

# 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

王悦<sup>1</sup>, 杨晓<sup>1</sup>, 张伟科<sup>2</sup>

(1. 四川大学经济学院, 四川成都 610065;

2. 四川大学公共管理学院, 四川成都 610065)



**摘要** 农业保险作为一种分散和转移农业风险的有效机制,是保障农业稳定生产和提升农村全要素生产率的重要驱动力。本文选取 2010—2016 年中国 30 个省(市、自治区)的面板数据,利用 Malmquist 指数测算了我国农村全要素生产率,并且运用空间计量模型实证分析了我国农业保险发展对农村全要素生产率的影响及其空间溢出效应。研究表明,我国农村全要素生产率并非随机分布,而是具有正向的空间相关性;我国各省(市、自治区)农业保险发展对农村全要素生产率具有显著的正向影响,且存在显著的空间溢出效应。在考察不同形式的空间计量模型和权重后,这一结果仍然具有稳健性。因此,提高农业保险的发展水平,加强区域间经济联系是提升农村全要素生产率的重要政策选择。

**关键词** 农业保险;农村全要素生产率;Malmquist 指数;空间溢出效应;空间计量模型

中图分类号:F 840.66 文献标识码:A 文章编号:1008-3456(2019)06-0070-08

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwxzb.2019.06.009

农业本身具有弱质性,同时面临自然、市场等多种风险,而我国作为农业大国,农业生产的设施设备相对薄弱,还摆脱不了“靠天吃饭”的局面。据统计,全国平均每年因气象灾害造成经济损失 2 000 亿元左右,造成的农田受灾面积达 0.34 亿公顷,受灾人口约 6 亿人,造成的经济损失约占国内生产总值的 1%~3%<sup>[1]</sup>。此外,农产品的销售容易受制于市场的波动,市场供求关系的经常性失衡给农业生产者带来不同程度的损失。可见,农业生产中的风险不仅破坏农业生产的物质条件,还会对整个经济社会带来不利影响。农业生产技术水平低下,农民抵御风险的能力有限,急需农业保险这一专业的风险管理工具来抵御风险、稳定农业生产和农民收入。

农业保险作为一种有效的风险保障机制,可以分散和转移风险、稳定农民收入水平、改善农业弱质性生产结构并促进农村经济的发展。2007 年,我国建立了农业保险风险防范机制,从中央到地方对农业保险进行保费补贴。据中国银保监会数据,2007—2016 年,我国农业保险提供风险保障从 1 126 亿元增长到 2.16 万亿元,年均增速 38.83%。农业保险保费收入从 51.8 亿元增长到 417.12 亿元,增长了 7 倍;承保农作物从 2.3 亿亩增加到 17.21 亿亩,增长了 6 倍,玉米、水稻、小麦三大口粮作物承保覆盖率已超过 70%<sup>[2]</sup>。在此期间,农民因灾累计获得赔付超过 1 100 亿元<sup>①</sup>,农业保险大大减少了农民因灾致贫现象,保障了农业的稳定生产,从而促进了我国农村经济的又好又快发展。在此大背景下,农业保险对农村经济的影响作用也成为学术界不断探究的重要领域。

收稿日期:2019-06-14

基金项目:2018 年成都市哲学社会科学规划研究项目“成都市特色农业保险的开发与探索研究”(2018R05);2017 年四川大学中央高校基本科研业务费研究专项(哲学社会科学)项目“四川省农业保险保费补贴绩效评价体系研究”(skzx201715)。

作者简介:王悦(1976-),女,副教授,博士;研究方向:风险管理 with 保险。

① 通过《中国保险年鉴》获得的原始数据计算所得。

## 一、文献综述

农业保险不仅是经济和社会发展的基础,对国家来说也具有非常重要的战略意义<sup>[3]</sup>,发展农业保险是各国确保粮食安全的重要手段之一<sup>[4]</sup>。而农业保险对农村全要素生产率的影响作用一直是研究热点,国内外学者研究后一般认为,农业保险促进农村经济增长主要通过两种方式来完成,一是增加农业资本积累,二是直接作用于全要素生产率。

一种观点认为,农业保险通过对农村居民的消费、收入产生影响,从而增加农业生产资料的投入,进而影响农业生产率水平<sup>[5]</sup>。在农业生产中,农业风险是阻碍农业技术和农村金融发展的直接原因,因为农户不愿意将自己缓冲风险的储蓄用于投资,贫困农户也因为担心无法偿还而放弃可以借到的资金<sup>[6]</sup>。对于农业风险而言,受灾后农业保险的风险保障往往比政府救助和金融支持的效果更好<sup>[7-8]</sup>。农业保险的风险转移功能降低了农业运营中的风险成本,通过风险保障机制增强农户投资的信心,也提升了农户获得贷款的可能性,从而加大了农户对生产资料的投入,促进了农村经济增长<sup>[9-11]</sup>。

