农业保险发展与农业绿色 全要素生产率:内在机制 与实证检验

● 周法法1 郑 义2 李军龙3

- (1. 浙江工商大学经济学院 杭州 310018;
- 2. 福建农林大学经济与管理学院 福州 350002;
- 3. 福建省高等学校人文社会科学研究基地低碳经济研究中心 三明 365004)

摘要:本文基于 2007—2019 年中国 30 个省份的面板数据系统考察了农业保险发展对农业绿色全要素生产率的影响及作用路径。研究表明:第一,农业保险发展水平对农业绿色全要素生产率具有显著提升作用;第二,农业保险发展水平对农业绿色全要素生产率提升作用主要体现在东部地区和非粮食主产区;第三,机制检验表明,农业保险通过扩大农业经营规模、调整农业种植结构和促进农业技术创新间接促进农业绿色全要素生产率提升。最后,从农业保险发展视角提出促进农业绿色全要素生产率增长的相关对策建议。

关键词:农业保险;农业绿色全要素生产率;作用机制

DOI: 10. 13856/j. cn11-1097/s. 2022. 10. 007

1 引言

农业是最早出现的物质生产部门,也是最早造成人为生态环境破坏的部门[1]。作为一个农业大国,中国农业在成功解决了 14 亿人吃饭问题的同时,也付出了高昂的生态环境代价[2]。数据显示,2011 年中国农业碳排放量占全国碳排放总量的 17%[3];2017 年年底,全国农业水污染中的化学需氧量、总氮量和总磷量分别占全国水污染总量的 49.78%、46.39%和 67.21%[4]。面对日益恶化的农业生态环境问题,2017 年中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于创新体制机制推进农业绿色发展的意见》以及 2020 年和 2021 年的

通信作者:郑义。

— 70 —

收稿日期: 2022-03-15。

基金项目:福建省教育和科研专项基金项目"福建茶产业三产融合模式及转型发展政策研究"(K8120K01b),国家社会科学基金(西部项目)"闽江源流域主体功能区生态补偿式扶贫机制与政策研究"(16XJY004),福建省创新战略研究项目"福建林业减碳机理、路径与政策研究"(2022R0110)。

作者简介:周法法 (1985—),男,江西上饶人,博士研究生,研究方向:数字经济、生态经济,E-mail:zhou334718@126.com;郑义(1988—),男,福建莆田人,博士,副教授,研究方向:农业经济,E-mail:ofzhengyi@qq.com;李军龙(1978—),男,甘肃陇西人,硕士,教授,研究方向:生态经济,E-mail:lijunlong@fjsmu.edu.cn。

中央一号文件都明确提出要大力推进农业绿色发展。然而,在高污染和低效率的双重挤压下,提高农业绿色 全要素生产率成为农业绿色发展的根本途径。

作为一种新型的农业生产方式,农业绿色全要素生产率快速提升的背后却隐藏着农业生产经营者会面临减产、减收的风险考验^[5]。而农业保险作为一种农业风险管理的重要政策工具^[6],不仅可以分散农业生产和经营风险从而减少农户经济损失,而且还可以改变农户生产行为、减少污染排放,进而达到生产效率和生态环境的"双提升"。为此,党和国家高度重视农业保险的发展,并出台了系列政策文件。近年来,在政策的大力支持下,中国农业保险发展迅速,保费收入从2002年的4.77亿元增加到2019年的672.5亿元,中国也名副其实地成为全球第二大农业保险市场^[7]。那么,农业保险的发展能否提升农业绿色全要素生产率?倘若可以,这种影响是否存在地区和生产结构的差异?同时,这种影响又是通过何种渠道予以实现?回答这些问题,不仅有利于丰富中国农业保险发展的内涵,而且对促进中国农业绿色生产率的提升具有更重要的现实意义。

本文在认真梳理农业保险发展与农业绿色全要素生产率相关文献的基础上,利用 2007—2019 年中国 30 个省份(除港澳台和西藏外)的面板数据,系统检验了农业保险发展对农业绿色全要素生产率增长的影响及作用路径。与现有研究相比,本文的边际贡献在于以下几个方面:第一,本文将农业保险发展对农业污染排放和农业生产效率的影响综合起来研究,克服了已有文献只探讨农业保险发展对农业污染排放或生产效率的不足;第二,本文通过中介传导机制分析,甄别了农业保险发展通过何种渠道来提升农业绿色全要素生产率;第三,本文在不同地区和生产结构下探讨农业保险发展对农业绿色全要素生产率提升的不同影响,揭示了农业保险发展的异质性特征。

2 文献综述与理论分析

2.1 文献综述

农业作为一个先天"弱质性"产业,经常使农业生产经营者面临自然和市场的双重考验,这严重制约了农产品的稳定供应和农业持续发展。为分散农业生产者风险,大部分发达国家均将农业保险纳入农业政策性扶持范围,并对农业生产经营者遭受的自然或市场风险损失进行补偿,从而在一定程度上稳定农民收入和保障农产品供应。以往关于农业保险的研究学术界主要集中讨论农业保险如何影响农业生产效率,且多数学者研究得出农业保险对农业全要素生产率具有显著促进作用。例如,Sihem 研究发现,农业保险不仅可以稳定农民收入,而且还可以帮助农户改善农业生产环境和更新农业生产设备,从而提升农业全要素生产率^[8]。葛继红和周曙东研究指出,农业保费补贴与补偿力度不断增强,有效地激励了农户采用高风险和高收益的先进农业生产技术,从而扩大农业产出规模,进而提升农业生产效率^[9]。王悦等基于 30 个省份面板数据的实证得出,农业保险能够改变农户的生产投资行为,促进农业生产要素重新配置,从而调整农业生产结构,实现农业全要素生产率提升^[10]。邵全权和郭梦莹研究指出,发展农业保险可以通过农业产业化分散与转移农业新产品生产的风险,从而促进农业新技术的推广应用,并实现农业全要素生产率增长^[11]。但也有学者认为中国农业保险市场存在扭曲,道德风险和逆选择的存在,使得以简单赔偿机制为基础的普通农业保险会抑制农业技术进步,进而影响农业全要素生产率水平提升^[12]。

