

吕 薇. 地方政府发展农业保险的激励问题实证研究[J]. 江苏农业科学, 2019, 47(22): 321–325.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2019.22.073

地方政府发展农业保险的激励问题实证研究

吕 薇

(上海东海职业技术学院经管学院, 上海 200241)

摘要:通过探讨地方政府发展农业保险的激励问题,为地方农业保险的发展提供借鉴思路。选取近年来各省具体数据构建数学模型,对政府财政分权制度、异质性区域的财政竞争情况和专项转移支付 3 个方面进行回归分析,研究地方政府对农业保险的影响。结果显示,地方农业资产的固定投资对保险财政未产生明显负面影响,反而能通过财政分权制度的牵引,共同促进农业保险的激励;在区域农业保险分配方面,地方政府没有明显偏向;总体的保险市场发展状况与地方农保具有密切联系。因此,地方政府应根据空间异质性特征完善保险激励体系,从而帮助农业保险市场健康发展。

关键词:激励体系;农业保险;地方政府;空间异质性;财政分权制度;相关性

中图分类号: F840.66 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2019)22-0321-05

现如今,各国政府为了推动农业生产的发展,确保资本向农业领域投入,普遍采取公共财政补贴作为扶持和拉动农业发展的方式,以分担发展农业的多重风险,促进农业保险为其保驾护航。2007 年,我国政府也将财政补贴政策推上了战略高位,对发展农业保险起到了重大推动作用。就目前来看,一方面,虽然中央与各地方政府采取了联动补贴措施,但财政补贴的总水平与发达国家相比还相对较低;另一方面,各级政府补贴占据总保费的份额过大。由此可见,现有的补贴机制仍然不够完善,地方政府的政策偏向对区域农保产出具有重要影响。

整体来看,我国公共财政对农业保险的补贴项目有很多,例如为了提高广大农户的积极性,对农户补贴一定的保费;为

促进农保机构的发展,采取管理费用和再保险的补贴措施;此外,还存在研发农业技术培训补贴、农业技术推广补贴等。然而对地方来说,地方政府的保险补贴只占总补贴 2%。各地区农业虽具有异质化特征,农业保险的发展却存在相似的情形。通过对近年来各区域农业保险补贴的人均支出指数的研究,对比补贴支出偏差程度,可以发现各省财政补贴的偏离程度逐渐拉近(表 1)。

地方农业保险补贴分别按照中部、东部、西部区内的人口平均数计算。 $T = \sum_{i=1}^K \frac{S_{ik}}{S_i} \ln \left(\frac{S_{ik}/S_i}{P_{ik}/P_i} \right)$, P_i 为 i 区内农村人口, S_i 为 i 区内农保财政补贴, P_{ik} 为 i 区内 k 省份农村人口, S_{ik} 为 i 区内 k 省份农保财政补贴; i 为区域数量,且取值为 1, 2, 3; k 为各区域包含省份的数量,且 $K=11$ 。

泰尔指数趋势表明,3 个区域间偏离程度越接近,说明各地在执行农业保险的相关政策时,采用的激励体系相近,发展农保的行动中存在同质化现象(图 1)。

因此,在现行的财政体系下,地方农业保险具有明显的总量约束和偏差缩小趋势。为研究地方政府对发展农业保险的

收稿日期:2018-07-05

基金项目:上海市高职高专教学研究课题(编号:A-ZJ-2016-016)。

作者简介:吕 薇(1984—),女,上海人,硕士,讲师,从事会计信息化、财务管理、农村经济管理等研究。E-mail:suel74@163.com。

[7] Gerbens-Leenes W, Nonhebel S. Food and land use; the influence of consumption patterns on the use of agricultural resources [J]. *Appetite*, 2005, 45(1): 24–31.

[8] Kastner T, Rivasam J I, Koche W, et al. Global changes in diets and the consequences for land for food [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2012, 109(18): 6868–6872.

[9] Hubacek K, Guan D B, Barrett J, et al. Environmental implications of urbanization and lifestyle change in China: ecological and water footprints [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2009, 17(14): 1241–1248.