另一种观点认为,农业保险直接作用于全要素生产率,其理论基础是,农业保险通过合同制定和政府补贴政策等,优化农村资源配置,从而促进农村全要素生产率水平的提高。农业保险与农业结构调整之间存在天然联系<sup>[12]</sup>,农业保险可以引导农业内部结构及区域结构更趋合理化,从而鼓励农户参与农业经济结构调整<sup>[13]</sup>。李琴英等总结了农业保险促进农村经济发展的作用机制:一是灾前的预防,农业保险公司会定期向农户宣传、推广科学技术;二是灾害发生后转移风险降低损失,通过农产品价格波动风险和自然风险的转移推动农村产业结构的调整和升级;三是通过赔付使农户获得直接经济补偿,帮助农户恢复再生产<sup>[14]</sup>。

但是也有部分学者认为农业保险对于农村全要素生产率的作用效果不明显或不确定,其中主要表现为市场失灵。市场失灵是由不良的合同执行机制、信息不对称、高交易成本和共变风险敞口造成的<sup>[15]</sup>。由于道德风险和逆选择的存在,以简单赔偿机制为基础的普通农业保险对农村经济影响效果甚微<sup>[16]</sup>,甚至还会抑制农村全要素生产率水平的提升<sup>[17]</sup>。同时,石文香等人的研究表明农业保险对农民收入水平具有门槛效应,只有当农民收入水平超过一定门槛后,农业保险才会显著提高农民收入水平<sup>[18]</sup>。张哲晰也通过问卷调查验证了农业保险对农村经济的影响具有“马太效应”,即规模越大的农户,其投保效果会越好<sup>[19]</sup>。江生忠等构建了三部门简化凯恩斯宏观经济模型,发现农业保险对农村经济和农民收入水平的作用不明显<sup>[20]</sup>。

近几年来,随着空间计量经济学在国内的发展,一些学者开始运用空间计量模型对农业保险进行研究。黄琦等运用空间计量方法对农业保险区域收敛性进行分析,研究表明,我国农业保险市场存在显著空间依赖性和明显的区域差异性,其根源是我国农业保险市场的高寡占市场结构<sup>[21]</sup>。王韧等采用TOPSIS熵权法测算出我国农业保险发展水平,并利用空间误差与空间滞后模型进行分析,发现我国农业保险的发展具有空间上的联系,并且我国农业保险发展水平存在明显的区域差异性特征<sup>[22]</sup>。

综上所述,有关我国农业保险对农村全要素生产率影响作用的研究颇为丰富,这为本文选题及写作提供了较好的参考视角与方法。但是在已有的农业保险研究中,大多是对农业保险与农村经济的关系进行研究,而涉及农业保险对农村全要素生产率影响的文献较少,且对各地区农村经济空间相互影响的研究更少。我国自然气候环境复杂,地区间差异很大,各地区与其相似地区的联系紧密,如果不考虑可能存在的空间互动关系,那么估计结果可能产生偏差<sup>[23]</sup>。同时,在农业保险空间相关性的研究中,对于各地区的空间联系假设过于简单,仅考虑了区域间的地理要素,并没有把现实中的经济等因素考虑在内。本文主要从以下两个方面进行改进:(1)在研究农业保险对农村全要素生产率的影响时,把各地区之间的空间联系考虑在内,以更符合现实情况;(2)在对各地区空间关系的分析中,把

各地区农业发展的地理与经济等因素考虑在内,以更合理地描述各地区之间的空间经济关系。

## 二、研究方法与变量选取

### 1. 理论模型的设定

在农业保险发展对农村全要素生产率影响的分析中,本文借鉴 Levine<sup>[24]</sup>的思路,并对 Hulten 等<sup>[25]</sup>的做法进行了扩展,基于经济内生增长理论,假定农业生产总值受到资本、劳动和技术进步的共同影响,如式(1)所示:

$$Y=A(Ins\_d, \gamma, t)f(K, L) \quad (1)$$

式(1)中, $Y$ 为农业总产出, $Ins\_d$ 为农业保险发展水平, $\gamma$ 表示影响生产率的外生因素, $K$ 表示农村固定资产投资, $L$ 表示劳动力投入, $A(Ins\_d, \gamma, t)$ 为标准的希克斯中性效率函数,表示技术进步可以通过外生变量的变化对农业总产值发生作用。