近年来,伴随着农业生态环境的恶化,国内外学者逐渐开始把研究焦点转移到农业保险与农业生态环境层面,对此展开了大量探索性研究。一些研究从微观农户生产决策行为层面探讨了农业保险对农业污染排放的影响。诸如,Quiggin 等基于美国中西部玉米和大豆种植者的数据研究发现,购买了农业保险的农户会减少农药和化肥的使用量,农业保险与化学品投入会形成一种替代关系[13]。钟甫宁等通过联立方程模型得出,农业保险对农户农药的施用量具有抑制作用[14]。罗向明等通过调查数据分析表明,农业保险会引发农户扩大种植规模、采用新品种和新技术等生产决策行为,进而改变农业生态环境[15]。还有一些文献从宏观地区层面探讨了农业保险与农业污染排放之间的关系。例如,马九杰等研究发现,农业保险发展有助于减少化肥面源

— 71 —

污染的排放强度[16]。

通过上述文献梳理不难发现,有关农业保险发展与农业绿色全要素生产率的研究,大多文献都是分开讨论农业保险发展对农业生产效率提升或农业生态环境破坏的影响。仅有少数学者关注到了农业保险发展对农业生产效率与生态环境的综合影响,即农业保险发展对农业绿色全要素生产率的影响[17],但该文献并未对农业保险发展影响农业绿色全要素生产率内在作用机理给出正面回答。基于此,本文将从直接和间接两条路径检验农业保险发展对农业绿色全要素生产率的影响及作用机制,从而为后续相关研究提供一个新视角。

2.2 理论分析

农业绿色全要素生产率通常可理解为综合考虑合意与非合意产出计算得到的农业全要素生产率,其中非合意产出主要包括农业面源污染或农业碳排放等环境要素。作为规避风险的有效手段,农业保险主要通过分散风险、保障收入和抵押贷款等功能来改变农业生产经营行为[6],进而影响农业绿色全要素生产率。从作用机理上看,农业保险发展对农业绿色全要素生产率的影响主要体现在以下几个方面。

第一,农业保险发展通过农业规模化经营影响农业绿色全要素生产率。随着农业险种覆盖范围和保费补贴比例的不断提高,农业规模化经营的风险得以有效转移和分散,作为经济理性的农户,在利润最大化驱使下将通过参与土地流转或开垦荒地等方式扩大经营规模。而农业规模化经营在一定程度上有助于农业绿色全要素生产率提升[17],具体而言:一是农业规模化经营实现了农业投入要素的集约化,降低了单位面积的农用化学品投入;二是农业规模化经营有助于提高农业机械化效率,降低了农业机械动力能源的投入。

第二,农业保险发展通过农业种植结构调整影响农业绿色全要素生产率。据资料统计,中国农业保险市场上有95%以上属于政策性农业保险业务。作为当前政府惠农政策的重要组成部分,政策性农业保险的主要目标就是维护国家粮食安全和保障农民收入稳定增长[18]。在政策性农业保险的影响下,农业经营者会更多地选择种植粮食作物,这有助于农业绿色全要素生产率的提升。具体来说:一是相较于经济作物,粮食作物受病虫害侵蚀影响更小,其在生产过程中对农业化学品的依赖程度也相对更低。二是粮食作物对水资源的依赖程度较高,节水灌溉技术在该领域的实施效果也最为明显。因此,随着节水灌溉技术的发展,种植粮食作物更有利于减少农业生产用水的浪费。三是已有文献表明粮食作物对土壤的侵蚀程度小于经济作物[19],因此增加粮食作物种植比例将有助于减少土壤有机质流失,进而实现农地绿色持续发展。

第三,农业保险发展通过农业技术创新影响农业绿色全要素生产率。作为"弱质性"产业,农业在技术创新方面往往面临更大的不确定性。同时,小农思想的广泛存在导致农户对新技术采用主观动机一直不强。这两个因素叠加就严重阻碍了当前农业技术创新效率。但随着农业保险不断发展,保险的分散和转移风险功能可以有效化解新技术的不确定性风险,从而整体上加快农业技术创新步伐。尽管已有文献研究表明,农业新技术通常比传统农业技术更经济环保^[5],但农业新技术对农业环境效应的影响方向并不明确,因为农业新技术既包含绿色环保的低碳技术,也包含高污染、高排放的高碳技术。故此,农业保险发展所推动的农业技术创新,能否促进农业绿色全要素生产率提升尚无法作出判断。

基于上述分析,本文提出如下2个假设。

假设 1: 农业保险发展通过发挥保险功能有助于农业绿色全要素生产率提升。

假设 2: 农业保险发展通过扩大农业规模化经营和调整农业种植结构有助于农业绿色全要素生产率提升; 但农业保险发展通过促进农业技术创新影响农业绿色全要素生产率提升在方向上具有不确定性。

3 农业绿色全要素生产率测算

在已有的文献基础上,将农业面源污染与农业碳排放作为非期望产出纳入生产率核算框架,并将这一生产率核算结果称为"农业绿色全要素生产率"。

3.1 测算方法

在农业绿色全要素生产率的测算方法上,现有文献大部分是基于包含非期望产出的 SBM 模型和 ML 指一 72 —

数方法来测度,但该测算方法不能同时解决变量松弛、有效 DMU 可区分、跨期可比三大关键问题,这容易导致测算结果的不稳健。为此,本文综合运用非期望产出 SBM 和 Global Malmquist-Luenberger (GML) 指数方法对农业绿色全要素生产率进行测算。根据 Tone 提出的含非期望产出的 SBM 模型^[20],将可变规模报酬条件的非期望产出 SBM 公式表达式为:

$$\min \rho = \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \frac{s_{i}^{-}}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s_{1} + s_{2}} \left[\sum_{r=1}^{s_{1}} \frac{s_{r}^{g}}{y_{r0}^{g}} + \sum_{r=1}^{s_{2}} \frac{s_{r}^{b}}{y_{r0}^{b}} \right]}$$
(1)

约束条件为:

$$\begin{cases} x_{0} = x\lambda + s^{-} \\ y_{0}^{g} = y^{g}\lambda - s^{g} \\ y_{0}^{b} = y^{b}\lambda + s^{b} \end{cases}$$

$$s. t. \begin{cases} s^{-} \geqslant 0 \\ s^{g} \geqslant 0 \\ s^{b} \geqslant 0 \\ \lambda \geqslant 0 \end{cases}$$

$$(2)$$

其中, ρ 表示决策单元的效率,m 表示投入指标的个数, s_1 表示期望产出指标的个数, s_2 表示非期望产出指标的个数,s 是松弛变量, s_i^- 表示第i 种投入的冗余, s_i^s 表示第r 种期望产出的不足, s_r^b 为第r 种非期望产出的冗余,x 、 y^s 、 y^b 分别表示被评价单元投入产出的目标值, x_0 、 y^s 、 y^b 分别为相应的初始值。

