斯主义垄断竞争模型的分析》,《经济研究》第 10 期。

骆永民,2011:《公共卫生支出、健康人力资本与经济增长》,《南方经济》第4期。

马述忠 刘梦恒,2016:《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》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》第 6 期。

邵全权 王博 柏龙飞,2017:《风险冲击、保险保障与中国宏观经济波动》,《金融研究》第6期。

宋淑丽 王新利,2017:《新常态下我国农业经济增长动力影响分析——基于 1990—2015 年黑龙江省统计数据》,《农业技术经济》第7期。

孙圣民 陈强,2017:《家庭联产承包责任制与中国农业增长的再考察——来自面板工具变量法的证据》,《经济学(季刊)》第2期。

王立勇 张良贵 刘文革,2012:《不同粘性条件下金融加速器效应的经验研究》,《经济研究》第 10 期。

王向楠,2011.《农业贷款、农业保险对农业产出的影响——来自 2004-2009 年中国地级单位的证据》,《中国农村经

— 101 —

济》第10期。

叶初升 邹欣,2016:《农产品出口多样性、普遍性与农业增长》,《中国农村经济》第3期。

袁辉 谭迪,2017:《政策性农业保险对农业产出的影响效应分析——以湖北省为例》,《农村经济》第9期。

张亦弛 代瑞熙,2018:《农村基础设施对农业经济增长的影响——基于全国省级面板数据的实证分析》,《农业技术经济》第 3 期。

张跃华 张宏,2006:《农业保险、市场失灵及县域保险的经济学分析》,《山东农业大学学报(社会科学版)》第2期。

周稳海 赵桂玲 尹成远,2015:《农业保险对农业生产影响效应的实证研究——基于河北省面板数据和动态差分 GMM 模型》,《保险研究》第 5 期。

庄子罐 等,2012:《预期与经济波动——预期冲击是驱动中国经济波动的主要力量吗?》,《经济研究》第6期。

Acemoglu, D. (2009), Introduction to Modern Economic Growth, Princeton University Press.

Cai, H. et al(2009), "Microinsurance, trust and economic development; Evidence from a randomized natural field experiment", NBER Working Paper, No. 15396.

Gourio, F. (2012), "Disaster risk and business cycles", American Economic Review 102(6):2734-2766.

Hazell, P. B. (1992), "The appropriate role of agricultural insurance in developing countries", *Journal of International Development* 4(6):567-581.

Ljungqvist, L. & T. J. Sargent(2012), Recursive Macroeconomic Theory, MIT Press.

Xu, J. F. & P. Liao(2014), "Crop insurance, premium subsidy and agricultural output", *Journal of Integrative Agriculture* 13(11):2537-2545.

#### Can Agricultural Insurance Promote Agricultural Economic Growth?

SHAO Quanquan<sup>1</sup> GUO Mengying<sup>2</sup>
(1. Nankai University, Tianjin, China; 2. Ping An Property & Casualty Insurance Company of China, Ltd., Shenzhen, China)

Abstract: As agricultural production is normally exposed to risk, it is crucial if agricultural insurance manages risk in agriculture. Based on the neoclassical model of economic growth, this paper builds a theoretical model by introducing random shocks to the benchmark risk probability of agricultural insurance. Solving Bellman equations by value function iteration, this paper then carries out stochastic simulations to study how the structure of agricultural insurance premium influences agricultural economic growth. Results show that the basic model with agricultural insurance added is better than the model with only agricultural risk. The benchmark risk probability of agricultural insurance, loss level, and the increase of market power raise premiums but are not conducive to agricultural growth; lower deductible rate or the higher security level raises premiums and promotes agricultural growth. The overall impact of agricultural insurance premiums on agricultural economic growth thus depends on the relative magnitude of the effects of these aforementioned variables. Using the provincial panel data from 2010 to 2016, our empirical analysis finds that, on the whole, increasing agricultural insurance premiums in the previous year and agricultural insurance compensation in the current year can promote agricultural economic growth. Regressions by subsample indicate that, for the sample with agricultural insurance premium higher than compensation, increasing agricultural insurance premiums in the previous year and agricultural economic growth.

Keywords: Agricultural Insurance; Agricultural Economic Growth; Security Level of Agricultural Insurance

(责任编辑:陈建青) (校对:何 伟)