

河南省小麦保险费率厘定研究

杨晓煜 鞠荣华* 杨沛华 周俊玲 李晓峰

(中国农业大学 经济管理学院,北京 100083)

摘要 针对我国农作物保险实践中仍然使用“试探性”的经验费率而忽视纯费率研究的问题,使用经验费率法和正态分布、Weibull 分布及 Logistic 分布 3 种单产分布模型对河南省 5 市的小麦保险纯费率进行厘定。实证研究结果发现:焦作市的小麦单产服从正态分布,单产均值为 524 kg,纯保险费率为 1.77%;新乡市小麦单产服从 Weibull 分布,其单产均值为 458 kg,纯保险费率为 1.14%;而鹤壁市、洛阳市和驻马店市服从 Logistic 分布,其单产均值分别为 104、341 和 421 kg,据其测定的纯保险费率分别是 6.32%、4.70% 和 2.55%。实证研究结果表明,不同分布模型拟合出的费率不同,应该充分考虑不同地区小麦单产本身的真实分布状况选择最优的拟合分布模型;不同地区的小麦单产均值和保险费率有差异,各地一刀切的保险费率对参与保险的各方利益主体而言是不合理的。

关键词 小麦; 保险费率; 单产分布; 经验费率; 河南

中图分类号 F 842.6

文章编号 1007-4333(2012)03-0171-07

文献标志码 A

Wheat insurance premium ratemaking in Henan Province

YANG Xiao-yu, JU Rong-hua*, YANG Rui-hua, ZHOU Jun-ling, LI Xiao-feng

(College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract Considering the problem that tentative experienced insurance premium rates still being used, but the pure premium rate is neglected in the practice of the crop insurance in China, this paper used Normal distribution model, Weibull distribution model and Logistic distribution model to decide the wheat insurance premium rate of 5 districts in Henan Province. It was found that the wheat yield distribution of Jiaozuo district obeys Normal distribution, and wheat insurance unit yield is 524 kg, and insurance premium rate should be 1.77%; the wheat yield distribution of Xinxiang district obeys Weibull distribution, and wheat insurance unit yield is 458 kg, and insurance premium rate should be 1.14%; the wheat yields of Hebi, Luoyang and Zhumadian district obey Logistic distribution, and their wheat insurance unit yields are 104, 342, and 422 kg, respectively, accordingly their insurance premium rates are 6.32%, 4.70% and 2.55%, respectively. The empirical results shown that the insurance premium rate from different distribution models are different, so it is necessary to select the optimal distribution model according to the actual wheat yield distribution of different districts; moreover, average wheat yield and premium rate in various districts are different. Consequently, the same insurance premium is not proper for each party participated in the wheat insurance.

Key words wheat; insurance premium rate; yield distribution; experienced insurance premium rate; Henan

经过多年农业保险的实践和探索,我国在 2004 年开始推行政策性农业保险,在制度设立、模式选择和财政补贴等方面进行了试点探索。在此基础上按照政府引导、商业运作的政策性农业保险模式,中央财政从 2007 年开始主要在粮食主产区进行保费补贴试点,并在 2008 年将全部粮食主产省纳入其中,

对关乎国家粮食安全的重要农作物实施中央、省级、县级财政分担大部分保费予以补贴,其余部分由农户负担的政策。该政策对于启动农作物保险需求起到了明显的作用,但从当前发展状况看,农作物保险实践中仍使用“试探性”的经验费率,忽视了纯费率的决定,而纯费率却是决定财政补贴费率的直接依

收稿日期: 2011-12-16

基金项目: 国家自然科学基金项目(70973125)

第一作者: 杨晓煜,硕士研究生, E-mail: elfyoung1101@163.com

通讯作者: 鞠荣华,副教授,主要从事农村金融研究, E-mail: juronghua@yahoo.com.cn

据。保险费率确定的基本公式为:保险费率=纯费率+附加费率+成本利润率,其中纯费率就是多年平均损失率,附加费率是保险业务费用率,可以直接从账面查得,成本利润率是保险经营者获取的收益率。在保险费率的3个组成部分中,纯费率的确定最为困难,故计算保险费率的的关键在于纯费率的计算。