为了进一步刻画农业绿色全要素生产率的动态变化规律,本文在非期望产出 SBM 模型的基础上,利用 Global Malmquist-Luenberger (GML) 指数进行考察,公式为:

$$GML^{t, t+1}(x^{t}, y^{t}, b^{t}, x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) = \frac{1 + d_{g}^{t}(x^{t}, y^{t}, b^{t})}{1 + d_{g}^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} = TEC^{t, t+1} \times TC^{t, t+1}$$
(3)

其中, $GML^{t, t+1}$ 表示第 t 到 t+1 期农业绿色全要素生产率的变化指数, $d_g^t(x^t, y^t, b^t)$ 、 $d_g^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})$ 分别表示 t、t+1 的全局方向性距离函数, $TEC^{t, t+1}$ 表示第 t 到 t+1 期农业绿色技术效率变化指数, $TC^{t, t+1}$ 表示第 t 到 t+1 期农业绿色技术进步变化指数。 $GML^{t, t+1}$ 、 $TEC^{t, t+1}$ 不t+1 都大于 t+1 ,是以 t+1 为界。当 t+1 为不力,t+1 不为,t+1 不为,t+1 不为,t+1 不为,t+1 不为,t+1 不为,t+1 不可以 t+1 不可以

3.2 变量选择与数据说明

本文选取 2007—2019 年全国 30 个省份 (除港澳台和西藏外) 的农业数据测度农业绿色全要素生产率, 文中测度变量涉及的数据主要来源于各省统计年鉴、国泰安数据库、中经网统计数据库、全国污染源普查公报、《中国农业机械年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国环境统计年鉴》。

- (1) 投入指标。投入指标由土地投入、劳动力投入、机械投入和化肥投入构成。其中,土地投入,采用农作物总播种面积来表示,劳动力投入,采用农林牧渔业从业人员总数来表示,机械投入,采用农业机械总动力来表示,化肥投入,采用用于农业生产的化肥(包括农业生产中施用的氮肥、磷肥、钾肥和复合肥)施用量来表示。
 - (2) 期望产出。本文采用农林牧渔业总产值来衡量,并以 2006 年为基期进行平减处理。
- (3) 非期望产出。本文选取农业碳排放和农业面源污染来测度非期望产出。参考田云等[21]的处理方式,确定相关碳排放系数,计算出农业碳排放量;借鉴赖斯芸等[22]的"单元调查评估法"与第二次全国污染源普查公报,确定农业污染产污单元清单列表,并核算出农业生产过程中总化学需氧量、总氮和总磷的产生量,

— 73 —

以此衡量农业面源污染排放水平。

3.3 测算结果

通过 MaxDEA8 Ultra 软件,本文测算了 2007—2019 年中国 30 个省份的农业绿色全要素生产率,具体结果如表 1 所示。通过表 1 可以发现:第一,全国农业绿色全要素生产率总体呈逐渐增长趋势,全国的年均增长率由 2007 的 1.75%增长至 2019 的 4.84%;第二,各省份之间的农业绿色全要素生产率差距波动幅度不大,其中 2007 年有 13 个省份的年均增长率超过全国平均水平,但到 2019 年仍只有 14 个省份超过全国平均数。