在农业保险发展对总产出的影响中,第一方面,农业保险通过影响  $f(K, L)$  中的资本和劳动力投入,进而增加农业总产值;第二方面,农业保险通过影响  $A(Ins\_d, \gamma, t)$  来影响总产值。本文主要探讨的是第二方面通过非中介效应对总产值的影响,借鉴崔兴华等<sup>[26]</sup>的做法,假设希克斯中性效率函数是一个多元函数的组合形式,其具体的表达形式为:

$$A(Ins\_d, \gamma, t)=A_{i0}e^{\lambda Ins\_d_{it}+\gamma_{it}} \quad (2)$$

式(2)中, $i$ 表示地区, $t$ 表示时间, $A_{i0}$ 为初期的生产率水平, $\lambda$ 表示农业保险发展水平对生产率影响的参数。将式(2)代入式(1)并除以  $f(K_{it}, L_{it})$  可得全要素生产率计算公式:

$$R\_TFP_{it}=\frac{Y_{it}}{f(K_{it}, L_{it})}=A_{i0}e^{\lambda Ins\_d_{it}+\gamma_{it}} \quad (3)$$

进一步,将式(3)取对数简化为:

$$R_{it}=\alpha+\beta_{it}\Delta Ins\_d_{it}+\tau_{it}+\epsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, $R_{it}$ 为  $\ln R\_TFP_{it}$  的累计变化率, $\alpha$ 为常数项, $\beta_{it}\Delta Ins\_d_{it}$ 为农业保险发展引起的生产率的变化, $\tau_{it}$ 为其他控制变量, $\epsilon_{it}$ 为误差项。

农业的发展极易受到所在地区的自然环境、经济、社会等因素的影响,往往具有很强的空间相似性。根据李靖等<sup>[27]</sup>、侯赞慧等<sup>[28]</sup>的思路,运用经济“引力模型”对地区间经济的相互联系进行分析,其表达式为:

$$W_{ij}=K_{ij}\frac{Y_i Y_j}{D_{ij}^2} \quad (5)$$

式(5)中, $W_{ij}$ 为  $i$ 地对  $j$ 地的经济关系权重矩阵,其中  $Y_i$ 和  $Y_j$ 分别表示  $i$ 地和  $j$ 地的农业生产总值,而  $D_{ij}$ 为两地(省会)的直线距离。 $K_{ij}$ 为  $i$ 地对其他地区的影响强度。

将其他地区对本地区全要素生产率产生影响的变量加入式(4)中,可以构建出空间杜宾模型(SDM)和广义空间自回归模型(SAC),其表达式分别为式(6)和式(7)。

$$\begin{aligned} R_{it}=\alpha+\beta_1 Ins\_d_{it}+\beta_2 R\_fin_{it}+\beta_3 Dis_{it}+\beta_4 Mech_{it}+\beta_5 Gov_{it}+\beta_6 Open_{it}+ \\ \beta_7 Edu_{it}+\delta W_{ij}R_{it}+\theta_1 W_{ij} Ins\_d_{it}+\theta_2 W_{ij} R\_fin_{it}+\theta_3 W_{ij} Dis_{it}+ \\ \theta_4 W_{ij} Mech_{it}+\theta_5 W_{ij} Gov_{it}+\theta_6 W_{ij} Open_{it}+\theta_7 W_{ij} Edu_{it}+v_i+\eta_i+\epsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} R_{it}=\alpha+\beta_1 Ins\_d_{it}+\beta_2 R\_fin_{it}+\beta_3 Dis_{it}+\beta_4 Mech_{it}+\beta_5 Gov_{it}+\beta_6 Open_{it}+ \\ \beta_7 Edu_{it}+\delta W_{ij}R_{it}+v_i+\eta_i+\mu_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

式(6)和式(7)中, $\mu_{it}=\lambda W_{ij}\mu_{it}+\epsilon_{it}$ , $\delta$ 、 $\beta$ 、 $\theta$ 、 $\lambda$ 分别表示在空间关系下  $W_{ij}R_{it}$ 、 $Ins\_d_{it}$ 和  $\tau_{it}$ 、 $W_{ij} Ins\_d_{it}$ 和  $W_{ij}\tau_{it}$ 、 $W_{ij}\mu_{it}$ 对全要素生产率影响的参数; $\tau_{it}$ 分解为具体的控制变量,其中包括  $R\_fin_{it}$ 、 $Dis_{it}$ 、 $Mech_{it}$ 、 $Gov_{it}$ 、 $Open_{it}$ 、 $Edu_{it}$ ,分别表示我国的农村金融发展规模、受灾面积、农业现代化水平、政府干预力度、对外开放程度和人力资本发展程度。 $v_i$ 和  $\eta_i$ 个别表示空间效应和时间效应, $\epsilon_{it}$ 为误差项, $\mu_{it}$ 表示具有空间关系的误差项。