国外对保险费率的的研究较早,也较为系统深入。有研究认为美国农业保险在20世纪80年代问题成堆、农户参保率低的主要原因是费率制定不合理^[1]。也有研究认为解决保险中逆选择和道德风险这2个问题的办法是为不同风险程度的“人群”厘定合理的保险费率^[2]。保险费率的厘定就是确定损失发生概率和损失大小的过程,一般来说,确定损失发生概率更为重要。因此,在农业保险中,对单产风险的测算主要是对作物单产概率分布进行拟合的过程^[3]。目前,拟合作物单产分布的方法主要有参数法和非参数法2种,早期的研究集中在参数法上,最初的研究认为单产服从正态分布^[4],然而,学者们在对以往农作物单产分布模型进行分析以后,认为农作物单产是否服从正态分布取决于当地的条件^[5]。国外学者已提出了多种参数分布模型,如Beta分布^[6]、Gamma分布^[7]、Weibull分布^[8]、Burr分布^[9]、对数正态分布^[10]和双曲线反正旋分布^[11]等。有学者对单产分布的各类模型进行分级、排序,得出各个模型的偏度——峰度图^[5],为得到最优单产分布模型奠定了基础。有学者对相同的数据分别用Beta、Weibull、Normal和Logistic 4种不同的分布计算的平均赔付额(费率*保障标的额)从3.87~5.18美元不等^[8]。近年来,有研究利用非参数估计方法对作物单产分布进行拟合,Goodwin和Ker采用非参数核密度估计了县级水平上的农作物产量分布并计算了1995—1996年的小麦和大麦的保险费率^[12];2000年,他们又提出了适应性核密度算法,克服了对大样本数据的依赖^[13]。

我国关于保险费率的的研究时间不长,相关文献也较少。有研究指出农作物风险分区和费率分区是成功开展农作物保险必不可少的先期准备和基础工作^[14],丁少群^[15]在国内首次设计了农作物保险费率的应用公式。近年来,随着政府对农业保险的重视,国内学术界对农业保险的实证研究文献不断增加。邢鹏^[16]测定了中国及29个省市自治区主要粮食产品和主要经济作物产品的生产风险和社会损失率;王克等采用参数法对我国玉米主产区的生产风险进

行了分析^[17];以及王丽红等利用非参数核密度法对河北安国市玉米区域产量的保险费率进行了计算^[18]。

河南省是我国小麦产量最高的省份,小麦种植对河南农民收入和国家粮食安全具有重要意义,同时河南省地级市一级历年小麦产量数据较齐全,故选择河南省鹤壁、焦作、新乡、洛阳和驻马店5市1990—2009年共20年的小麦单产数据为样本^[19]。

根据河南省出台的《2010年农业保险工作方案》,洛阳市和驻马店市为河南的小麦保险试点市。目前河南小麦保险试点的保额为4665元/hm²(311元/亩),费率6%,保费270元/hm²(18元/亩)。本研究拟利用经验费率法与单产分布模型中的正态分布、Weibull分布和Logistic分布对河南省5市的小麦保险纯费率进行厘定,旨在检验河南省这五市的保险费率是否相同,全省统一的保险费率是否合理。

1 保险费率厘定方法

目前,农业保险费率的厘定方法主要有经验费率法和单产分布模型推导法。

1.1 经验费率法

经验费率法的基本思想是根据某种方法得到历年农作物产量的趋势值作为相应年度农作物产量的理论值,进而得到相应年度的农作物产量保险的保障产量 Y_c ,若该年实际产量为 Y_t ,则相应年份农作物产量的社会损失率为

$$L_t = \{\max[(Y_c - Y_t), 0]/Y_c\} \times 100\%$$

得到 T 年内该种农作物产量的平均社会损失率

$$L = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T L_t$$

式中: $t=1, 2, \dots, T$, T 为给定年份。用平均社会损失率 L 作为相应的保险费率的近似值。经验费率法的关键在于农作物生产理论产量的确定。通常,理论产量是通过历年农作物产量时间序列的趋势值确定的。该方法适用于有完整和长期历史数据的情况。

1.2 单产分布模型推导法

目前,拟合单产波动、确定单产分布模型的方法主要有参数法和非参数法。参数法适用于样本数据量较小的情况,需要事先假定模型形式,有一定的主观性;而非参数方法不需要事先假定作物单产分布模型,受样本观测错误影响小,但对样本数量要求很高,适用于大样本情况。