[10] 吴 燕, 王效科, 逯 非. 北京市居民食物消耗生态足迹和水足迹 [J]. *资源科学*, 2011, 33(6): 1145–1152.

[11] 郭 华, 蔡建明, 杨振山. 城市食物生态足迹的测算模型及实证分析 [J]. *自然资源学报*, 2013, 28(3): 417–425.

[12] 张 丹, 成升魁, 高利伟, 等. 城市餐饮业食物浪费的生态足

迹——以北京市为例 [J]. *资源科学*, 2016, 38(1): 10–18.

[13] 曹淑艳, 谢高地. 城镇居民食物消费的生态足迹及生态文明程度评价 [J]. *自然资源学报*, 2016, 31(7): 1073–1085.

[14] 陈文辉, 谢高地, 张昌顺, 等. 北京市消耗食物生态足迹距离 [J]. *生态学报*, 2016, 36(4): 904–914.

[15] Xie G D, Chen W H, Cao S Y, et al. The outward extension of an ecological footprint in city expansion: the case of Beijing [J]. *Sustainability*, 2014, 6(12): 9371–9386.

[16] 张少春, 闵 师, 马 瑞. 城市化、食物消费转型及其生态环境影响 [J]. *城市发展研究*, 2018, 25(3): 13–20.

[17] 刘 东, 封志明, 杨艳昭, 等. 中国粮食生产发展特征及土地资源承载力空间格局现状 [J]. *农业工程学报*, 2011, 27(7): 1–6, 398.

[18] 陈 强. 高级计量经济学及 stata 应用 [M]. 北京: 高等教育出版社, 2010.

表 1 各区域农业保险地方补贴人均支出偏差比较

年份	CV			MLD			T		
	中部	东部	西部	中部	东部	西部	中部	东部	西部
2009	1.023 2	1.619 9	1.546 8	0.253 2	0.356 5	0.374 1	0.405 2	0.637 4	0.846 5
2010	0.778 5	1.432 1	1.695 1	0.182 2	0.289 5	0.462 5	0.246 5	0.462 5	0.893 2
2011	0.835 1	1.536 1	1.699 0	0.230 5	0.315 2	0.543 6	0.347 8	0.537 8	0.954 7
2012	0.675 8	1.424 4	1.298 4	0.126 5	0.305 4	0.239 9	0.204 4	0.514 7	0.656 3
2013	0.608 8	1.213 2	1.096 3	0.065 9	0.225 4	0.214 4	0.124 3	0.319 9	0.517 4
2014	0.668 5	0.958 7	1.138 0	0.068 5	0.163 3	0.210 0	0.117 4	0.209 1	0.514 1
2015	0.613 2	0.872 2	1.105 1	0.072 5	0.136 4	0.186 5	0.126 5	0.193 2	0.426 5
2016	0.616 6	0.789 6	0.953 6	0.070 6	0.118 0	0.155 0	0.113 2	0.148 1	0.354 9
2017	0.639 0	0.823 1	0.857 7	0.088 7	0.117 3	0.133 4	0.124 0	0.130 4	0.254 1

注:CV 为变异系数,MLD 为均值偏差对数指数,T 为泰尔指数。

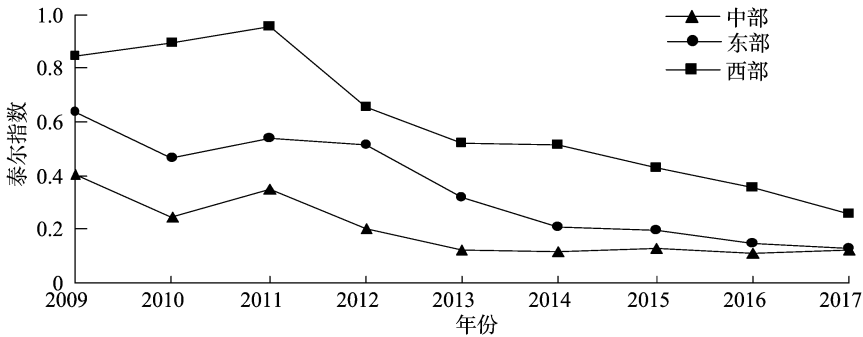


图1 各区域农业保险补贴泰尔指数趋势

激励作用,本研究选取 2005—2017 年的省级数据,从以下 3 个方面构建计量模型,即政府财政分权制度、不同区域的财政竞争及农业投资情况、保险市场发育程度对农业保险产出的影响,探讨影响政府财政偏向的因素。

