

中国农业保险对农业生产影响效应的实证分析

屈雪芹

西华大学, 中国·四川 成都 610039

【摘要】本文基于2007-2018年中国31个省份(自治区、直辖市)的面板数据,构造混合回归模型、固定效应模型、随机效应模型实证检验我国农业保险对农业生产的影响效应。通过F检验、LM检验、豪斯曼检验选取出最适合本文的模型为固定效应模型,通过稳健性检验,证明模型是稳健的且实证结果可靠。研究结果表明:农业保险发展水平对农业生产具有显著的正向影响,灾前,农户通过缴纳一定保费,将农业风险转移给保险公司,从而分散农业风险对单个农户的冲击;人均农作物播种面积、农业生产风险水平、城镇化率、人力资本也对农业生产水平产生显著的影响,然而农业保险赔付水平没有通过显著性检验,说明中国农业保险赔付还不足以对农业生产产生较为显著的影响,导致这种现象的原因可能是由于中国农业保险制度尚不完善,农业保险赔付水平还比较低,险种也比较单一,中国农业保险赔付对农业生产的提升作用亟待发挥。

【关键词】农业保险;农业生产;混合回归;固定效应;随机效应;稳健性检验

引言

农业是国民经济的基础产业,也是事关国计民生的重要产业。“三农”问题是当前中国经济社会发展的重中之重,是中国实现经济战略性转型的症结,也是推行乡村振兴战略的核心。

自然灾害是威胁农业生产的重大隐患,是制约农业发展的主要瓶颈。中国是受强降雨、冰雹、干旱等灾害影响比较严重的农业大国。农业保险可以起到分散农业风险、恢复灾后生产的作用,能为农业生产保驾护航,使得农业的发展能够拥有一个相对平稳的环境。2007年以来,国家大力发展农业保险,中央财政陆续对各省份进行农业保险保费财政补贴,全国农业保险保费收入和农业保险赔付增长迅速,分别较2006年增长了527%和383%。目前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。中国农业生产正朝着规模化、产业化方向发展。农业灾害频繁发生,农业保险就可以起到有效分散农业风险、稳定农户预期收入的作用。研究农业保险对农业生产的影响效应,对于提高生产效率,增加农民收入等具有一定的现实意义。那么,农业保险对农业产出究竟有何影响?对此,本文将基于中国省际面板数据进行研究。

2 指标选取、数据来源与模型构建

2.1 指标选取

2.1.1 被解释变量。农业生产水平(y)。本文参考袁辉等(2017)[[]]研究成果,选取人均农林牧渔业增加值作为代表性指标,人均农林牧渔业增加值=当年农林牧渔业增加值/当年农林牧渔业从业人数。该指标较好的度量了农业生产水平,其值越大,说明农业发展水平越高,反之则越低。

2.1.2 解释变量。(1)农业保险发展水平(prem)。本文参考李勇斌等(2019)研究成果,选取农业保险密度作为代表性指标,农业保险密度=农业保险保费收入/当年农林牧渔业从业人数。由于保费收取和农业保险功能的发挥存在一定的时间差,所以采用农业保险密度滞后一期进行参数估计。(2)农业保险赔付水平(Rate)。本文参考代宁等(2017)研究成果,用农业保险赔付率来度量。农业保险赔付率=农业保险赔付支出额/农业保险保费