结合国内外现有的研究成果以及较为有限的样本数量,本研究使用传统经验费率法和单产分布模

型法中的参数法对河南省鹤壁、焦作、新乡、洛阳和驻马店 5 市小麦的保险费率进行厘定。参数法有很多,本研究使用正态分布、Weibull 分布和 Logistic 分布 3 种分布模型作为拟合作物单产的备选参数模型。虽然经验费率法对历史数据要求较高,但由于我国地区水平上小麦产量统计数据的局限,本研究只获得了河南省鹤壁、焦作、新乡、洛阳和驻马店 5 市 20 年完整的样本数据,这在一定程度上可能会影响结果的稳健性。尽管如此,经验费率法厘定出的费率作为单产分布模型推导法厘定费率的对照,仍具有一定的参考价值。

2 小麦单产最优分布模型的确定

2.1 趋势化处理

纯费率确定的关键在于确定农作物产量的期望损失,而农作物产量期望损失的确定取决于 2 个关键因素,一个是农作物单位面积产量的分布 $f(x)$;另一个是农作物区域产量保险中相应的保障水平 Y_c 。本研究使用的是农作物单产的时间序列数据,由于农业技术进步、基础设施改善、劳动者素质提高等因素的作用,农作物单产序列可能会存在随时间增长的趋势;而需要研究的是农业生产面对的自然灾害风险,因此要将数据的时间趋势剔除掉以考察序列的随机性,在数据分析之前,要对单产数据进行趋势化处理。

2.1.1 是否存在时间趋势的判断

通过对河南省 5 市小麦单产分布图的观察发现,作物单产序列分布都存在明显向上的抛物线或类抛物线趋势。对各市单产序列数据进行 ADF 检验,在本研究给定的样本容量下不同滞后长度对应的各显著性水平上的 t 统计量标准值见表 1。

表 1 ADF 检验 t 统计量标准

Table 1 ADF test t statistic standards

滞后长度	显著性水平		
	1%	5%	10%
0	-3.831 511	-3.029 970	-2.655 194
1	-3.857 386	-3.040 391	-2.660 551
2	-3.886 751	-3.052 169	-2.666 593
3	-3.920 350	-3.065 585	-2.673 459

注:依施瓦茨统计量自动选优,最大滞后期为 4,给定样本容量为 20。

ADF 检验结果(表 2)表明,5 市的小麦单产序列存在单位根,因此判断各市的小麦单产数据存在时间趋势。

表 2 去趋势前小麦单产序列 ADF 检验结果

Table 2 ADF test results of unit wheat yield before detrending

样本市	滞后长度	t 统计量	概率
鹤壁	1	-1.405 729	0.556 2
焦作	0	-1.926 519	0.314 0
新乡	0	-2.107 025	0.244 1
洛阳	2	-1.664 693	0.430 1
驻马店	1	-1.008 364	0.726 8

2.1.2 趋势估计

使用回归方程模拟法估计农作物单产趋势,通过建立单产关于时间 t 的回归方程,分解时间 t 对单产的影响。由于单产的时间趋势未知,故需要先辨别时间的趋势方程。计算公式为

$$Y_t = \bar{Y}_t + \epsilon_t \tag{1}$$

$$\bar{Y}_t = f(t) + \mu_t \tag{2}$$

式中: Y_t 为真实产量; $\bar{Y}$ 为时间趋势产量; t 为时间变量,以 1990 年为初值, $t=1,2,\cdots,20$ 。 $f(t)$ 为时间 t 的多项式; ϵ_t 和 μ_t 是随机误差项。通过逐步回归的方法,逐步扩大 t 的阶数,并不断调整方程中 t 的项数,选择使得方程中各 t 项的系数都显著,且方程拟合优度最大的方程为时间 t 的估计方程。回归结果表明 t 的多项式可作为 5 市小麦产量趋势的良好估计,检验结果见表 3。