天津 0.986 1 1.014 1 1.054 7 1.079 0 湖北 1.028 8 1.029 4 1.083 1 1.072 0 河北 1.010 6 1.048 4 1.012 5 1.047 3 湖南 1.045 1 1.020 4 1.030 2 1.085 1 山西 0.994 2 1.010 8 1.001 3 1.024 2 广东 1.013 4 1.021 8 1.083 5 1.060 1 内蒙古 1.015 4 1.011 8 1.000 6 1.061 0 广西 1.031 2 1.010 9 1.024 6 0.801 2 辽宁 1.020 6 1.033 5 0.952 2 1.030 7 海南 0.980 3 1.007 8 1.107 0 1.040 8 吉林 1.016 0 1.012 7 0.985 2 1.020 4 重庆 1.015 6 1.026 5 1.050 3 1.037 4 黑龙江 1.017 5 1.052 4 1.007 0 1.116 3 四川 1.056 7 1.030 6 1.044 5 0.708 5 上海 1.055 9 0.924 3 0.989 9 1.000 0 贵州 1.014 2 1.037 5 1.043 4 0.930 7 江苏 1.033 3 1.068 2 1.024 4 1.032 7	省份	2007年	2011年	2015 年	2019 年	省份	2007 年	2011年	2015 年	2019 年
河北 1.010 6 1.048 4 1.012 5 1.047 3 湖南 1.045 1 1.020 4 1.030 2 1.085 1 山西 0.994 2 1.010 8 1.001 3 1.024 2 广东 1.013 4 1.021 8 1.083 5 1.060 1 八字 1.015 4 1.011 8 1.000 6 1.061 0 广西 1.031 2 1.010 9 1.024 6 0.801 2 辽宁 1.020 6 1.033 5 0.952 2 1.030 7 海南 0.980 3 1.007 8 1.107 0 1.040 8	北京	1.017 4	1.044 8	0.990 3	1.0217	河南	1.006 8	1.056 6	1.001 6	1.068 5
山西 0.994 2 1.010 8 1.001 3 1.024 2 广东 1.013 4 1.021 8 1.083 5 1.060 1	天津	0.986 1	1.014 1	1.054 7	1.079 0	湖北	1.0288	1.029 4	1.083 1	1.0720
内蒙古 1.015 4 1.011 8 1.000 6 1.061 0 广西 1.031 2 1.010 9 1.024 6 0.801 2	河北	1.010 6	1.048 4	1.012 5	1.047 3	湖南	1.045 1	1.020 4	1.030 2	1.085 1
辽宁 1.0206 1.0335 0.9522 1.0307 海南 0.9803 1.0078 1.1070 1.0408 吉林 1.0160 1.0127 0.9852 1.0204 重庆 1.0156 1.0265 1.0503 1.0374 黑龙江 1.0175 1.0524 1.0070 1.1163 四川 1.0567 1.0306 1.0445 0.7085 上海 1.0559 0.9243 0.9899 1.0000 贵州 1.0142 1.0375 1.0434 0.9307 江苏 1.0333 1.0682 1.0244 1.0327 云南 1.0144 1.0231 1.0157 1.3646 浙江 1.0140 1.0187 1.1154 1.0793 陝西 1.0190 1.0076 1.0147 1.4217	山西	0.9942	1.0108	1.001 3	1.024 2	广东	1.013 4	1.0218	1.083 5	1.060 1
吉林 1.016 0 1.012 7 0.985 2 1.020 4 重庆 1.015 6 1.026 5 1.050 3 1.037 4 黑龙江 1.017 5 1.052 4 1.007 0 1.116 3 四川 1.056 7 1.030 6 1.044 5 0.708 5 上海 1.055 9 0.924 3 0.989 9 1.000 0 贵州 1.014 2 1.037 5 1.043 4 0.930 7 江苏 1.033 3 1.068 2 1.024 4 1.032 7 云南 1.014 4 1.023 1 1.015 7 1.364 6 浙江 1.014 0 1.018 7 1.115 4 1.079 3 陝西 1.019 0 1.007 6 1.014 7 1.421 7	内蒙古	1.015 4	1.0118	1.000 6	1.0610	广西	1.031 2	1.0109	1.024 6	0.8012
 黒龙江 1.0175 1.0524 1.0070 1.1163 四川 1.0567 1.0306 1.0445 0.7085 貴州 1.0142 1.0375 1.0434 0.9307 江苏 1.0333 1.0682 1.0244 1.0327 云南 1.0144 1.0231 1.0157 1.3646 浙江 1.0140 1.0187 1.1154 1.0793 陝西 1.0190 1.0076 1.0147 1.4217 	辽宁	1.020 6	1.0335	0.9522	1.030 7	海南	0.980 3	1.0078	1.107 0	1.0408
上海 1.055 9 0.924 3 0.989 9 1.000 0 贵州 1.014 2 1.037 5 1.043 4 0.930 7 江苏 1.033 3 1.068 2 1.024 4 1.032 7 云南 1.014 4 1.023 1 1.015 7 1.364 6 浙江 1.014 0 1.018 7 1.115 4 1.079 3 陕西 1.019 0 1.007 6 1.014 7 1.421 7	吉林	1.0160	1.0127	0.985 2	1.020 4	重庆	1.015 6	1.026 5	1.050 3	1.037 4
江苏 1.033 3 1.068 2 1.024 4 1.032 7 云南 1.014 4 1.023 1 1.015 7 1.364 6 浙江 1.014 0 1.018 7 1.115 4 1.079 3 陕西 1.019 0 1.007 6 1.014 7 1.421 7	黑龙江	1.017 5	1.052 4	1.0070	1.116 3	四川	1.056 7	1.0306	1.044 5	0.708 5
浙江 1.0140 1.0187 1.1154 1.0793 陕西 1.0190 1.0076 1.0147 1.4217	上海	1.055 9	0.924 3	0.9899	1.0000	贵州	1.014 2	1.037 5	1.043 4	0.9307
	江苏	1.033 3	1.068 2	1.024 4	1.0327	云南	1.014 4	1.023 1	1.015 7	1.364 6
宏微 1 019 7 1 016 4 1 017 8 1 036 6 甘津 1 007 9 1 016 1 1 006 1 1 287 3	浙江	1.0140	1.0187	1.115 4	1.079 3	陕西	1.0190	1.007 6	1.014 7	1.4217
УМ 1.013 1.010 1.000 Д/М 1.000 1.000 1.20 C	安徽	1.019 7	1.016 4	1.017 8	1.036 6	甘肃	1.007 9	1.016 1	1.006 1	1.287 3
福建 1.0228 1.0370 1.1296 1.0502 青海 0.9952 1.0187 1.0821 0.7473	福建	1.0228	1.037 0	1.129 6	1.050 2	青海	0.995 2	1.0187	1.082 1	0.747 3
江西 1.0284 1.0232 1.0292 1.0569 宁夏 1.0062 1.0091 1.0019 0.9798	江西	1.028 4	1.023 2	1.029 2	1.056 9	宁夏	1.006 2	1.009 1	1.0019	0.9798
山东 1.026 5 1.063 0 0.972 0 1.030 0 新疆 1.014 4 1.021 2 1.011 9 1.542 5	山东	1.026 5	1.0630	0.972 0	1.0300	新疆	1.014 4	1.021 2	1.0119	1.5425
全国 1.0174 1.0236 1.0286 1.0484	全国	1.017 4	1.023 6	1.028 6	1.048 4					

表 1 各省份农业绿色全要素生产率

注:全国平均数采用几何平均值测算。

4 实证检验与分析

4.1 模型设定

在上述理论机制分析基础上,本文通过构建如下计量模型——式(4),实证检验农业保险发展对农业绿色全要素生产率影响。

$$gtfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 insurance_{it} + \beta_2 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it}$$
(4)

式(4)中, $gtfp_{ii}$ 为地区 i 在 t 时期的农业绿色全要素生产率, $insurance_{ii}$ 为地区 i 在 t 时期的农业保险发展水平, X_{ii} 表示一系列相关控制变量, λ_i 表示地区 i 的个体固定效应, μ_t 表示时间固定效应, ε_{ii} 表示随机扰动项。模型所涉及的主要变量如表 2 所示。

被解释变量 gtfp 农业绿色全要素生产率 390 0.358 0.385 -1.483	1.043
insurance 农业保险发展水平 390 -1.082 1.407 -5.523	1.706
牌样受量 pay 农业保险赔付金额 390 0.330 0.332 -0.020	1.750

表 2 主要变量描述性统计

— 74 —

			390 0.110 0.032 0.029 390 0.365 0.431 0.015 390 9.722 1.212 6.785 390 9.065 0.544 7.753 390 0.256 0.212 0.001	(续)			
变量类型	变量符号	变量名称	样本量	平均数	标准差	最小值	最大值
	agov	农业财政支出水平	390	0.110	0.032	0.029	0.190
	open	对外开放程度	390	0.365	0.431	0.015	2. 145
校彻亦具	human	农村人力资本	390	9.722	1.212	6.785	13.828
控制变量	income	农村居民人均可支配收入	390	9.065	0.544	7. 753	10.410
	dar	农业受灾率	390	0.256	0.212	0.001	1.464
	water	农业灌溉用水利用率	390	0.430	0.175	0.172	1. 234