1 现状综述和研究假说

农业是我国的基础产业,在大众生活和国家发展中起着类似稳定器的重要作用。我国从 1994 年开始实施财政分权制度,财政分权理论始终不可避免地影响着农业的经济状态。曾婧等通过指数分析法得出,相对于技术条件和产业规模,政府干预对农业经济的影响更大^[1]。

我国农业保险补贴主要由中央财政、地方财政、农户共同承担。中央只有在地方财政部门 and 农户按比例承担保费的前提下,才会给予资金支持。所以,普及农业保险的责任首先落到了各地方政府的肩上^[2]。在全国各省(市、区)的农业保险政策落实过程中,地方政府对农业保险的补贴分为固定比例、区域差异、自行协商 3 种分摊类型^[3]。由于区域农业异质性,这些分摊类型都具有局限性,易使地方政府只重视财政投资而忽略民生问题。而农业保险财政补贴的产出弹性只有维持在一定范围内,补贴效率才会达到最优^[4]。因此,政策性农业保险的实施会激励农民生产决策,提高被保险农产品的预期收益,从而使农业生产方式由传统型向现代型转变^[5]。

自 2013 年国家出台《农业保险条例》并实施以来,我国农业保险行业取得了长足的发展,就我国的特殊国情而言,以政策性规制保障财政支出农业保险的制度,是管控农业风险的有效手段^[6]。财政支出包括生产性公共服务支出和非生产性公共服务支出,鉴于农业保险属于非生产性财政支出,所

以易被政府选择偏向引导。中央补贴具有行业促进作用,而地方政府的农业保险行业普遍处于区域性差异下的各自为政状态。地方政府对中央财政的依赖程度越低,本身的财政自主性就越强^[7]。因此中央财政制度的改革往往难以预防和弥补地方政府财政支出行为带来的损失^[8]。

本研究以供给侧改革为背景,从财政分权制度出发分析地方政府对农业保险的激励作用。分析如下:(1)总体来看,地方政府轻视民生工程投入的现象普遍存在,农业保险财政分配不合理,投资力度有待加强,农业保险市场存在巨大潜力,但在激励政策的引导下各地政府间的激烈竞争和财政分权体制对农业保险市场具有利好作用,能有效促进我国农保的发展。农业保险是民生产业,但地方政府对此认识不深刻。此外,地方农业产值、农业规模、地方财政等区域异质性因素也影响着地方政府的财政投资偏向。(2)近年来农村土地利用效率提升,国家对农业投资力度加大,并大力鼓励新型现代化农业发展,由此促进农民对农业保险的需求,相邻地方政府间的竞争也是影响因素之一。因此农业保险投资状况与地方政府财政偏向、决策公平性与决策效率具有显著相关性。(3)保险市场是农保实施的主体。农业保险市场除了受保险公司主体能力和经营状况影响以外,更受到市场效率优势的影响,但地方不同,保险市场层次结构对农业保险影响效果也有所不同。

据以上分析提出假设:

假设一:地方政府受财政分权制度影响,具备发展农业保险的内在动力,但由于存在区域异质性,各地具有特征差异。

假设二:政府间竞争和农业投资促进农保支出,但财政分权制度与农业投资交叉影响,对农业保险发展有非固定干扰。

假设三:地方保险市场结构和效率与农业保险产出量具有一定相关性。

2 验证与分析

2.1 指标选定与模型构建

在以上分析的基础上进行模型构建,选定以下指标:(1)为反映央地两级政府财政分权程度,引入各省财政支出与中央预算财政支出的比值——财政分权指数($cfdi$)^[9]。(2)为反映政府间农业投资的竞争和地方对现代农业的投资强度,引入各地人均农业固定资产投资额度与全国人均农业固定资产投资额度的比值——地方农业投入指标($cfin$)。(3)地方农业投入和财政分权两者之间的内生关系和交互性不可忽略,特设定两者的叠加指数(ff)。(4)按照地方农业人口计算人均保费额,反映农业人口参加保险的程度,即引入保险密度 Insurance Density($iden$)。(5)整体保险市场的效率与农业保险市场相关,故引入保险密度的平方($iden^2$)。