收入。由于农户获得赔偿到恢复生产也存在时间差,因此选用农业保险赔付率滞后一期进行参数估计。

2.1.3 控制变量。一个地区的农业发展还受到其它诸多因素的影响,通过查阅前人研究过的农业保险与农业经济相关文献,考虑到数据的可得性,本文决定引入以下四个控制变量。(1)人均农作物播种面积(area)。人均农作物播种面积=农作物播种面积/第一产业就业人数。此变量主要是表示农业经济发展受到的自然条件影响。(2)农业生产风险水平(risk)。本文参考刘飞等(2020)研究成果,选取农业保险的赔付率来度量,计算公式为:农业保险赔付率=农业保险赔付支出/农业保险保费收入。自然风险是农业发展的头号大患,因此农业风险水平是农业生产的重要影响因素。(3)城镇化率(urb)。随着中国城镇化进程的推进,越来越多农村剩余劳动力转向城镇,剩余劳动力向城镇转移有利于解放农业生产力,提高农村土地利用效率。(4)人力资本水平(edu)。从理论和现有实证研究结果来看,农业从业者的人力资本水平也会对农业产出产生影响。教育水平越高则人力资本越大,人力资本与农业技术效率呈显著正相关关系,人力资本便是通过提高劳动效率来促进生产量增加。基于数据可得性,本文选取农村文盲半文盲率作为代表性指标,农村文盲半文盲率越高,农民受教育水平就越低,则人力资本越小。

各变量汇总说明见表1。

表1

变量类型	变量名称	变量符号
被解释变量	农业生产水平	y
解释变量	农业保险发展水平	prem
	农业保险赔付水平	rate
控制变量	人均农作物播种面积	area
	农业生产风险水平	risk
	城镇化率	urb
	人力资本	edu

2.2 数据来源

各地区农业保险保费收入、农业保险赔付支出额数据来自《中国保险年鉴》；农林牧渔业增加值、农作物总播种面积、第一产业就业人数、城镇化率数据来自《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》以及地方统计年鉴；文盲半文盲率数据来自《中国人口统计年鉴》和《中国人口和就业年鉴》。

2.3 模型构建

本文在查阅之前学者研究的基础上，建立面板计量模型，其表达式为：

$$\ln y_{it} = c + \beta_1 L \ln prem_{it} + \beta_2 L \ln rate_{it} + \beta_3 \ln area_{it} + \beta_4 \ln risk_{it} + \beta_5 \ln urb_{it} + \beta_6 \ln edu_{it} + \zeta_i + \theta_t + \mu_{it}$$

其中， i ($i=1, 2, \dots, 31$) 表示的是省市， t 表示的是时间，取值为 2007–2018， $\ln y_{it}$ 表示 i 省市 t 年人均农林牧渔业增加值的自然对数值； $L \ln prem_{it}$ 表示 i 省市 t 年农业保险密度自然对数的滞后一期值； $L \ln rate_{it}$ 表示 i 省市 t 年的农业保险赔付率自然对数滞后一期值； $\ln area_{it}$ 表示 i 省市 t 年人均农作物播种面积自然对数值； $\ln risk_{it}$ 表示 i 省市 t 年农业生产风险水平自然对数值； $\ln urb_{it}$ 表示 i 省市 t 年城镇化率自然对数值； $\ln edu_{it}$ 表示 i 省市 t 年文盲半文盲率自然对数。 C 为常数项， ζ_i 为虚拟变量，例如自然资源禀赋、农业生产习惯、风俗文化等； θ_t 为时间效应，用以控制宏观经济形势、相关政策和科技进步对各地区农业生产的影响； μ_{it} 为随机误差项。

3 实证研究与结果分析

3.1 变量描述性统计分析

在进行面板数据参数估计之前，首先对各变量进行描述性统计。如下表所示，表 2 为各个变量的基本情况（包括样本数、均值、标准差、最小值、最大值）。

表 2 描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lny	372	9.775	.526	7.912	10.967
lnprem	372	4.287	1.492	-.274	7.502
lnrate	372	-.599	.635	-6.305	1.325
lnarea	372	-.579	.415	-1.476	.689
lnrisk	372	-.599	.635	-6.305	1.325
lnurb	372	-.656	.268	-1.537	-.11
lnedu	372	-2.505	.554	-3.612	-.741