## 2. 变量选取与数据来源

(1)被解释变量。参照唐文琳等<sup>[29]</sup>的方法,选用 Malmquist 指数法对我国农村全要素生产率水平进行测算。以农村资本存量和劳动力投入量作为投入指标,农林牧渔总产值作为产出指标进行测度。在投入变量中,农村资本以累计存量的形式发挥作用。因此,在对农村资本存量估计中,主要参考徐现祥等<sup>[30]</sup>和宗振利等<sup>[31]</sup>做法。劳动力投入是指在生产过程中的实际劳动投入量,由于我国并没有各省市的劳动时长统计资料,所以统一使用年平均劳动时长进行统计。对于劳动人数统计,选取第一产业就业人口数作为农村经济的劳动力投入指标。产出指标选取了我国农林牧渔生产总值。

通过 Malmquist 指数法得到的全要素生产率是变化量而非水平量,参考许海平等<sup>[32]</sup>的做法, Malmquist 指数测度的各项指标对应的累计变动率计算公式为:

$$ATFP_t = \prod_{i=1}^t TFP_i \tag{8}$$

式(8)中,  $ATFP_t$  为第  $t$  年的各指标累计变化值,  $TFP_t$  为第  $t$  年的各指标的变化值。最终,选取的被解释变量为全要素生产率水平 ( $ATFP_t$ ), 符号为之前假设的  $R_{it}$ 。运用 Deap2.1 软件对 Malmquist 指数进行测算,结果如表 1 所示。

表 1 2010—2016 年全国农业平均 Malmquist 生产率指数

年份	技术进步 变化率 $TECH$	纯技术效率 变化率 $PECH$	规模效率 变化率 $SECH$	全要素生产率 变化率 $TFP$	全要素生产率水平 $ATPF$
2010	1.044	0.972	0.974	0.987	0.987
2011	1.167	0.984	1.014	1.166	1.151
2012	0.983	1.008	1.075	1.065	1.225
2013	1.006	0.980	1.041	1.027	1.259
2014	1.048	0.973	1.011	1.031	1.298
2015	1.064	0.985	0.930	0.975	1.265
2016	1.026	1.001	1.057	1.086	1.374

注:由于篇幅限制,仅报告了我国各省(市、自治区)农村全要素生产率的年平均值。

(2)核心解释变量。农业保险发展为核心解释变量 ( $Ins\_d$ ), 目前农业保险发展水平的指标并没有统一的标准,借鉴杜江等的思路<sup>[33]</sup>, 分别从农业保险发展的规模和效率等方面通过熵权法来进行综合衡量,其中包括农业保险的密度、深度、保费增长率以及赔付率四个指标<sup>①</sup>。在稳定性估计中,选取农业保险深度 ( $Ins\_p$ ) 作为核心解释变量进行估计。

(3)控制变量。农村金融发展规模 ( $R\_fin$ ), 农村金融发展对农村经济增长具有促进作用,已成为农村经济增长的重要因素<sup>[34]</sup>, 因此,选取涉农贷款作为农村金融发展规模进行分析;政府干预力度 ( $Gov$ ), 用政府财政对第一产业的支出与农林牧渔总产值之比表示;农业现代化水平 ( $Mech$ ), 使用农用机械总动力与第一产业就业人口数比值表示;人力资本发展程度 ( $Edu$ ), 使用各省农业人口中大专以上学历人数占比表示;对外开放程度 ( $Open$ ), 使用各地区农产品出口额与农林牧渔总产值比表示;受灾面积 ( $Dis$ ), 使用我国各地区受灾面积表示;贫困率 ( $Pool$ ), 采用各地区贫困人口与农村人口的总比值表示。

数据选取我国 30 个省(市、自治区)作为样本,时间跨度为 2010—2016 年,考虑到数据的准确性和可得性,把西藏自治区、中国台湾、中国香港、中国澳门地区剔除,选取指标来自《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国固定资产投资统计年鉴(2004—2017)》。在数据的处理过程中,为了保证指标跨年度的可比性,对部分指标进行对数处理;对于部分年度缺失数据,通过线性插值法填补。表 2 给出了各变量的描述性统计结果。