选定解释变量:(1)考虑农业结构和规模的影响,选取农业保险产出指标($adep$),即地方农业保费与人均生产总值的比值。(2)考虑财政制度的影响,引入以下控制变量:①农化

指数($agdp$):农业产业生产总值与地方总产值的比值;②地方农业受灾频率($arate$);③财政自供给效率($frate$):公共预算支出与公共预算收入的比值;④时间变量 $y07$ (2007 年之前设定为 0,之后设定为 1), $y13$ (2013 年之前设定为 0,之后设定为 1),以验证政策出台对地方农业保险的激励作用。

基于动态面板数据模型的系统 GMM 实施的研究^[10],构建以下模型:

$$adep_{ab} = \alpha_{ab} + \beta_1 cfdi_{ab} + \beta_2 ffin_{ab} + \gamma_1 iden_{ab} + \gamma_2 iden_{ab}^2 + \rho M + \mu + \xi。$$

模型中, a 表示第 a 省份, b 表示第 b 年, α_{ab} 表示截距, β_1 、 β_2 和 γ_1 、 γ_2 分别表示对应解释变量的系数, ρ 表示对应控制变量的系数, μ 表示与时间地点变化不相关且难以测度的误差, ξ 表示随机误差。

2.2 数据描述和统计结果

本研究选取中国官方数据统计结果,截取 2005—2017 年的各省份数据,用专业数据统计软件 Stata 14.0 建模进行检验。中部与西部补贴政策和政府行动均相似,为对比不同样本量的估测结果,将中西部共 500 个样本合并估计,并做出估计检测。主要变量统计见表 2。

表 2 500 个样本主要变量统计

变量	均值 M	方差 S^2	最小值	最大值
$cfdi$	5.471 562	3.541 564	1.471 223	22.986 26
$cfin$	1.095 487	0.679 584	0.010 021	4.265 773
$arate$	0.215 411	0.136 865	0.008 547	0.925 471
$frate$	0.508 745	0.199 874	0.064 821	0.962 314
$adep$	0.005 421	0.008 745	0.000 000	0.049 835
$agdp$	0.125 611	0.054 685	0.003 244	0.368 454
$iden$	1 018.147	998.453	52.004	850.200
$y07$	0.075 846	0.267 461	0.000 000	1.000 000
$y13$	0.074 541	0.266 784	0.000 000	1.000 000
ff	0.073 312	2.275 124	-8.062 62	9.751 421

其中,方差计算公式为

$$S^2 = \frac{(x_1 - M)^2 + (x_2 - M)^2 + (x_3 - M)^2 + \cdots + (x_n - M)^2}{n}。$$

式中: x_n 为第 n 个样本的变量值, $n \in [1, 500]$ 。

模型构建需测度变量间的线性关系,引入 Pearson 相关系数。此系数用来测定 2 个数据集是否在一条线上。当 2 个变量都是连续正态变量并呈线性关系时,一般用积差相关系数表现两者间的相关程度。系数的绝对值越接近 1,相关性越强。

为检验变量之间是否存在多重共线性问题,通常需要计算方差膨胀因子(VIF)。方差膨胀因子是解释变量之间存在多重共线性时的方差与不存在多重共线性时的方差之比。共线性严重程度和 VIF 值成正比。经验判断表明,当 VIF 超过 100,表示存在严重多重共线性;当 VIF 处于 10~100 之间,表示存在较强多重共线性;当 VIF 小于 10,表明不存在多重共线性。

表 3 列出相关系数和 VIF 的具体数值。Pearson 相关系数的取值处于 0.4~0.6 之间,VIF 均小于 10,表明合变量间不存在多重共线性。

2.3 结果与分析

2.3.1 整体估测回归分析 为验证假设,设定 6 个模型对整

体样本进行回归分析。首先设定 2 个随机模型——模型一和模型二。其中,模型一只考虑 $cfdi$ 与 $adep$ 的回归结果,模型二考虑 $cfdi$ 和 $cfin$ 分别与 $adep$ 之间的回归结果。而后设置 4 个固定模型——模型三至模型六,逐步引入 ff 、 $iden$ 、 $iden^2$ 、 $arate$ 、 $frate$ 、 $agdp$ 、时间变量等因素。结果如表 4 所示。