注:农业绿色全要素生产率由本文计算所得。

4.2 变量选取

- (1)被解释变量。将前文计算得出的 SBM-GML 指数 (以 2006 年为基期)取对数作为农业绿色全要素生产率 (gtfp)。
- (2) 核心解释变量。目前学术界关于农业保险发展水平并没有一个统一的标准,为此借鉴马述忠和刘梦恒^[12]的处理方式,采用人均农业保费(*insurance*)对数来衡量农业保险发展水平,其中人均农业保费—农业保险保费收入/乡村人口。同时结合周稳海等^[23]的研究思路,在稳定性检验中,选取人均保费赔付额(*pay*)对数作为核心解释变量进行估计,其中人均保费赔付额=农业保费赔付金额/乡村人口。
- (3) 控制变量。为剔除农业保险发展水平外的其他因素影响。本文通过借鉴已有文献的相关处理,对模型以下变量加以控制:农业财政支出水平(agov),采用农林水事务支出与地方财政支出的比值表示;对外开放程度(open),采用各地区进出口总额与地区生产总值的比值表示;农村人力资本(human),采用农村居民家庭劳动力平均受教育年限取对数来表示;农村居民人均可支配收入(income),采用农村居民人均可支配收入取对数来表示;农业受灾率(dar),采用农作物受灾面积与农作物播种面积的比值表示;农业灌溉用水利用率(water),采用各地区有效灌溉面积与农作物播种面积的比值表示。

4.3 数据和样本说明

为验证农业保险发展如何影响农业绿色全要素生产率,在实证分析过程中,本文剔除了数据缺失较为严重的港澳台和西藏地区,最终选取 30 个省份的数据进行分析。与此同时,把研究起止时间设定为 2007—2019 年。数据的开始时间之所以设定为 2007 年,一方面,由于 2007 年中国在各省份全面推行政策性农业保险;另一方面,考虑到 2007 年之前很多省份存在严重数据缺失,而且波动较大。此外,文中的数据来源主要涉及三个方面,第一,农业绿色全要素生产率,该数据通过前文计算得出;第二,农业保险发展,该部分主要涉及各省份农业保险保费收入和赔付支出,这部分数据来源于《中国保险统计年鉴》;第三,关于控制变量,该部分数据来源于除了使用农业绿色全要素生产率测度部分来源数据外,还增加了《中国人口与就业统计年鉴》。

5 结果与分析

5.1 基准回归结果

在考察农业保险发展对农业绿色全要素生产率的基准效应之前,分别对模型进行了混合效应、随机效应与固定效应回归,然后分别通过 LM 检验和 Hausman 检验,从而选出最优估计模型。通过 3 个估计模型结果可发现,农业保险发展对绿色全要素生产率均产生正向显著影响,这一结果与李燕等[17]的研究一致。其中,LM 检验 P 值为 0.000,这表明随机效应相较混合效应具有更优的估计效果。此外,Hausman 检验结果 P 值为 0.000,该结果拒绝了随机效应假设,这表明固定效应具有更优的估计效果。此外,为避免潜在的时间序列相关和异方差问题,本文在双向固定效应基础上使用地区聚类稳健标准误进行回归估计。

表 3 中列 (1) 表明在不施加任何控制变量情况下,农业保险发展水平增长 1%将促进农业绿色全要素提

— 75 —

升 0. 166 个百分点,且在 1%显著水平下显著,该结果初步验证了假设 1。进一步,由列 (2) 至列 (7) 可以发现,通过逐步添加农业财政支出水平、对外开放程度、农村人力资本、农村居民人均可支配收入、农业受灾率、农业灌溉用水利用率等控制变量,农业保险发展水平对农业绿色全要素生产率的系数在 1%显著水平下仍都为正,但逐步变小。表 3 的结果表明,无论是否对其他变量加以控制,农业保险发展水平对农业绿色全要素生产率都在 1%的显著性水平下存在正向影响,即农业保险发展水平可以显著提高农业绿色全要素生产率。其背后可能的解释:一是农业保险通过发挥分散和转移风险的职能,消除了农户对农业绿色技术风险的心理恐惧,从而加快了农业绿色技术的推广应用,进而实现了农业绿色全要素生产率的提升;二是农业保险通过发挥收入保障效应,稳定了农业生产者的产出预期,提高了农户采用农业绿色技术和扩大经营规模的积极性,从而促进了农业绿色生产;三是农业保险通过发挥抵押贷款效应,降低了金融机构农业贷款抵押品不足,有效缓解了农业资金约束问题,进而增加了农户对绿色设备的投资,并改进了农业绿色全要素生产率。

此外,从控制变量的运行结果来看,农业财政支出水平、农村人力资本、农村居民人均可支配收入均对农业绿色全要素生产率起到显著促进作用;但对外开放程度、农业受灾率、农业灌溉用水利用率对农业绿色全要素生产率的影响不明显。

农业绿色全要素 生产率 (gtfp)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
insurance	0.166***	0.158***	0.157***	0.084***	0.058***	0.052***	0.052***
	(0.008)	(0.010)	(0.010)	(0.016)	(0.016)	(0.017)	(0.017)
agov		1.301***	1. 285***	0.512***	0.163***	0.307***	0. 307***
		(0.034)	(0.039)	(0.020)	(0.061)	(0.026)	(0.025)
open			-0.039	0.049	0.083	0.080	0.075
			(0.077)	(0.085)	(0.099)	(0.093)	(0.113)
human				0.155***	0.087**	0.090**	0.090**
				(0.035)	(0.040)	(0.037)	(0.036)
income					0. 273***	0. 236**	0. 237**
					(0.096)	(0.096)	(0.098)
dar						-0.130	-0.131
						(0.083)	(0.080)
water							0.032
							(0.301)
常数项	0.587***	0.502***	0.561***	-1.487***	-2.663***	-2.410***	-2.388***
	(0.007)	(0.068)	(0.142)	(0.493)	(0.625)	(0.598)	(0.623)
样本容量	390	390	390	390	390	390	390
年份效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R^2	0.763	0.765	0.765	0.785	0.795	0.797	0.797
地区数	30	30	30	30	30	30	30

表 3 农业保险影响农业绿色全要素生产率的基准效应结果

5.2 稳健性检验

为进一步验证研究结论的准确性,借鉴已有研究的处理方法,采用以下 4 种方式,对研究结论的稳健性进行检验。

(1) 替换被解释变量。本文采用 DEA-CCR (数据包络分析法) 模型重新测算各省份农业绿色全要素生 一 76 —

注:括号内为标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的统计水平下显著。表4至表7同。

产率以替代被解释变量进行重新回归,具体结果如表 4 列 (1),其与基准回归系数方向一致且显著,该检验结果表明基准回归结果稳健。

- (2) 替换解释变量。参考已有研究,选取农业保险的赔付金额来替换样本的农业保险发展水平,重新回归结果如表 4 列(2) 所示,同基准回归结果相比,替换后的农业保险发展水平的回归系数、显著性水平以及符号方向与基准回归结果基本一致,验证了本文研究结论的稳健性和可靠性。
- (3)滞后一期控制变量。考虑到农业绿色全要素生产率与控制变量可能会存在反向影响,为规避内生性影响,将所有控制变量滞后一期,并重新回归,得出结论如表 4 列 (3) 所示,该结果与基准回归的系数值、符号方向和显著性水平基本一致,同时农业保险的回归估计系数值略微有所上升,这是由于控制变量滞后一期后,控制变量的影响程度有所减弱。
- (4) 缩尾后回归。为进一步得出可靠的结论,对回归模型涉及的主要变量,在 5%的水平上进行缩尾处理,然后进行回归处理,具体结果如表 4 列 (4) 所示,与基准回归相比,农业保险发展水平的回归系数值、符号方向和显著性水平均没有发生明显变化。