2.1.3 趋势剔除

剔除趋势的具体方法是,将各年份的时间趋势产量换算到计算费率的年份,即 2009 年。将 2009 年之前各年份实际单产数据加上其时间趋势产量与 2009 年的差额,便可以将各年的单产转换成在 2009 年的生产力水平下的单产,也因此排除了不同年份时间的趋势作用。趋势调整方程为

$$\tilde{Y}_t = Y_t + f(20) - f(t) \tag{3}$$

式中 $\tilde{Y}_t$ 为剔除趋势后的产量。

2.1.4 检验调整后的单产情况

对去趋势后的单产数据进行 ADF 检验,结果见表 4。可以看出:新乡市调整后单产分布在 10% 显著性水平上拒绝了存在单位根的假设,其余 4 市均在 1% 的显著性水平上拒绝了存在单位根的假设,

表3 单产时间趋势拟合结果
Table 3 Fitting results of unit yield tendency

统计量	鹤壁	焦作	新乡	洛阳	驻马店
可决系数	0.920 409	0.771 864	0.932 943	0.444 661	0.838 456
调整可决系数	0.905 486	0.729 089	0.908 994	0.413 809	0.808 166
赤池统计量	8.929 906	9.476 972	8.564 332	10.520 760	10.184 710
施瓦茨统计量	9.129 05	9.676 12	8.863 05	10.620 33	10.383 86
DW 统计量	2.292 482	2.056 437	1.286 620	1.987 967	2.579 982
截距项	-353.5	330.2	-27 964.1	176.1	169.1
t 统计量	-3.194 03	16.659 91	-2.176 84	8.971 34	6.659 39
t 统计量的伴随概率	0.005 6	0.000 0	0.047 1	0.000 0	0.000 0

表4 小麦单产去趋势后 ADF 检验结果
Table 4 ADF test results of unit wheat yield after detrending

样本市	滞后长度	t 统计量	伴随概率
鹤壁	0	-4.789 638	0.001 4
焦作	0	-4.278 006	0.003 9
新乡	0	-2.735 642	0.086 6
洛阳	1	-5.059 739	0.000 9
驻马店	0	-6.203 950	0.000 1

因此可以认为原始数据的时间趋势已经被剔除。

2.2 趋势剔除后单产数据的统计分析

对去除趋势后的单产数据进行分析,以判断这些数据更符合哪种参数模型分布,同时也可以对之后的拟合结果进行预判,以便确定最优模型。由表5可见:1)焦作市小麦单产最高,平均单产水平为524.30 kg;鹤壁市单产水平最低,为103.46 kg。2)就波动情况看,鹤壁市的单产波动最大,变异系数为0.17;洛阳市居次席,变异系数为0.13,其余各市

表5 去趋势后小麦单产数据统计
Table 5 Statistic of unit wheat yield after detrending

样本市	单产 ^① /kg				变异系数 ^②	偏度	峰度
	最大值	最小值	平均值	标准差			
鹤壁	134.67	68.40	103.46	17.67	0.17	-0.173 184	2.645 015
焦作	564.60	475.38	524.30	23.22	0.04	-0.124 686	2.602 986
新乡	476.04	430.77	457.72	13.31	0.03	-0.446 434	2.311 720
洛阳	410.88	253.64	340.50	43.25	0.13	-0.227 768	2.666 989
驻马店	469.54	364.03	420.92	28.51	0.07	-0.263 420	2.601 421

注:①以1亩为单位面积,1亩=1/15 hm²;②变异系数=标准差/平均值。

均相对较小且相差不大;3)以0为基准,5市单产分布的偏离程度均为负偏,其中焦作市最小,偏度为-0.124 686;新乡市以-0.446 434的偏度为负偏最明显的地区;因此,初步判断偏斜可正可负的Weibull分布模型可能对新乡市拟合效果较好;其余四市由于偏离程度都不是很明显,可能符合正态分布,也可能符合Logistic分布的拟合效果。

2.3 单产分布模型的确定

单产分布模型的构建是农作物生产风险分析和保险合同设计过程中的关键步骤,模型构建的准确性和合理性直接关系到农业保险费率的科学性。使用EVIEW6.0软件估计3种分布模型分别拟合各市小麦单产时的模型方程参数,各拟合模型的参数估计结果见表6。根据表6参数构建分布模型,