由表 4 可知,随机模型一和模型二选择合理,可以顺应 3 个假设的条件。模型三至模型六等固定模型的 Hausman 结果均能一定程度上拒绝原假设。分析得出以下结论:(1) $cfdi$ 对 $adep$ 有正面作用,但显著性水平不够明显,因此 $cfdi$ 对农业保险发展有显著且稳定的促进作用,验证了假设一。(2) $cfin$ 在模型二、三、四、六中显著性水平数值很低,说明农业投入与农业保险发展不具有显著相关性。 ff 在模型三和模型四中的显著性水平不一致,但在引入更多变量的模型五和模型六中,显著性检验水平均大于 1%。说明农业投入和财政分权度结合对农业保险的发展有促进作用,农业投入强度越大,财政分权度对农业保险的影响就越大,部分验证了假设二。(3)总体来看,加入更多控制变量后,模型三至模型六的 $adep$ 逐步提升,模型五和模型六的 ff 显著性水平均为正,表示 ff 对农业保险具有显著的正向作用,且 $iden$ 和 $iden^2$ 的显著性水平也超过 1%,表明保险市场对农业保险影响显著,验证了

表 3 控制变量的 Pearson 相关系数及方差膨胀因子数值

变量	相关系数										VIF
	<i>adep</i>	<i>cfdi</i>	<i>iden</i>	<i>cfin</i>	<i>arate</i>	<i>frate</i>	<i>agdp</i>	<i>y07</i>	<i>y13</i>	<i>ff</i>	
<i>adep</i>	1										—
<i>cfdi</i>	0.623	1									2.01
<i>iden</i>	0.782	0.502	1								2.35
<i>cfin</i>	-0.007	0.031	-0.298	1							1.88
<i>arate</i>	-0.301	-0.312	-0.330	0.233	1						1.32
<i>frate</i>	0.170	-0.014	0.564	-0.463	-0.260	1					2.96
<i>agdp</i>	-0.222	-0.199	-0.478	0.146	0.114	-0.732	1				2.41
<i>y07</i>	-0.102	-0.130	-0.130	0.010	0.193	0.039	-0.091	1			1.78
<i>y13</i>	0.100	0.142	0.088	0.001	-0.075	0.018	0.081	-0.090	1		1.86
<i>ff</i>	-0.374	-0.078	-0.561	0.195	0.142	-0.404	0.234	-0.011	0.040	1	1.44

表 4 500 样本整体估测回归

项目	模型一(随机)	模型二(随机)	模型三(固定)	模型四(固定)	模型五(固定)	模型六(固定)
	<i>adep</i>	<i>adep</i>	<i>adep</i>	<i>adep</i>	<i>adep</i>	<i>adep</i>
<i>cfdi</i>	0.001 56	0.000 51	0.001 77	0.001 01	0.000 84	0.000 41
<i>cfdi</i> (α)	16.371 54	15.936 49	15.964 44	9.075 15	6.016 54	2.156 16
<i>cfin</i>		-0.001 01	-0.000 88	-0.000 98		-0.000 19
<i>cfin</i> (α)		-2.035 11	-1.785 54	-1.762 16		-0.685 77
<i>ff</i>			-0.000 64		0.000 48	0.000 66
<i>ff</i> (α)			-2.011 33		4.132 55	3.983 22
<i>iden</i>				0.000 00	0.000 00	0.000 00
<i>iden</i> (α)				5.151 65	5.166 54	6.842 16
<i>iden</i> ²				0.000 00	0.000 00	0.000 00
<i>iden</i> ² (α)				6.146 62	6.874 11	6.164 14
<i>arate</i>				0.000 87	0.001 98	0.002 01
<i>arate</i> (α)				0.613 64	0.865 94	0.852 51
<i>frate</i>				-0.007 78	-0.004 85	-0.006 10
<i>frate</i> (α)				-1.464 14	-1.418 78	-1.010 68
<i>agdp</i>				-0.006 58	-0.006 56	-0.014 84
<i>agdp</i> (α)				-3.056 84	-1.954 03	-1.472 62
<i>y07</i>				0.000 35	0.000 41	0.000 33
<i>y07</i> (α)				0.515 45	0.722 55	0.566 52
<i>y13</i>				0.000 69	0.000 72	0.001 77
<i>y13</i> (α)				1.454 10	1.323 15	1.803 12
<i>_cons</i>	-0.004 01	-0.003 50	-0.000 62	0.004 21	0.000 70	0.001 10
<i>_cons</i> (α)	-3.548 14	-2.148 91	-2.032 14	0.990 35	0.265 25	0.593 25
<i>r</i> ²			0.351 61	0.683 26	0.703 22	0.703 15
<i>r</i> ² _a			0.385 18	0.676 56	0.702 35	0.672 62
<i>F</i> 值			68.156 42	85.326 51	88.154 65	74.120 30
Hausman test	1.32(0.549)	1.20(0.747)	38.98(0.00)	28.64(0.00)	24.15(0.00)	31.01(0.00)