通过上述一系列稳健性检验后,本文发现,农业保险发展水平可以促进农业绿色全要素生产率提升的研究结论具有很强的稳健性和可靠性。

农业绿色全要素生产率	替换被解释变量	替换解释变量	滞后一期控制变量	缩尾
(gtfp)	(1)	(2)	(3)	(4)
insurance	0.089***	0.156***	0.053***	0.055***
	(0.027)	(0.021)	(0.012)	(0.015)
常数项	0.732***	-3.759***	-1.414 *	-2.433***
	(0.133)	(0.598)	(0.754)	(0.605)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份效应	已控制	已控制	已控制	已控制
个体效应	已控制	已控制	已控制	已控制
样本容量	390	390	360	216
R^2	0.980	0.796	0.792	0.798
地区数	30	30	30	30

表 4 稳健性检验结果

5.3 内生性问题

在开展进一步研究之前,需要解决以下几个可能带来的内生性问题。第一,可能存在反向因果关系。农业绿色全要素生产率越高,越倾向于通过购买农业保险来规避生产风险。由于农业绿色全要素生产率较高,农民会更加关注农业绿色生产,而采用农业绿色生产的农民更倾向于通过农业保险来规避生产风险。第二,可能存在遗漏的变量。受数据可得性的限制,本文可能会忽略一些同时影响农业保险和农业绿色全要素生产率的其他变量。第三,可能存在测量误差。由于数据库提供的数据有限,该模型中的所有变量都可能存在测量误差。为此,本文采用两阶段最小二乘工具变量法进行内生性检验。由于工具变量必须满足相关性和排他性,根据选取要求,本文借鉴徐婷婷和陈先洁[24]的处理方法,将每百万平方千米保险机构数量(IV)作为工具变量。之所以选取这一工具变量,一方面是由于每百万平方千米保险机构数量越多意味着保险机构之间的业务竞争越激烈,这有利于加快农业保险发展;另一方面是随着每百万平方千米保险机构数量增加会不断扩大保险知识的宣传覆盖面,从而增强了农户购买农业保险的意愿,进而加速了农业保险发展。此外,每百万平方千米保险机构数量的多寡与农业绿色全要素生产率增长不存在直接关联关系。因此,进一步通过工具变量法对模型进行内生性检验,可得出农业保险发展水平的回归系数在5%的显著性水平下为正(表5),即

充分考虑内生性偏差问题后,农业保险发展水平对农业绿色全要素生产率增长具有显著的促进作用,这与基准回归结果的方向基本一致(表 3),但内生性问题又使得农业保险发展水平的回归系数被低估。为进一步验证工具变量的有效性,由 Kleibergen-Paap rk LM 与 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量结果可发现,在 1%显著性水平下拒绝了"工具变量识别不足"和"弱工具变量"的原假设,即工具变量是合理且有效的。

	第一阶段	第二阶段
变量名称	insurance	gtfp
	(1)	(2)
insurance		0.394**
		(0. 155)
IV	0.466***	
	(0.039)	
常数项	-19.100***	4.024***
	(1.829)	(1.012)
控制变量	已控制	已控制
年份效应	已控制	已控制
个体效应	已控制	已控制
样本容量	390	390
R^2	0.774	0.807
地区数	30	30

表 5 工具变量回归结果

5.4 异质性分析

5.4.1 地区异质分析

考虑到农业保险发展水平受到空间的约束,从而会对研究结果的科学和准确性产生偏差。为此,本文将进一步分析农业保险发展水平对农业绿色全要素生产率增长的影响是否受到地理区位差异而不同。基于此,本文根据地理位置自然属性的不同,将研究样本分为东中西三组,然后进行分组回归,具体回归结果如表 6 所示,由表 6 列 (1) 至列 (3) 可知,农业保险发展水平对中部地区农业绿色全要素生产率提升的影响不显著,但对东部地区和西部地区农业绿色全要素生产率均产生了显著的影响,其中对东部地区的影响效应显著为正,对西部地区的影响效应显著为负。该结果可能的解释:一是东部地区保险市场发育程度较高,农业经营者更善于利用农业保险来扩大经营规模、调整种植结构和促进低碳技术创新,进而加快实现农业绿色全要素生产率提升;二是中部地区农业经营者思想更为保守,农业保险化解风险的功效对其作用更不敏感,因此中部地区农业保险发展水平对农业绿色全要素生产率推动作用更不明显;三是西部地区经济基础薄弱,从事农业生产的人员较多,而农业保险发展水平反而会进一步刺激非农生产者进入农业,从而导致农业生产经营效率下降,农业污染排放增加,进而降低了农业绿色全要素生产率水平。

5.4.2 生产结构异质分析

考虑到不同的农业生产结构会导致不同的环境效应,进而会对农业绿色全要素生产率增长产生不同的影响。为此,本文根据财政部 2003 年划定的粮食主产区和非粮食主产区两个大类分别对农业绿色全要素生产率进行分样本回归,具体结果如表 6 列 (4) 至列 (5) 所示。其中,列 (4) 为 13 个省份粮食主产区的回归结果,列 (5) 为 17 个省份粮食非主产区的回归结果。从结果可以发现,相较于粮食主产区,非粮食主产区的农业保险发展水平对农业绿色全要素生产率推动作用较大。造成该结果的可能原因:一方面,粮食主产区"趋粮化"现象明显,农业保险发展水平通过扩大经营规模和调整种植结构对农业绿色全要素生产率提升空间有限;另一方面,非粮食主产区农地较为分散、生态环境较差、政策扶持力度较小,因此,在该区域推广