① 熵权计算中,农业保险赔付率为负向指标。

表 2 各类指标描述性统计结果

	指标	符号	均值	标准差	平均值	中位数	最大值
被解释变量	农村全要素生产率水平	$R_{it}$	1.245 3	0.284 8	0.569 7	1.203 1	2.884 9
	核心解释变量						
	农业保险发展水平	$Ins\_d$	0.120 2	0.113 4	0.004 6	0.080 9	0.755 9
	农业保险深度	$Ins\_p$	0.004 0	0.004 3	0.000 1	0.002 6	0.026 0
控制变量	农业现代化水平	$Mech$	1.596 8	0.727 7	0.397 4	1.443 8	3.817 0
	对外开放程度	$Open$	0.056 3	0.078 4	0.003 4	0.019 4	0.431 6
	政府干预力度	$Gov$	0.207 6	0.187 3	0.069 5	0.145 0	1.311 9
	贫困率	$Pool$	0.085 9	0.067 2	0.010 3	0.069 8	0.752 1
	人力资本发展程度	$Edu$	0.080 3	0.040 2	0.027 0	0.072 7	0.248 0
	农村金融发展规模	$R\_fin$	9.588 7	0.398 4	8.375 3	9.577 7	10.52 2
	受灾面积	$Dis$	6.262 0	1.473 4	1.098 6	6.638 6	8.348 5

### 三、实证结果与分析

#### 1. 空间相关性检验

首先使用莫兰指数测算我国农村全要素生产率的空间相关性,其表达式为:

$$M = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})^2} \quad (9)$$

式(9)中, $M$ 为莫兰指数, $n$ 是地区总和, $W_{ij}$ 是空间权重, $x_i$ 和 $x_j$ 分别是地区 $i$ 和地区 $j$ 的变量, $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ 。莫兰指数在 $[-1, 1]$ 间,正值表示正相关,即具有相似属性的聚集在一起;负值表示负相关,即具有相异属性的聚集在一起;0则表示空间分布具有随机性。表3检验结果显示,我国农村全要素生产率并非随机分布,而是具有一个正向的空间相关关系,说明任一地区与其他经济发展相似地区的全要素生产率息息相关。因此,使用普通 OLS 回归估计并不能客观反映现实,应该考虑更多的空间因素。

表 3 农村全要素生产率全局莫兰指数

年份	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
莫兰指数	-0.004	0.026	0.107	0.212	0.215	0.223	0.062
临界值 Z	0.415	0.820	1.924	3.376	3.452	3.536	1.412
P 值	0.339	0.206	0.027	0.000	0.000	0.000	0.079

为进一步检验模型的空间性,按照 Elhorst<sup>[35]</sup>提出的准则,选用 Lagrange multiplier(LM)检验、Likelihood ratio(LR)检验和 Wald 检验来选择空间计量模型。最后再运用 Hausman 检验来选择固定效应还是随机效应。检验结果如下:

据表 4 LM 检验结果显示,空间误差检验的原假设在 10% 显著性水平下被拒绝,空间滞后检验的原假设在 1% 显著性水平下被拒绝,说明 SEM 模型和 SLM 模型均可被采用,所以可选用 SDM 进行分析。Wald 检验判断模型是否可以简化为 SLM 模型和 SEM 模型,根据 LR 检验和 Wald 检验显示,其 P 值均小于 1%,表明 SDM 模型不能简化为 SLM 模型和 SEM 模型,而 Hausman 检验 P 值小于 1%,所以选用 SDM 空间固定效应模型最为合适。

表 4 LM、Robust LM、LR、Wald、Hausman 检验

检验指标	Statistic	P 值
Moran 指数	1.949	0.051
LM test no spatial error	2.726	0.099
Robust LM test no spatial error	4.797	0.029
LM test no spatial lag	11.507	0.001
Robust LM test no spatial lag	13.578	0.000
LR test spatial lag	54.420	0.000
LR test spatial error	23.580	0.000
Wald test spatial lag	63.890	0.000
Wald test spatial error	18.690	0.009
Hausman test	67.900	0.000

## 2. 实证结果

为了提高回归结果的准确性,按照白俊红等的做法<sup>[36]</sup>,为了将各省经济活动相关性考虑在内,分别对空间面板 SAR、SEM、SAC 和 SDM 四个模型进行估计。回归结果见表 5。

从表 5 的估计结果可以看出,以上四个空间计量模型的空间项系数  $\rho$  或  $\delta$  均在 1% 的显著性水平上通过检验,其系数显著为正,说明空间计量模型估计是有效的。从模型拟合效果和变量显著性水平来看,SDM 模型较 SAR、SEM 和 SAC 模型更好。同时,从前文对 SDM 模型的 Wald 和 LR 检验结果(表 4)也可以看出 SDM 模型具有较好的拟合效果。因此,选择 SDM 模型进行分析。