3.2 相关性分析

进行模型回归之前，需要对变量之间进行相关性分析，如果各解释变量之间具有较高的相关性，说明模型可能存在多重共

线性问题，这会导致模型的回归结果不可信。因此，这里首先对变量之间进行相关性检验。相关性分析结果如下表：

从表 3 的相关性分析可以看到，两两解释变量间的相关系数较低，说明模型不存在多重共线性问题。

3.3 面板回归过程

面板回归分析有多种类型，本文主要运用随机效应模型、固定效应模型、混合回归模型进行分析。具体哪一种模型更适合本文研究，通常采取的办法是通过 F 检验、LM 检验、豪斯曼检验等方法来进行比较选择，从而确定出最优的模型类型。

3.3.1 混合回归

首先进行混合回归，结果如下：

混合模型结果：R-squared 为 0.632，即变量解释了总体的 63.2%。p 值为 0.000，拒绝了整个模型不显著的原假设，表明模型是合理的。 $L \ln prem$ 、 $\ln risk$ 、 $\ln urb$ 、 $\ln edu$ 对 $\ln y$ 存在显著影响， $L \ln rate$ 和 $\ln area$ 没有通过显著性检验。从系数来看， $L \ln prem$ 、 $L \ln rate$ 、 $\ln urb$ 对 $\ln y$ 为正向影响， $\ln risk$ 、 $\ln area$ 、 $\ln edu$ 对 $\ln y$ 为负向影响。

为进一步从混合回归、随机效应模型、固定效应模型三种模型中选择出最合适本文的模型。下面将分别进行固定效应模型和随机效应模型，再通过有关检验来确定最合适本文的模型类型。

表 4 混合模型回归结果

lny	Coef.	St. Err.	t-value	p-value	[95% Conf Interval]	Sig
L lnprem	.136	.014	9.52	0	.108 .164	***
L lnrate	.021	.026	0.83	.049	-.029 .072	
lnrisk	-.09	.033	-2.71	.007	-.155 -.024	***
lnarea	-.015	.047	-0.32	.746	-.108 .077	
lnurb	.852	.085	10.04	0	.685 1.018	***
lnedu	-.103	.037	-2.78	.006	-.177 -.03	***
Constant	9.51	.174	54.73	0	9.168 9.852	***
Mean dependent var			9.831	SD dependent var		0.495
R-squared			0.632	Number of obs		341
F-test			95.58	Prob > F		0
Akaike crit. (AIC)			160.146	Bayesian crit. (BIC)		186.97

*** p<.01, ** p<.05, * p<.1

3.3.2 固定效应

由于每个省市的情况存在差异，可能存在不随时间改变的遗漏变量，故需要考虑采用固定效应模型进行回归分析，并且

表 3 相关性分析

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(1) lny	1.000						
(2) L lnprem	0.654 (0.000)	1.000					
(3) L lnrate	0.213 (0.000)	0.192 (0.000)	1.000				
(4) lnarea	0.354 (0.000)	0.451 (0.000)	0.066 (0.223)	1.000			
(5) lnrisk	0.233 (0.000)	0.154 (0.004)	-0.001 (0.987)	0.079 (0.129)	1.000		
(6) lnurb	0.712 (0.000)	0.518 (0.000)	0.200 (0.000)	0.310 (0.000)	0.200 (0.000)	1.000	
(7) lnedu	-0.473 (0.000)	-0.252 (0.000)	-0.148 (0.006)	-0.391 (0.000)	-0.144 (0.005)	-0.541 (0.000)	1.000

为了在固定效应模型和混合回归模型中选出最优的模型，加入F检验，其原假设为“混合回归结果可以接受”。检验结果在下表最后一行。

表5为固定效应回归模型结果，可以看到p值为0.000，拒绝了整个模型不显著的原假设，表明模型是合理的。解释变量中，L.lnpreml、lnarea、lnrisk、lnurb、lnedu都通过了显著性检验。L.lnpreml、L.lnrate、lnurb对lny为正向影响，lnrisk、lnarea、lnedu对lny为负向影响。