农业保险更有利于农业经营者扩大经营规模、调整种植结构和采用绿色环保技术,进而对农业绿色全要素生产率的推动作用更为明显。

农业绿色全要素生产率	东部地区	中部地区	西部地区	粮食主产区	非粮食主产区
(gtfp)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
insurance	0.057***	0.084	-0.074**	0.045**	0.110***
	(0.017)	(0.046)	(0.030)	(0.014)	(0.030)
agov	2. 104**	0.382	-1.072	1.201	-0.840
	(0.743)	(1.981)	(2.570)	(0.856)	(1.874)
open	-0.168	-o. 171	0.232	0.491***	0.010
	(0.143)	(1.095)	(0.260)	(0.114)	(0.124)
human	0.102***	0.130*	0.046	0.144***	0.053
	(0.027)	(0.060)	(0.050)	(0.033)	(0.049)
income	0.056	0.242**	0.427*	0.192**	0.236
	(0.075)	(0.098)	(0.218)	(0.077)	(0.147)
dar	0.091*	-0.184	-0.285**	-0.162	-0.078
	(0.049)	(0.146)	(0.113)	(0.113)	(0.100)
water	-0.191	-1.005*	0.629	-0.251	0.010
	(0.427)	(0.477)	(0.592)	(0.273)	(0.348)
常数项	-0.845	-2.649***	─3 . 481**	-2.204***	−1. 783 *
	(0.901)	(0.747)	(1. 271)	(0.455)	(1.018)
年份效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本容量	143	104	143	169	221
R^{2}	0.859	0.728	0.826	0.774	0.796
地区数	11	8	11	13	17

表 6 异质性分析

6 影响机制分析

前文已验证农业保险发展水平会显著提升农业绿色全要素生产率。基于此,本部分将以农业经营规模、 种植结构、技术创新为中介变量,通过构建中介效应模型进行实证检验。

6.1 中介效应模型构建

借鉴温忠麟等^[25]采用的中介效应检验处理方法,本文将构建如下中介效应检验步骤:①以农业绿色全要素生产率为被解释变量,农业保险发展水平为解释变量进行实证检验。②分别以农业经营规模、农业种植结构、农业技术创新3个中介变量为被解释变量,以农业保险发展水平为解释变量进行回归分析。③将农业保险发展水平与中介变量(农业经营规模、农业种植结构、农业技术创新)同时纳入实证模型中进行回归分析。本文中介效应基本模型具体采用以下回归方程描述:

$$gtfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 insurance_{it} + \beta_2 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it}$$
(5)

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 insurance_{it} + \alpha_2 X_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$
 (6)

$$gtfp_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 insurance_{it} + \varphi_2 M_{it} + \varphi_3 X_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$
(7)

根据中介效应检验步骤,若式(5)至式(7)中系数 β_1 、 φ_1 均显著,且系数 φ_1 较 β_1 变小或显著性水平下降,表明中介效应存在。此外,式(5)至式(7)中除M表示中介变量外,其他变量含义与式(4)相

— 79 —

同。本文借鉴马九节等[16]的做法,以人均农作物播种面积表示农业经营规模;采用葛继红和周曙东[9]的处理,以粮食作物播种面积占农作物总播种面积的比重来衡量农业种植结构;借鉴杨义武和林万龙^[26]的做法,采用各省份农业发明专利授权量的自然对数来表示农业技术创新水平。其中,农业经营规模数据来源于《中国农村统计年鉴》;农业种植结构数据来源于《中国农业年鉴》;农业技术创新数据来源于中国国家知识产权局的专利数据库。

6.2 作用机制分析

从表 7 的列 (2)、列 (4)、列 (6) 可以发现,农业保险发展水平对扩大农业经营规模、调整农业种植结构以及促进农业技术创新具有显著正向影响;表 7 的列 (3)、列 (5)、列 (7)表明,农业经营规模扩大和农业种植结构调整显著地提升了农业绿色全要素生产率,但农业技术创新对农业绿色全要素生产率增长存在时间滞后效应。综合表 7 的列 (2)至列 (7)可以得出,农业经营规模和农业种植结构是农业保险发展水平促进农业绿色全要素生产率提升的有效途径,但农业技术创新的传导路径有待进一步验证。由表 7 的 Sobel 检验 Z 值结果可知,农业经营规模、农业种植结构和农业技术创是有效的中介渠道。进一步对中介效应进行量化分解可得,扩大农业经营规模的中介效应占比为 46.16%,调整种植结构的中介效应占比为 44.61%,推动技术创新的中介效应占比为 9.23%。综上可发现,农业保险发展水平依次通过扩大农业经营规模、调整种植结构和推动农业新技术等途径,有效地降低了农业面源污染和碳排水平,进而实现了农业绿色全要素生产率提升。

	基准回归	农业组	A. 营规模	农业科	植结构	农业技	术创新
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	gtfp	М	gtfp	M	gtfp	l. M	gtfp
insurance	0.052***	0.065**	0.022	0. 232***	0.023	0.111***	0.046**
	(0.017)	(0.025)	(0.021)	(0.051)	(0.019)	(0.043)	(0.018)
M			0.468***		0.126***		
			(0.064)		(0.035)		
l.M							0.054**
							(0.021)
常数项	-2.388***	2. 151***	-3.396***	-4.720***	-1.795***	-9.044***	-1.921***
	(0.623)	(0.749)	(0.443)	(1.656)	(0.520)	(1.308)	(0.614)
控制变量	已控制						
年份效应	已控制						
个体效应	已控制						
N	390	390	390	390	390	360	360
R^{2}	0.797	0.975	0.832	0.979	0.805	0.783	0.798
Sobel 检验 Z 值			3.831		3.352		1.822

表 7 作用机制分析

注:M 表示中介变量的总称。列(2)中的 M 表示农业经营规模,列(4)中的 M 表示农业种植结构,列(6)中的 M 表示农业技术创新。

7 结论与启示

本文基于 2007—2019 年中国 30 个省份 (除港澳台和西藏外) 的农业面板数据,采用 SBM 模型和 GML 指数方法测度农业绿色全要素生产率,并实证检验了农业保险发展水平对农业绿色全要素生产率增长的影响及作用机制。结果表明:第一,从总体上看,农业保险发展水平对农业绿色全要素生产率具有显著的正向促进作用,平均每增长 1%的农业保费收入会促进该地区农业绿色全要素生产率增长 0.052 个百分点。第二,从异质性角度看,农业保险发展水平对农业绿色全要素生产率的影响存在地区和生产结构的异质性。其中,在地区异质方面,农业保险发展水平对东部地区农业绿色全要素生产率产生了显著的正向促进作用、对中部地区农业绿色全要素生产率则产生了显著的负向抑制作

用;在生产结构异质方面,相较于粮食主产区,农业保险发展水平对非粮食主产区农业绿色全要素生产率的推动作用更为显著;第三,从作用机制上看,农业经营规模、农业种植结构调整和农业技术创新是农业保险发展水平推动农业绿色全要素生产率提升的重要中介路径,且在作用程度上呈依次递减。