从 SDM 模型回归结果(表 5)可见,空间项系数  $\rho$  显著为正,表明我国农村全要素生产率具有正向的空间溢出效应,即某一地区的农村全要素生产率会受到其他经济相似地区活动的影响,特别是经济发展水平高的地区,在吸引人才和技术创新方面具有优势,可以影响科学技术的传播,促进地区间资源共享和优化配置,从而提高农村全要素生产率的水平。农业保险发展水平对农村全要素生产率具有显著的正向影响,这一结论与汪桥等<sup>[10]</sup>、刘桦灿等<sup>[37]</sup>的结论一致。说明农业保险在发展过程中,通过对农户提供风险保障和资源配置引导,加大并优化了对生产技术要素的投入,从而促进了农村全要素生产率水平的进步,这与前文理论分析结果一致。在控制变量中,农村金融发展规模、政府干预力度对农村全要素生产率的影响显著为正,说明农村金融的开展与政府的财政支农可以促进农村全要素生产率水平的提高;受灾面积虽然不显著,但是在四个模型中系数均为负数,符合现实情况;而对外开放程度与农业现代化水平为负,说明其对农村全要素生产率有抑制作用。

## 3. 稳健性检验

在稳健性检验中,分别从动态空间模型、更换空间权重矩阵和更换核心变量三方面进行考虑。

由经济学经典理论可知,全要素生产率的增长是一个持续累计的过程,上一期累计的产出与绩效会对当期造成影响,所以在上文的空间面板模型估计过程中,将被解释变量的滞后一期  $R_{it-1}$  作为解释变量,引入动态空间面板模型进行稳健性检验。同时,根据李婧等<sup>[27]</sup>的研究,可以通过构建不同的空间权重矩阵来验证空间机理模型设计是否合理。所以,引入较为常用的反距离矩阵进行稳健性检验。最后,通过选取其他的指标作为解释变量进行稳健性检验,将核心解释变量农业保险发展水平( $Ins\_d$ )替换为农业保险深度( $Ins\_p$ ),把受灾面积( $Dis$ )替换为受灾率( $Dis\_i$ )。受灾率为受灾面积与耕地面积的比值,再添加贫困率( $Pool$ )作为解释变量进行估计。检验结果见表 6。其中,模型 A 为上文的 SDM 模型稳健估计、模型 B 为动态空间面板模型稳健估计、模型 C 为反距离矩阵稳健估计、模型 D 为替换核心解释变量和控制变量后的稳健性估计。

表 5 2010—2016 年我国农业保险发展与农村全要素生产率空间计量回归结果

变量	SAR	SEM	SAC	SDM
$Ins\_d$	0.486** (2.44)	0.613*** (3.42)	0.693*** (3.76)	0.677*** (3.79)
$R\_fin$	0.558*** (6.70)	1.279*** (9.90)	1.322*** (10.16)	1.302*** (10.27)
$Dis$	-0.059 (-0.58)	-0.045 (-0.50)	-0.046 (-0.50)	-0.036 (-0.41)
$Mech$	-0.265*** (-3.15)	-0.228*** (-2.92)	-0.230*** (-2.90)	-0.200*** (-2.64)
$Open$	-2.117** (-2.21)	-1.509* (-1.77)	-1.531* (-1.77)	-1.640* (-1.94)
$Gov$	-0.052 (-0.32)	0.655*** (3.76)	0.704*** (4.00)	0.617*** (3.48)
$Edu$	-1.345 (-0.96)	1.498 (1.08)	1.276 (0.91)	1.846 (1.38)
$WR\_fin$	/	/	/	-0.930*** (-4.45)
$WOpen$	/	/	/	-7.375** (-2.10)
$WEdu$	/	/	/	-8.516** (-2.10)
$\rho$	0.346*** (2.98)	/	0.450*** (2.92)	0.590*** (5.20)
$\delta$	/	0.617*** (5.34)	0.318 (1.52)	/
$R^2$	0.556	0.548	0.500	0.628
$Log-L$	137.171	158.622	161.522	166.266

注:括号内为  $t$  统计值,\*、\*\*和\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著,“/”表示此项为空。下同。

上述四个模型的稳健性估计结果显示,空间系数  $\rho$  均在 1% 显著性水平上通过检验,说明以上四个空间模型是有效的。其中四个模型的核心解释变量( $Ins\_d$  和  $Ins\_p$ )均显著为正,而其他控制变量也均无根本性变化,说明研究结果依然稳健。