表 6 3 种分布模型估计参数

Table 6 Parameter estimation of 3 distribution models

样本市	正态分布		Weibull 分布		Logistic 分布	
	μ	σ	γ	α	m	b
鹤壁市	103.461 2	17.666 34	6.805 28	110.677 8	103.957 1	9.793 47
焦作市	524.298 1	23.224 19	25.300 13	535.051 5	524.549 6	13.059 87
新乡市	457.719 6	13.314 79	42.747 18	463.762 1	458.489 7	7.600 02
洛阳市	340.499 6	43.253 93	9.182 49	358.896 1	341.553 4	23.861 00
驻马店市	420.921 5	28.508 86	17.197 79	433.693 8	421.651 3	15.982 45

注： μ 和 σ 分别为正态分布的平均值和标准差； γ 和 α 分别为 Weibull 分布的形状参数和尺度参数； m 和 b 分别为 Logistic 分布的形状参数和尺度参数。

式(4)~(18)为 5 市小麦参数模型概率分布的具体形式。

鹤壁市小麦单产分布模型：

正态分布

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \times 17.666\ 34} \times \exp\left(-\frac{(x - 103.461\ 2)^2}{2 \times 17.666\ 34^2}\right)$$

(4)

Weibull 分布

$$f(x) = \frac{6.805\ 28}{110.677\ 8} \times \left(\frac{x}{110.677\ 8}\right)^{5.805\ 28} \times \exp\left(-\left(\frac{x}{110.677\ 8}\right)^{6.805\ 28}\right)$$

(5)

Logistic 分布

$$f(x) = \frac{1}{9.793\ 47} \times \exp\left(-\frac{x - 103.957\ 1}{9.793\ 47}\right) \times \left[1 + \exp\left(-\frac{x - 103.957\ 1}{9.793\ 47}\right)\right]^{-2}$$

(6)

焦作市小麦单产分布模型：

正态分布

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \times 23.224\ 19} \times \exp\left(-\frac{(x - 524.298\ 1)^2}{2 \times 23.224\ 19^2}\right)$$

(7)

Weibull 分布

$$f(x) = \frac{25.300\ 13}{535.051\ 5} \times \left(\frac{x}{535.051\ 5}\right)^{24.300\ 13} \times \exp\left(-\left(\frac{x}{535.051\ 5}\right)^{25.300\ 13}\right)$$

(8)

Logistic 分布

$$f(x) = \frac{1}{13.059\ 87} \times \exp\left(-\frac{x - 524.549\ 6}{13.059\ 87}\right) \times \left[1 + \exp\left(-\frac{x - 524.549\ 6}{13.059\ 87}\right)\right]^{-2}$$

(9)

新乡市小麦单产分布模型：

正态分布

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \times 13.314\ 79} \times \exp\left(-\frac{(x - 457.719\ 6)^2}{2 \times 13.314\ 79^2}\right)$$

(10)

Weibull 分布

$$f(x) = \frac{42.747\ 18}{463.762\ 1} \times \left(\frac{x}{463.762\ 1}\right)^{41.747\ 18} \times \exp\left(-\left(\frac{x}{463.762\ 1}\right)^{42.747\ 18}\right)$$

(11)

Logistic 分布

$$f(x) = \frac{1}{7.600\ 02} \times \exp\left(-\frac{x - 458.489\ 7}{7.600\ 02}\right) \times \left[1 + \exp\left(-\frac{x - 458.489\ 7}{7.600\ 02}\right)\right]^{-2}$$

(12)

洛阳市小麦单产分布模型：

正态分布

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \times 43.253\ 93} \times \exp\left(1 - \frac{(x - 340.499\ 6)^2}{2 \times 43.253\ 93^2}\right)$$

(13)

Weibull 分布

$$f(x) = \frac{9.182\ 49}{358.896\ 1} \times \left(\frac{x}{358.896\ 1}\right)^{8.182\ 49} \times \exp\left(-\left(\frac{x}{358.896\ 1}\right)^{9.182\ 49}\right)$$

(14)

Logistic 分布

$$f(x) = \frac{1}{23.861\ 00} \times \exp\left(-\frac{x - 341.553\ 4}{23.861\ 00}\right) \times \left[1 + \exp\left(-\frac{x - 341.553\ 4}{23.861\ 00}\right)\right]^{-2}$$

(15)

驻马店市小麦单产分布模型：

正态分布

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \times 28.508\ 86} \times \exp\left(-\frac{(x - 420.921\ 5)^2}{2 \times 28.508\ 86^2}\right)$$