基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:第一,加大农业保险外部支持力度,逐步削弱农业环境负向效应。一方面,进一步扩大财政对农业保费的补贴品种、区域、比例及补贴对象的范围,切实减轻农户的保费负担,逐步增强农业保险的覆密度;另一方面,加快农业数据信息平台建设,并使其成为政府管理农业保险的一个重要工具,从而更好地发挥农业保险的保障效应,进而削弱农业生产经营活动对环境的负向影响。第二,提高农业保险普及利用水平,全面优化农业绿色生产率提升路径。从供给侧方面,加快支持依法设立农业保险机构,进一步简化农业保险理赔手续,不断提高农业保险机构整体运营效率。从需求侧方面,通过普及农业保险意识、保险知识和保险理念,积极引导农户积极参与农业保险活动。针对中西部地区和粮食主产区,要进一步通过供需两侧多措并举来提高农业保险的综合利用水平,进而通过扩大规模经营、优化种植结构以及加快技术创新步伐等路径来提升农业绿色全要素生产率。第三,探索开发绿色农业保险项目,不断加快农业绿色技术推广应用。通过增加财政补贴形式,支持农业保险机构探索开发农业绿色低碳技术保险、农用化学品减量增效保险、农业污染责任保险、农业碳汇价格保险等诸多新型绿色农业保险项目,从而加快农业绿色技术的应用和推广,进而减少农业生产对资源环境的过度依赖,最终实现农业绿色全要素生产率持续增长。

参考文献

- [1] 高国荣. 试析农业史与环境史的区别: 以 20 世纪中美两国的相关研究为例 [J]. 社会科学战线, 2019 (9): 118-134.
- [2] 国家统计局. 新中国 70 周年农业产业发展报告 [EB/OL]. (2019-09-06) [2021-09-27]. https://www.sohu.com/a/339344897_809758.
- [3] 李波,张俊飚,李海鹏.中国农业碳排放时空特征及影响因素分解[J].中国人口·资源与环境,2011(8):80-86.
- [4] 中华人民共和国生态环境部,国家统计局,中华人民共和国农业农村部.第二次全国污染源普查公报 [EB/OL]. (2020-06-10) [2021-10-08].http://www.gov.cn/xinwen/2020-06/10/content_5518391.htm.
- [5] 黄炎忠,罗小锋,李容容,等.农户认知,外部环境与绿色农业生产意愿:基于湖北省 632 个农户调研数据 [J].长江流域资源与环境,2018 (3):680-687.
- [6] WONG H L, WEI X, KAHSAY H B, et al. Effects of input vouchers and rainfall insurance on agricultural production and household welfare: experimental evidence from northern Ethiopia [J]. World Development, 2020, 13 (5): 105074.
- [7] 展凯,朱少芬,苏晓坚.农业保险保费补贴政策的减贫效应及其区域异质性[J].财经理论与实践,2016(5):42-49.
- [8] SIHEM. Agricultural insurance-agricultural productivity nexus: evidence from international data [J]. Journal of Service Science Research, 2017, 13 (2): 147-178.
- [9] 葛继红,周曙东.农业面源污染的经济影响因素分析:基于 1978—2009 年的江苏省数据 [J].中国农村经济,2011 (5):72-81.
- [10] 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):70-77,162-163.
- [11] 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.
- [12] 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.
- [13] QUIGGIN J C, KARAGIANNIS G, STANTON J. Crop insurance and crop production: an empirical study of moral hazard and adverse selection [J]. Australian Journal of Agricultural Economics, 1993, 37 (2): 935-949.
- [14] 钟甫宁,宁满秀,苗齐.农业保险与农用化学品施用关系研究:对新疆玛纳斯河流域农户的经验分析[J].经济学(季刊),2007(1):291-308.
- [15] 罗向明,张伟,谭莹.政策性农业保险的环境效应与绿色补贴模式[J].农村经济,2016(11):13-21.
- [16] 马九杰,杨晨,崔恒瑜,等.农业保险的环境效应及影响机制.从中国化肥面源污染视角的考察[J].保险研究,2021 (9):41-61.

— 81 —

- [17] 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):105-112.
- [18] 庹国柱,张峭.论我国农业保险的政策目标[J].保险研究,2018 (7):7-15.
- [19] 张明礼,杨浩,高明,等.利用137Cs示踪技术研究滇池流域土壤侵蚀[J].土壤学报,2008,45(6):1017-1025.
- [20] TONE K . A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis [J] . European Journal of Operational Research, 2001, 130 (3): 498-509.
- [21] 田云, 张俊飚, 李波. 中国农业碳排放研究: 测算, 时空比较及脱钩效应 [J]. 资源科学, 2012 (11): 2097-2105.
- [22] 赖斯芸,杜鹏飞,陈吉宁.基于单元分析的非点源污染调查评估方法[J].清华大学学报(自然科学版),2004(9): 1184-1187.
- [23] 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 (5):21-30.
- [24] 徐婷婷, 陈先洁. 农村普惠保险减贫的机制及空间效应研究[J]. 保险研究, 2021 (1): 3-21.
- [25] 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):111-117.
- [26] 杨义武,林万龙.农业科技创新、空间关联与农民增收:基于中国省级面板数据的检验[J].经济科学,2016(5):45-57.

Agricultural Insurance and Agricultural Green Total Factor Productivity: Internal Mechanism and Empirical Test ZHOU Fafa ZHENG Yi LI Junlong

Abstract: The green development of agriculture is an inevitable requirement to implement the new development concept and promote the structural reform of the agricultural supply side. Based on the panel data system of 30 provinces in China from 2007 to 2019, this paper examines the impact and role path of agricultural insurance on agricultural green total factor productivity. The research shows that: First, agricultural insurance has a significant effect on improving agricultural green total factor productivity. Second, the heterogeneity analysis shows that the effect of agricultural insurance on the improvement of agricultural green total factor productivity is mainly reflected in the eastern region and non-food producing areas. Third, the mechanism test shows that agricultural insurance can indirectly promote the improvement of agricultural green total factor productivity by expanding the scale of agricultural operations, promoting agricultural technological innovation, and adjusting the agricultural planting structure. Finally, from the perspective of agricultural insurance development, relevant countermeasures and suggestions to promote the growth of agricultural green total factor productivity are put forward.

Keywords: Agricultural Insurance; Agricultural Green Total Factor Productivity; Mechanism

(责任编辑 卫晋津 张雪娇)