

于小兵, 张琦, 王旭明. 气象灾害综合指数保险研究——以北京市棉花为例[J]. 灾害学, 2022, 37(1): 18–24. [YU Xiaobing, ZHANG Qi and WANG Xuming. The Weather Disaster Comprehensive Index Insurance——Taking Cotton in Beijing as an Example [J]. Journal of Catastrophology, 2022, 37(1): 18–24. doi: 10.3969/j.issn.1000–811X.2022.01.004.]

气象灾害综合指数保险研究——以北京市棉花为例^{*}

于小兵, 张琦, 王旭明

(南京信息工程大学 管理工程学院, 江苏 南京 210044)

摘要: 气象指数保险作为最有前景的农业保险创新工具, 在保障农产品收入、稳定农业生产和国民经济运行方面具有重要意义。该文提出了综合气象指数模型来设计棉花保险产品, 通过主成分分析法结合熵权法构建综合气象指数, 综合考量降水、气温、日照等气象指标对棉花生产的影响。相比单一气象指数模型, 综合气象指数模型能够整合多种气象条件信息, 提高农业气象灾害保险模型的精度。基于该模型, 以1999—2016年北京市棉花作物为例进行保险设计, 在综合气象指数模型框架下计算出该地区不同灾害等级下的棉花气象灾害指数保险的纯保险费率。

关键词: 气象灾害; 综合指数; 保险研究; H-P滤波法; 主成分分析法; 熵权法

中图分类号: F842; S162; X43; X915.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000–811X(2022)01–0018–07

doi: 10.3969/j.issn.1000–811X.2022.01.004

自然灾害对农作物的影响巨大, 自然灾害的发生多是由气象条件的极端变化引起的, 气象条件复杂多变, 其发生情况和致损程度难以预估, 严重影响农业经济的平稳发展。保险作为应对风险的有效工具, 被广泛应用于农业领域。气象指数保险(Weather Index Insurance)将农作物的自然灾害损失指数化, 以农作物灾损率与气候指数之间的计量关系为基础, 当气象条件达到规定的保险赔偿触发值时即可获得赔偿^[1]。和传统的农业保险相比, 基于气象指数的农业保险产品的赔付条件和数量依赖于气象监测数据和区域产量等公开信息, 透明度高, 认定门槛低, 避免了信息不对称及由此引发的道德风险和逆向选择问题。气象灾害事件一旦发生, 相关的指数容易测量, 理赔及时到位, 极大地降低了交易成本, 有助于提高救灾的响应速度和救助效率^[2]。

从早期降水保险的研究^[3], 到气象指数保险理论与作用的研究^[4–6], 再到JOANNA于2007年将发展中国家农业气象指数保险划分为三个发展阶段^[7], 气象指数保险的研究逐渐成熟。我国于2007年引入气象指数保险, 逐渐开展了小麦、水稻、玉米等粮食作物以及针对区域特色经济作物的气象指数保险产品的设计。在保险费率厘定方面, 指数模型定价法被广泛运用在气象指数保险

纯保险费率厘定上, 学者们研究发现Weibull分布在拟合气象变化引起的农作物产量极值分布方面具有优异表现^[8–10]。用计量方法分析气象产量分布特征, 量化了气象因素对农作物产量的影响, 推断出农作物的气象产量的变化情况, 为气象灾害定损提供科学依据, 为农业气象指数保险设计提供有力支撑。在气象指数构建方面, 学者们的研究主要集中于将最具影响力的气象因素指标化并分析该指标与农作物产量的关系, 据此完成保险合同的设计, 主要涉及的方法有Pearson系数法、主成分分析法、熵权法等^[11–12]。在实际中, 影响农作物生长的气象因素是多方面的, 这些研究往往分析对农作物产量影响较大的某种气象因素, 未能综合考虑多种气象因素对农作物产量的影响, 忽视了气象因素之间的关系, 严重影响模型精度, 在农作物气象指数保险设计方面存在一定的局限, 导致最终的保险产品不能有效对冲农作物所面临的气象灾害风险。