#### 四、结论与启示

随着我国乡村振兴战略的逐步推进,各地区不断加大农业生产的投入,而农业保险作为农村金融的重要组成部分,对农村全要素生产率的提高具有重要作用。本文从空间视角考察了我国农村全要素生产率的区域性特征,在此基础上对我国农村全要素生产率的区域关系进行测度。在分析农业保险发展对农村全要素生产率影响的理论机制基础上,运用 2010—2016 年中国 30 个省(市、自治区)的相关数据,检验了农业保险发展对农村全要素生产率的影响,得出以下结论与启示:

(1)我国不同区域农村经济的发展并非随机分布,而是具有一个正向的空间相关关系;莫兰指数与空间项系数均为正数,说明某地区农业发展会受到其他经济发展相似地区的影响。因此,地方政府在制定惠农政策时,应该考虑当地与其他地区的联系,促进地区间的资源共享和优化配置,这不仅有利于本地农村全要素生产率的提高,也有利于其他地区农村全要素生产率的提高,从而达到双赢的效果。

(2)从实证结果来看,农业保险发展对农村全要素生产率水平具有显著的正向作用,说明农业保险发展在分散与转移农业风险、稳定农民收入水平、改善农业弱质性生产结构等方面具有积极的作用。地方政府应当根据当地经济状况,大力发展农业保险,从而促进农村全要素生产率的提高。

(3)从其他控制变量的结果来看,政府干预与农村金融的发展对农村全要素生产率也具有显著的正向影响,说明我国农村地区仍然需要政府加大对农业的财政投入,并在农村金融等方面提供大力支持,以促进农村全要素生产率水平的提高。

表 6 稳健性检验实证结果

变量	A	B	C	D
$Ins\_d$	0.677** (-2.36)	0.423* (-1.65)	0.397* (-1.83)	/
$R\_fin$	1.302*** (-5.48)	1.591*** (-5.49)	0.252** (-2.52)	1.402*** (-6.88)
$Dis$	-0.036 (-0.37)	0.010 (-0.09)	-0.080 (-0.53)	/
$Mech$	-0.200** (-1.99)	-0.218** (-2.19)	0.009 (-0.09)	-0.231** (-2.27)
$Open$	-1.640 (-1.14)	3.850*** (-2.87)	-1.184** (-2.42)	-2.506** (-2.27)
$Gov$	0.617*** (-2.73)	0.516** (-2.29)	0.898*** (-3.35)	0.531*** (-2.97)
$Edu$	1.846 (-1.32)	9.551*** (-6.75)	-4.139* (-1.80)	1.582 (-1.06)
$R_{it-1}$	/	0.907*** (-4.02)	/	/
$Ins\_p$	/	/	/	31.044*** (-3.33)
$Dis\_i$	/	/	/	-0.021 (-1.00)
$Pool$	/	/	/	0.417*** (-4.67)
$WR\_fin$	-0.930*** (-4.91)	/	0.199 (-1.08)	-0.949*** (-5.37)
$WGov$	-2.209* (-1.89)	/	0.904** (-2.35)	-5.255*** (-3.26)
$WEdu$	-8.516** (-2.41)	/	-3.756 (-0.64)	-8.265*** (-2.65)
$WR\_ATPF-1$	/	/	/	30.423** (-2.36)
$\rho$	0.590*** (8.59)	0.657*** (6.32)	-0.316*** (-2.62)	0.508*** (6.43)
$R^2$	0.629	0.278	0.346	0.669
$Log-L$	166.266	147.863	23.902	174.69

#### 参 考 文 献

- [1] 桑婧,郝璐.近 30 年中国主要农业气象灾害典型场时空格局分异特征[J].中国生态农业学报,2018,26(9):1302-1314.
- [2] 中国保险监督管理委员会.中国农业保险保障水平研讨会在京召开[EB/OL].(2017-06-06)[2019-09-17].<http://bxjg.circ.gov.cn/web/site0/tab5207/info4071487.htm>.
- [3] 鹿国柱.我国农业保险政策及其可能走向分析[J].保险研究,2019(1):3-14.
- [4] 李建英,许世瑛.农业保险政府补贴的国际比较及启示[J].农村金融研究,2011(2):74-77.
- [5] HATCH D. Agricultural insurance: a powerful tool for governments and farmers[J]. Comunitica magazine, 2008(22): 431-437.
- [6] CATER M, JANVRY A, SADOULET E. Index insurance for developing country agriculture: a reassessment[J]. Annual review of resource economics, 2017, 9(1): 421-438.
- [7] CARRIKER G L, WILLIAMS J R, BARNABY G A J, et al. Yield and income risk reduction under alternative crop insurance and disaster assistance designs[J]. Western journal of agricultural economics, 1991, 16(2): 238-250.