注:最后一行括号中数值是对应模型 *adep* 的 Hansman 检验的 *P* 值。

假设三。

2.3.2 分样本估测回归分析 表 5 为不同区域省份估计数值对比(前文已提到,将中西部省份数值合并估计)。从表 5 中可以看出,东部与中西部样本值不同,样本值越大,模型中 *adep* 的数值越有说服力,说明逐步引入的变量对结果有显著影响。对比分析得出:(1)东部地区的 *cfdi* 显著性水平只有模型六为负,其余均超过 6%,影响显著。中西部地区模型中的 *cfdi* 均为正,说明财政分权指数对农业保险具有显著且稳定的正面作用,验证了假设一。(2)东部地区的 *ff* 和 *cfin* 显著性水平正负不一致,而中西部地区模型中的 *cfin* 显著性水

平均为负,*ff* 却呈现显著正面影响,验证了部分假设二。(3)中西部 *iden*² 显著性水平为负,说明保险市场发展与农业保险或存在负相关关系。假如整体保险市场发展不完备或存在结构层次不均衡的状况,农业保险经营也会受到相应的负面影响。此外,东部地区的模型六中,*frate* 显著性水平为负,说明地方政府的农业保险财政支出与财政自给率存在负面联系,地方政府的财政决策更具灵活性。

2.3.3 用工具变量估测法降低估测偏差 模型构建过程中不可避免会产生估测偏差,本研究采用工具变量估计法降低估测误差。工具变量选定 *cfdi* 和 *cfin* 的前 1 期数值。*cfdi* 和

cfin 的相邻期值会相互影响,但此二者不受前 1 期数值影响,因此 *cfdi* 和 *cfin* 具有外生性,且与内在变量之间存在相关性,说明选取合理。

工具变量的回归结果与原模型的回归结果相似,解释变量 *cfdi* 和 *cfin* 对 *adep* 的相关系数、回归系数和显著性水平均接近,说明本研究采取的估计方法和结果合理有效。