本研究建立了考虑降水、气温、日照等气象因素叠加的综合气象指数模型。通过主成分分析法提取出关键主成分因子, 再通过熵权法赋予其权重, 构建综合气象指数。通过比较分析六种分布的拟合效果, 选择最优分布, 推算灾损率, 设置阈值划分灾害等级, 结合期望损失法计算保险

^{*} 收稿日期: 2021–05–07 修回日期: 2021–08–27

基金项目: 国家自然科学基金项目(71974100); 江苏高校哲学社会科学研究重大项目(2019SJZDA039); 江苏省自然科学基金面上项目(BK21091402); 江苏省青蓝工程优秀青年骨干教师项目(R2019Q05); 江苏高校哲学社会科学项目(2020SJA0182); 江苏省研究生科研与实践创新计划项目(SJCX21–0384)

第一作者简介: 于小兵(1983–), 男, 汉族, 江苏宿迁人, 博士, 教授, 主要从事灾害与应急管理研究. E-mail: yuxb111@163.com

费率。以北京市为例进行实证研究,研究结果表明:该综合气象指数模型较好地刻画了强降水、干旱、高温等多个自然灾害叠加时的致灾效应,更加合理地反映出农作物生长过程中所面临的复杂气象条件,提高了保险设计的科学性与适用性,是对综合气象指数保险的有益探索。

1 模型构建

模型的准确性影响保险对风险的对冲效果,模型的有效性直接决定保险的优劣。通过对传统模型的拓展,本文综合运用 H-P 滤波法、主成分分析法、熵权法、指数模型定价法和农业保险期望损失法,构建综合气象指数模型,致力于提高模型的准确性和有效性。如图 1 所示,前三种方法主要用于构建综合气象指数,后两种方法用于保险产品纯保险费率的计算。

1.1 分离气象产量

H-P 滤波法由 Hodrick and Prescott 于 1980 年提出的,是分析时间序列长期趋势的方法之一,已经被广泛运用于分离经济变量的长期趋势和波动因素。相比于直线滑动平均法,该方法可以很好的拟合气象指数保险设计中产量增长的趋势项^[13-14]。其基本原理是使得下式(1)中的损失函数达到最小:

$$\min \sum_{t=1}^n (Y_t - Y_t^p)^2 + \lambda \sum_{t=1}^n [(Y_{t+1}^p - Y_t^p) - (Y_t^p - Y_{t-1}^p)]^2. \quad (1)$$

式中:第一个平方式表示波动因素的变动,第二个平方式表示长期趋势部分的变动。其中, Y_t 表示时间序列, Y_t^p 表示趋势成分, n 表示样本数量, λ 是平滑参数。平滑系数 λ 表示在该模型中产出长期趋势部分变化所占权重大小, λ 越大序列曲线越平滑,当 λ 趋于正无穷时,序列曲线将接近直线。通过 H-P 滤波获得的产出长期趋势式是经过季节调整后仅包含长期趋势成分和周期循环变动成分

的时间序列。

在构建气象指数保险时,农作物的实际产量是在各种因素综合影响下变化的,产量变化和时间不是完全线性的。本文运用 H-P 滤波法将有一定趋势的平滑数列从农作物产量的时间序列数据中分离出来,将该部分视为趋势产量,将剩余部分视为气象条件变化引起的气象产量。农作物的趋势产量用 Y_t 表示,气象产量用 Y_w 表示。趋势产量和气象产量以外的随机扰动项用 ε_t 表示,棉花的实际产量 Y 表示为:

$$Y = Y_t + Y_w + \varepsilon_t. \quad (2)$$

根据式(2),将实际产量 Y 与 H-P 滤波法分离出来的趋势产量 Y_t 做差,可得到气象产量 Y_w ,然后将气象产量与趋势产量之比作为相对气象产量 Y'_w ,其中负的相对气象产量数据即可以表示由气象因素引起的农作物产量的相对减少即为减产率 YLR 。

$$Y'_w = \frac{Y - Y_t}{Y_t}. \quad (3)$$

1.2 构建综合气象指数

气象指数是以历史气象监测数据为基础,反映气象条件变化的数量化工具。传统的独立分析各个气象指数的方法,忽视指标之间的关系,损失整合信息,对农作物气象指数保险的设计存在一定局限,影响气象指数模型的精度。气象指标是系统的,需要综合考虑多个气象指标,必须克服指标之间的相关性。使用主成分分析法将多个气象指标的相关特征利用正交特性映射到主成分因子上,兼顾原特征的同时实现了气象指标的降维。