(16)

Weibull 分布

$$f(x) = \frac{17.197\ 79}{433.693\ 8} \times \left(\frac{x}{433.693\ 8}\right)^{16.197\ 79} \times \exp\left(-\left(\frac{x}{433.693\ 8}\right)^{17.197\ 79}\right)$$

(17)

Logistic 分布

$$f(x) = \frac{1}{15.982\ 45} \times \exp\left(-\frac{x - 421.651\ 3}{15.982\ 45}\right) \times \left[1 + \exp\left(-\frac{x - 421.651\ 3}{15.982\ 45}\right)\right]^{-2}$$

(18)

2.4 最优分布模型的确定

使用式(4)~(18)拟合 5 市小麦的单产,通过 AD(Anderson-Darling)值检验结果判断模型的优劣。AD 值越小,表明样本服从于某分布的概率越大。根据这一原则,选择最优的参数分布模型。表 7 给出了 3 种参数模型的 AD 检验值。可以看出:焦作市的正态分布 AD 值为三者中最低;而鹤壁市、

表 7 3 种分布的 Anderson-Darling (AD)检验结果

Table 7 Anderson-Darling test results of 3 distributions

样本市	正态分布		Weibull 分布		Logistic 分布	
	调整前	调整后	调整前	调整后	调整前	调整后
鹤壁	0.244 255	0.254 789	0.246 82	0.257 859	0.209 083	0.211 697
焦作	0.136 207	0.142 081	0.281 56	0.294 153	0.141 621	0.143 392
新乡	0.285 427	0.297 736	0.221 84	0.231 765	0.281 223	0.284 738
洛阳	0.317 643	0.331 342	0.366 74	0.383 141	0.260 183	0.263 435
驻马店	0.261 857	0.273 150	0.295 24	0.308 444	0.252 444	0.255 600

洛阳市、驻马店市的 Logistic 分布 AD 值最小,新乡市则是 Weibull 分布的 AD 值最小。综合表 5 和表 7 的结果,得到以下结论:

- 1)由于鹤壁市小麦单产呈轻微负偏,3 种分布对它的拟合效果相差不大,选择 AD 值最小的 Logistic 分布作为它的最优分布模型;
- 2)焦作市是 5 市中偏离程度最不明显的一个,且其正态分布的 AD 值也最小,因此正态分布模型对它的拟合效果最好;
- 3)新乡市的单产分布呈明显负偏,具有负偏性质的 Weibull 分布拟合的效果最好;

4)洛阳市和驻马店市 Logistic 分布的 AD 值最小,所以选择 Logistic 分布。

综上,选择分布模型拟合作物单产时,必须充分考虑作物单产本身的真实分布状况,根据作物单产的实际分布情况来选择拟合的分布模型。

3 小麦保险费率的厘定结果及讨论

采用经验费率法和最优单产分布模型分别厘定五市的小麦保险费率,结果见表 8。可以看出,不同地区的小麦保险费率不同,且不同的分布模型拟合出来的费率也不尽相同。

表 8 保险费率厘定结果

Table 8 Results of premium ratemaking %

样本市	经验费率法	正态分布	Weibull 分布	Logistic 分布
鹤壁	6.45	6.81	6.91	6.32
焦作	1.75	1.77	1.97	1.70
新乡	1.14	1.16	1.14	1.07
洛阳	4.77	5.07	5.10×10^{-6}	4.70
驻马店	2.58	2.70	2.20×10^{-15}	2.55

1)鹤壁市以最优分布模型(Logistic分布)厘定的费率为6.32%,比次优的正态分布厘定的费率低0.49%,比最差的Weibull分布低0.58%;

2)焦作市以最优分布模型(正态分布)厘定的费率为1.77%,比次优的Logistic分布厘定的费率高0.06%,比最差的Weibull分布低0.20%;

3)新乡市以最优分布模型(Weibull分布)厘定的费率为1.14%,比次优的Logistic分布厘定的费率高0.07%,比最差的正态分布低0.02%;

4)洛阳市以最优分布模型(Logistic分布)厘定的费率为4.70%,比次优的正态分布厘定的费率低0.36%;

5)驻马店市以最优分布模型(Logistic分布)厘定的费率为2.55%,比次优的正态分布低0.16%。

综合分析过程和上述结果,可以得出以下结论:

1)经验费率法厘定的保险费率介于不同的单产分布模型参数法厘定的保险费率的范围之内,可以作为一种简单粗略的费率厘定方法。

2)不同地方小麦单产的分布形态各不相同,在使用单产分布模型厘定费率时要注意选取该地小麦单产的最优分布形态。

3)在河南省内,由于地域风险水平存在差异,小麦产量的灾害损失率也各不相同,甚至差别很大。以2010年小麦保险试点市洛阳和驻马店为例,洛阳产量均值为5107.5 kg/hm²(340.5 kg/亩),纯费率为4.7%;驻马店的产量均值为6313.5 kg/hm²(420.9 kg/亩),纯费率为2.55%。从理论上洛阳的实际保费率应该高于驻马店,但在现行河南省种植业保险政策条款中规定了全省统一费率,每hm²保额为4665元(每亩保额为311元),保险费率为6%。在自愿保险的情况下,由于逆向选择的存在,这种政策设计将使洛阳的农户更倾向于参加农业保险,即参加农业保险的农户都将是高风险行为者。

参 考 文 献

- [1] Glauber J W. Crop insurance reconsidered [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2004, 86(5): 1179-1195
- [2] Knight T O, Coble K H. Survey of U S. multiple peril crop insurance literature since 1980 [J]. Review of Agricultural Economics, 1997, 19(1): 128-156
- [3] Goodwin B K, Mahul O. Risk Modeling Concepts Relating to the Design and Rating of Agricultural Insurance Contracts [M]. Washington, D C: World Bank Policy Research Working Paper, 2004.
- [4] Botts R R, Boles J N. Use of normal-curve theory in crop insurance ratemaking [J]. Journal of Farm Economics, 1958, 40(3): 733-740
- [5] Ramirez O A, McDonald T. Ranking crop yield models: a comment [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2006, 88(4): 1105-1110
- [6] Nelson C H, Preckel P V. The conditional beta distribution as a stochastic production function [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1989, 71(2): 370-378
- [7] Gallagher P U S. Soybean yields: Estimation and forecasting with nonsymmetric disturbances [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1987, 69(4): 796-803
- [8] Sherrick B J, Zanini F C, Schnitkey G D, et al. Crop insurance valuation under alternative yield distributions [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2004, 86(2): 406-419
- [9] Chen S L, Miranda M. Modeling multivariate crop yield densities with frequent extreme events [C] // AAEA. No 19970, 2004 Annual Meeting, August 1-4. Denver, CO: American Agricultural Economics Association, 2004: 1-16
- [10] Goodwin B K, Roberts M C, Coble K H. Measurement of price risk in revenue insurance: implications of distributional assumptions [J]. Journal of Agricultural and Resource Economics, 2000, 25(1): 195-214
- [11] Ramirez O A, Moss C B, Boggess W G. Estimation and use of the inverse hyperbolic sine transformation to model non-normal correlated random variables [J]. Journal of Applied Statistics, 1994, 21(4): 289-305
- [12] Goodwin B K, Ker A P. Nonparametric estimation of crop yield distributions: implications for rating group-risk crop insurance contracts [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1998, 80(1): 139-153
- [13] Goodwin B K, Ker A P. Nonparametric estimation of crop insurance rates revisited [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2000, 82(2): 463-478
- [14] 庾国柱, 丁少群. 农作物保险风险分区和费率分区问题的探讨 [J]. 中国农村经济, 1994(8): 43-47, 61
- [15] 丁少群. 农作物保险费率厘订问题的探讨 [J]. 西北农林科技大学学报, 1997, 25(S1): 103-108
- [16] 邢鹏. 中国种植业生产风险与政策性农业保险研究 [D]. 南京: 南京农业大学, 2004
- [17] 王克, 张峭. 中国玉米生产风险分析和评估 [J]. 中国农业科学, 2007, 40(增刊2): 146-150
- [18] 王丽红, 杨沛华, 田志宏, 等. 非参数核密度法厘定玉米区域产量保险费率研究: 以河北安国市为例 [J]. 中国农业大学学报, 2007, 12(1): 90-94
- [19] 河南省统计局. 河南统计年鉴 [M]. 北京: 中国统计出版社, 1990—2009