- [8] JALAN J,RAVALLION M. Transient poverty in postreform rural China[J]. Journal of comparative economics,1998,26(2): 338-357.
- [9] VARGAS HILL R,KUMAR N,MAGNAN N. Ex ante and ex post effects of hybrid index insurance in Bangladesh[J]. Journal of development economics,2019(136):1-17.
- [10] 汪桥,台德进.基于随机模型的金融波动对农村经济增长影响分析[J].统计与决策,2017(16):168-171.
- [11] 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.
- [12] 刘杰,张长征.对农业保险推动农业结构调整的思考与探索[J].金融与经济,2004(11):16-17.
- [13] 李燕,成德宁,李朋.农业保险促进了农业绿色生产率提高吗[J].贵州财经大学学报,2018(6):101-108.
- [14] 李琴英,崔怡,陈力朋.政策性农业保险对农村居民收入的影响——基于2006—2015年省级面板数据的实证分析[J].郑州大学学报(哲学社会科学版),2018,51(5):72-78.
- [15] BARNETT B J,BARRETT C B,SKEES J R. Poverty traps and index-based risk transfer products[J]. World development,2008, 36(10),1766-1785.
- [16] CARTER M R,CHENG L,SARRIS A. Where and how index insurance can boost the adoption of improved agricultural technologies[J]. Journal of development economics,2016(118):59-71.
- [17] 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), 2016,46(6):131-144.
- [18] 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.
- [19] 张哲晰,穆月英,侯玲玲.参加农业保险能优化要素配置吗?——农户投保行为为内生化的生产效应分析[J].中国农村经济,2018 (10):53-70.
- [20] 江生忠,张煜.农业保险对农村经济的助力效果分析——基于3SLS方法[J].保险研究,2018(2):102-111.
- [21] 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,2017,25(5):25-32.
- [22] 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,2018,38(6):117-125.
- [23] ANSELIN L,BERA A K,FLORAX R,et al. Simple diagnostic tests for spatial dependence[J]. Regional science and urban economics,1996,26(1):77-104.
- [24] LEVINE R. Financial development and economic growth:views and agenda[J]. Social science electronic publishing,1997,35(2): 688-726.
- [25] HULTEN C R,BENNATHAN E,SRINIVASAN S. Infrastructure,externalities,and economic development:a study of the Indian manufacturing industry[J]. World bank economic review,2006,20(2):291-308.
- [26] 崔兴华,林明裕.FDI如何影响企业的绿色全要素生产率?——基于Malmquist-Luenberger指数和PSM-DID的实证分析[J].经济管理,2019,41(3):38-55.
- [27] 李婧,谭青美,白俊红.中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J].管理世界,2010 (7):43-55.
- [28] 侯赞慧,刘志彪,岳中刚.长三角区域经济一体化进程的社会网络分析[J].中国软科学,2009(12):90-101.
- [29] 唐文琳,李雄师,常雅丽.我国经济效率形成中金融发展的作用研究——基于空间计量模型的实证分析[J].经济经纬,2019,36 (3):157-164.
- [30] 徐现祥,周吉梅,舒元.中国省区三次产业资本存量估计[J].统计研究,2007,24(5):6-13.
- [31] 宗振利,廖直东.中国省际三次产业资本存量再估算:1978—2011[J].贵州财经大学学报,2014(3):8-16.
- [32] 许海平,王岳龙.我国城乡收入差距与全要素生产率——基于省域数据的空间计量分析[J].金融研究,2010(10):54-67.
- [33] 杜江,张伟科,范锦玲.农村金融发展对农民收入影响的双重特征分析——基于面板门槛模型和空间计量模型的实证研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2017(6):35-43,149.
- [34] 刘洁.金融发展、农村金融发展与农村经济增长——基于1980—2007年的实证分析[J].农业经济问题,2008(S1):85-91.
- [35] ELHORST J P. Dynamic panels with endogenous interaction effects when T is small[J]. Regional science and urban economics, 2010,40(5):272-282.
- [36] 白俊红,王钺,蒋伏心,等.研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J].经济研究,2017(7):109-123.
- [37] 刘桦灿,粟芳.农业保险保费补贴稳定农业保险经营的有效性检验[J].上海金融,2018(10):23-31.

(责任编辑:毛成兴)