表5 固定效应模型结果

lny	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L.lnpreml	.096	.012	8.29	0	.073	.119	***
L.lnrate	.001	.011	0.09	.932	-.021	.023	
lnarea	.414	.075	5.54	0	.267	.562	***
lnrisk	-.053	.014	-3.70	0	-.082	-.025	***
lnurb	1.99	.144	13.80	0	1.706	2.273	***
lnedu	-.093	.036	-2.55	.011	-.164	-.021	**
Constant	10.685	.149	71.86	0	10.392	10.977	***
Mean dependent var		9.831	SD dependent var		0.495		
R-squared		0.86	Number of obs		341		
F-test		311.954	Prob > F		0.000		
Akaike crit. (AIC)		-498.016	Bayesian crit. (BIC)		-471.193		

*** p<.01, ** p<.05, * p<.1

Ftest that all u_i=0: F(30,304)=59.69 Prob > F = 0.0000

表5中最后一行的F检验结果显示F值为59.69，其对应的p值为0.000，故强烈拒绝“混合回归是可以接受的”这一原假设，据此可以得出固定效应模型明显优于混合回归模型。

3.3.3 随机效应模型

虽然以上结果已经基本确认了个体效应的存在，但不排除个体效应仍有可能以随机效应的形式存在。因此需要进行随机效应回归。随机效应模型回归结果如下表所示。

表6 随机效应模型结果

lny	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L.lnpreml	.118	.011	10.80	0	.097	.14	***
L.lnrate	.007	.012	0.58	0.56	-.016	.029	
lnarea	.325	.068	4.77	0	.192	.459	***
lnrisk	-.062	.015	-4.11	0	-.092	-.032	***
lnurb	1.687	.128	13.20	0	1.437	1.937	***
lnedu	-.05	.036	-1.40	.163	-.12	.02	
Constant	10.453	.156	66.86	0	10.146	10.759	***
Mean dependent var		9.831	SD dependent var		0.495		
Overall r-squared		0.597	Number of obs		341		
Chi-square		1668.818	Prob > chi2		0		
R-squared within		0.857	R-squared between		0.547		

*** p<.01, ** p<.05, * p<.1

表6为随机效应模型结果。可以看到，Wald chi2为1668.82，对应的prob值为0.000，拒绝了整个模型不显

著的原假设，表明模型是合理的。L.lnpreml、lnarea、lnrisk、lnurb通过了显著性检验，且L.lnpreml、L.lnrate、lnurb对lny为正向影响，lnrisk、lnarea、lnedu对lny为负向影响。

为了在随机效应模型与混合回归模型中选出最适合本文研究的模型类型，需要进行LM检验，LM检验原假设为“不存在个体随机效应”。检验结果如表7所示：

上表显示p值为0.0000，LM检验强烈拒绝原假设，说明随机效应模型的效果要好于混合模型。

3.3.4 豪斯曼检验

在处理面板数据时，究竟选择固定效应还是随机效应模型，是一个基本问题。为了在随机效应模型与固定效应模型之间确定哪种模型效果更好，将进行豪斯曼检验，其结果如表8所示。

由上表可知，豪斯曼检验对应的p值为0.0000，说明本文使用固定效应模型要明显优于随机效应模型。

综上，通过在混合回归、固定效应回归、随机效应回归三者之间进行比较与检验，根据结果显示选择固定效应模型。

表 7 LM 检验

	Var	sd=sqrt(Var)
lny e u	.2449186	.4948925
	.0146321	.1209633
	.0743841	.2727345
chibar2(01) = 902.50 Prob > chibar2 = 0.0000		