表 5 分样本估测回归对比

项目	模型一(随机)		模型二(随机)		模型三(固定)		模型六(固定)	
	东部	中西部	东部	中西部	东部	中西部	东部	中西部
样本值	170	300	170	300	170	300	170	300
变量	<i>adep</i>	<i>adep</i>	<i>adep</i>	<i>adep</i>	<i>adep</i>	<i>adep</i>	<i>adep</i>	<i>adep</i>
<i>cfdi</i>	0.023 26	0.001 69	0.005 41	0.001 69	0.005 62	0.002 32	-0.000 50	0.000 74
<i>cfdi</i> (α)	7.269 55	20.016 51	7.032 65	18.265 94	8.065 41	18.016 51	-1.800 61	8.065 54
<i>cfin</i>			-0.005 21	-0.000 88	-0.002 30	-0.000 77	0.000 35	-0.001 01
<i>cfin</i> (α)			-0.920 11	-1.826 25	-0.880 31	-0.901 84	0.595 42	-2.651 56
<i>ff</i>					-0.006 40	0.000 71	0.000 43	0.000 70
<i>ff</i> (α)					-6.156 41	5.131 32	0.598 55	5.065 54
<i>iden</i>							0.000 00	0.000 01
<i>iden</i> (α)							4.615 11	6.262 52
<i>iden</i> ²							0.000 00	-0.000 00
<i>iden</i> ² (α)							4.068 91	-4.665 51
<i>arate</i>							-0.005 20	0.003 51
<i>arate</i> (α)							-0.490 22	2.145 51
<i>frate</i>							-0.040 32	0.007 55
<i>frate</i> (α)							-3.418 56	1.872 10
<i>agdp</i>							0.065 98	-0.165 40
<i>agdp</i> (α)							0.703 25	-3.065 11
<i>y07</i>							0.000 87	0.000 74
<i>y07</i> (α)							0.065 64	0.806 35
<i>y13</i>							0.003 16	0.000 07
<i>y13</i> (α)							1.741 40	0.058 84
<i>_cons</i>	-0.007 84	-0.005 02	-0.002 65	-0.002 84	-0.008 41	-0.002 65	0.018 57	-0.005 85
<i>_cons</i> (α)	-4.004 85	-5.320 23	-2.836 22	-2.841 02	-3.952 22	-3.065 61	2.321 01	-1.916 32
<i>r</i> ²	0.306 31	0.580 34	0.289 55	0.615 44	0.401 77	0.610 14	0.710 25	0.781 62
<i>r</i> ² _a	0.205 14	0.503 25	0.240 03	0.543 26	0.340 35	0.584 47	0.662 11	0.710 21
<i>F</i> 值	47.265 44	310.000 00	28.065 55	170.000 00	28.064 44	190.000 00	34.544 85	58.154 44

4 结论

财政分权制度对农业保险产出有重要影响,财政分权度越大,对保险市场发展就越有利。地方农业资产的固定投资对农业保险发展未产生明显负面影响,反而能通过财政分权制度的牵引,共同促进农业保险的激励。在区域农业保险分配方面,地方政府未有明显偏向。总体的保险市场发展状况与地方农保具有明显同向联动,当整体保险市场发展不完备或存在结构层次不均衡状况时,农业保险也会受到相应的影响。此外,地方政府的农业保险财政支出与财政自供率存在负面联系,说明地方政府的财政决策更具灵活性。东部地区与中西部地区农业结构与产业规模不同,因而地方政府应根据空间异质性特征完善保险激励体系,重视农民需求,从而使农业保险市场在需求牵引下得到健康发展。

参考文献:

[1]曾 婧,张 红. 财政分权制度下的农业经济增长绩效研究[J]. 经济问题探索,2017(8):144-150.
[2]江生忠,贾士彬,江时鲲. 我国农业保险保费补贴效率及其影响

因素分析——基于 2010—2013 年省际面板数据[J]. 保险研究, 2015(12):67-77.
[3]肖卫东,张宝辉,贺 畅,等. 公共财政补贴农业保险:国际经验与中国实践[J]. 中国农村经济,2013(7):13-23.
[4]郑 军,朱甜甜. 经济效率和社会效率:农业保险财政补贴综合评价[J]. 金融经济研究,2014(3):88-97.
[5]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.
[6]庾国柱,朱俊生. 完善我国农业保险制度需要解决的几个重要问题[J]. 保险研究,2014(2):44-53.
[7]刘 璐,韩 浩,马文杰. 政府支农政策对农业保险需求的影响机制研究[J]. 农业经济问题,2016(10):31-40,110.
[8]振 东,汤玉刚. 专项转移支付与地方财政支出行为——以农村义务教育补助为例[M]. 经济研究,2016(4):47-59.
[9]徐国祥,龙 硕,李 波. 中国财政分权度指数的编制及其与增长、均等的关系研究[J]. 统计研究,2016(9):36-46.
[10]李雪松. 中国式分权、标尺竞争与财政农业支出——基于动态面板数据模型的系统 GMM 实施[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2013,19(4):38-43.