表 8 豪斯曼检验结果

	—Coefficients—			
	(b) FE	(B) RE	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_bV_B)) S.E.
lnprem L1.	.0960504	.1184762	-.0224258	.0054323
lnrate L1.	.0009365	.006718	-.0057815	.001273
lnarea	.4143774	.3254288	.0889486	.0400134
lnrisk	-.0534605	-.0621687	.0087082	.0019584
lnurb	1.989621	1.687055	.3025661	.0831235
lnedu	-.0925752	-.0500922	-.042483	.013508
_cons	10.68483	10.45268	.232144	.0159822
chi2(7) = (b - B)' [(V_b - V_B)^(-1)] (b - B) = 40.40 Prob > chi2 = 0.0000				

3.4 稳健性检验

陈强等（2015）学者在计量经济学及Stata应用中指出，为保证估计结果的科学性和准确性，对估计模型进一步做稳健性检验是非常有必要的，而采用的方法可以是去掉样本中的极端值然后对子样本重做回归，再将子样本回归结果与全样本回归结果作比较，如果子样本和全样本实证结果相近，则结果具有稳健性；反之则不具稳健性。

urb、文盲半文盲率edu的平均值，结果发现江苏的人均农林牧渔业增加值y最大、上海的农业保险密度prem和城镇化率edu最大、西藏的农业保险赔付率rate最低且文盲半文盲率最高、黑龙江的人均农作物种植面积area最大。因此本文选择剔除上述四个具有代表性的省市，在选择固定效应回归模型的基础上重新进行子样本回归。子样本回归结果如表9所示。

从结果可以看到p值为0.000，拒绝了整个模型不显著的原假设，表明模型是合理的。子样本回归中各变量显著性及估计系数的正负号均与全样本回归一致，表明模型没有因为样本改变而发生明显变化，即模型是稳健的，本文实证结果可靠。

因此，汇总表5固定效应回归模型结果可得： $\ln y = 10.685 + 0.096L.\ln \text{prem} + 0.001L.\ln \text{rate} + 0.414L.\ln \text{area} - 0.053L.\ln \text{risk} + 1.99L.\ln \text{urb} - 0.093L.\ln \text{edu}$ 。

根据表5的回归结果可以看出：R-squared为0.860，即模型解释了总体的86%，说明模型拟合较好。解释变量中，农业保险发展水平（L.

lnprem）在1%置信水平下显著，且估计系数为0.096，表明农业保险发展水平对农业生产有显著的促进作用。此外，lnarea、lnrisk、lnurb、lnedu也通过了显著性检验，lnarea、lnrisk、lnurb在1%置信水平下显著，lnedu在5%置信水平下显著，说明人均农作物播种面积、农业生产风险水平、城镇化率、人力资本（文盲半文盲率）对农业生产具有显著影响；且农业生产风险水平、文盲半文盲率估计系数值都

表 9 子样本固定效应回归结果

lny	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L. lnprem	.079	.012	6.81	0	.056	.102	***
L. lnrate	0	.012	-0.02	.985	-.024	.024	
lnarea	.254	.076	3.35	.001	.105	.404	***
lnrisk	-.044	.019	-2.36	.019	-.081	-.007	**
lnurb	2.26	.144	15.75	0	1.977	2.542	***
lnedu	-.11	.038	-2.88	.004	-.186	-.035	***
Constant	10.795	.152	70.94	0	10.496	11.095	***
Mean dependent var		9.806	SD dependent var		0.473		
R-squared		0.884	Number of obs		297		
F-test		334.03	Prob > F		0.000		
Akaike crit. (AIC)		-487.266	Bayesian crit. (BIC)		-461.41		

*** p<.01, ** p<.05, * p<.1

F test that all u_i=0: F(26, 264) = 66.29 Prob > F = 0.0000

通过计算人均农林牧渔业增加值y、农业保险密度prem、农业保险赔付率rate、人均农作物播种面积area、城镇化率

为负，人均农作物播种面积、城镇化率估计系数值为正，说明人均农作物播种面积、城镇化率正向促进农业生产水平的提

高, 而农业生产风险水平和人力资本(文盲半文盲率)负向影响农业生产。

但农业保险赔付水平没有通过显著性检验, 说明中国农业保险赔付还不足以对农业生产产生较为显著的影响, 导致这种现象的原因可能是由于中国农业保险制度尚不完善, 农业保险赔付水平还比较低、险种也比较单一。

4 结论与对策建议

4.1 主要研究结论

本文基于 2007-2018 年中国省际面板数据, 实证检验了农业生产水平与农业保险发展水平、农业保险赔付水平、人均农作物播种面积、农业生产风险水平、城镇化率、人力资本之间的关系。通过 F 检验、LM 检验与豪斯曼检验从混合回归模型、固定效应模型、随机效应模型中选出最优模型为固定效应模型, 且通过了稳健性检验。

本文研究发现, (1) 农业保险发展水平对农业生产具有显著的正向影响, 农户通过缴纳一定保费, 将农业风险转移给保险公司, 从而分散农业风险对农户的影响。农户愿意投入更多的生产资料, 提高生产效率, 促进农业生产。因此, 农业保险有助于促进人均农林牧渔业增加值的增长。(2) 人均农作物播种面积、农业生产风险水平、城镇化率、人力资本对农业生产水平产生显著的影响; 其中, 人均农作物播种面积、城镇化率正向促进农业生产水平, 农业生产风险水平和人力资本负向影响农业生产。(3) 中国农业保险赔付对农业生产的影响还不够显著, 对农业生产的提升作用亟待发挥。

4.2 政策建议

综上所述, 为增强农业保险对农业生产的促进作用, 稳定农业生产, 本文建议如下:

4.2.1 鼓励农业保险的发展, 开发创新农业保险产品, 扩大农业保险规模。

由于农业保险赔付水平不高并且险种单一, 农业生产在遭受灾害后, 不能够得到及时的补偿和恢复, 这对于稳定农业生

产产生不利的影响。因此, 要加强财政补贴的投入, 降低农户投保成本, 增加农业保险市场需求; 完善农业保险灾害分散风险机制, 降低保险公司承保风险, 增加农业保险的供给。现阶段中国农业保险品种及保障水平还无法满足农业生产经营主体的需求, 因此应当提高农业保险赔付能力, 积极开发适合于各地区农业生产需求的农业保险险种。

4.2.2 提高农户教育水平, 加强农业保险宣传力度

政府相关部门与保险机构应该加强对农业保险的宣传力度, 提高农户对农业保险的认知程度, 促使农业保险可持续发展, 针对农户开展农业生产技能培训、增强农户的人力资本积累; 提高对保险的认知度, 刺激农业保险的发展, 进而强化其对农业生产水平的促进。积极引导农户参加农业保险, 让农业保险覆盖更多农业生产区域, 这对于中国农业生产水平的提高具有重要意义。

4.2.3 开展部门合作, 减弱农业生产风险负面影响。

研究表明农业生产风险水平对农业生产具有显著的负向影响。因此应该加强保险公司、气象部门、风险管理部门的三方合作, 充分利用相关资源有效预测、管理农业风险, 降低农业风险水平, 减弱其对农业生产的负面影响。建立气象灾害预警信息系统, 提升风险管理控制水平, 有效提升农业保险发展的效率。

参考文献:

- [1] 袁辉, 谭迪. 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[J]. 农村经济, 2017(09): 94-100.
- [2] 刘飞, 李红艳, 龚承刚. 农业保险对农业产出的影响效应及异质性因素——基于河南省地级市的实证[J]. 统计与决策, 2020, 36(21): 159-162.
- [3] 宋英杰. 受教育程度与农民增收关系的实证研究——基于省际面板数据的分析[J]. 农业技术经济, 2010(10): 50-57.
- [4] 代宁, 陶建平. 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[J]. 中国农业大学学报, 2017, 22(12): 163-173.