本文在实际操作中运用主成分分析法,基于相关系数矩阵,通过累计方差贡献率和碎石图进行主成分的筛选。在计算主成分累计方差贡献率时,定义 $\lambda_k / \sum_{i=1}^p \lambda_i$ 为主成分 Z_k 的方差贡献率,其中的 $\lambda_k = \text{Var}(Z_k)$ 为主成分 Z_k 的方差,衡量了该主成分提

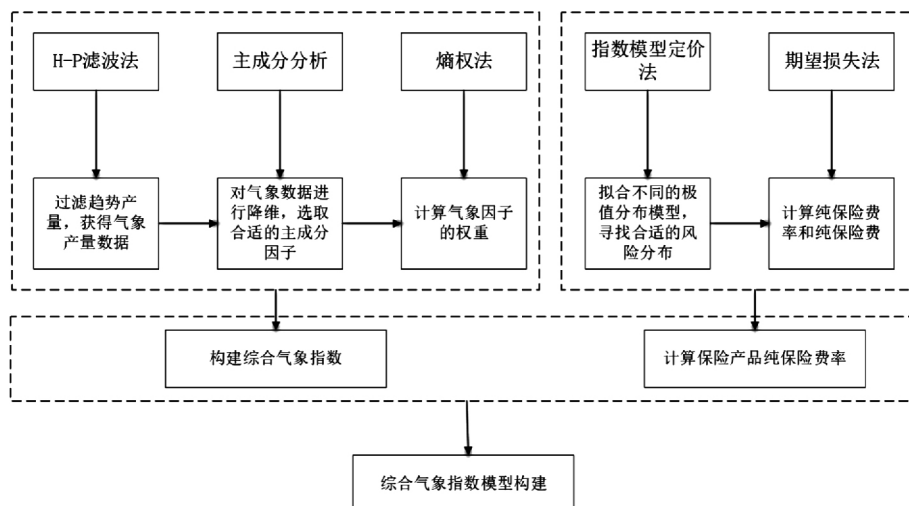


图1 模型结构图

供信息的大小, λ_i 则表示第 i 个主成分所提供的信息大小, 则前 m 个主成分的累计方差贡献率表示为:

$$t_m = \sum_{i=1}^m \lambda_i / \sum_{i=1}^p \lambda_i \quad (4)$$

t_m 称为前 m 个主成分的累计方差贡献率。当某个主成分的方差贡献率很小时, 认为它提供的信息很小, 考虑到模型的精简, 可以省略此主成分。在实际建模中通常只考虑前 m 个主成分, 只要 t_m 达到预定的比例 70% ~ 90%, 认为前 m 个主成分就可以反映被解释随机变量的特性, 其余主成分是观测误差等随机因素造成的。

不同的主成分因子对气象产量的解释力度不同, 需要对提取出的主成分因子赋予相应的权重。熵权法精度高、客观性强, 通常被用来确定系统内不同指标的权重。将第 i 年份的第 j 个评价指标定义为 y_{ij} ($i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m$), 其中 n 表示年份, m 表示评价指标的数量, 第 i 年份的第 j 个评价指标的比重为 $P_{ij} = \frac{y_{ij}}{\sum_{i=1}^n y_{ij}}$, 第 j 个指标的信息熵为 $e_j = -$

$K \sum_{i=1}^n p_{ij} \ln p_{ij}$, 其中 $K = \frac{1}{\ln(n)}$ 为调节系数, 第 j 个指标的权重为 $w_j = \frac{1 - e_j}{\sum_j 1 - e_j}$ 。通过信息熵 $e_1, e_2, \dots, e_m$, 求得变量 $x_1, x_2, \dots, x_m$ 的权重分别为 $w_1, w_2, \dots, w_m$ 。

结合上述两种方法, 将主成分分析法提取出的各气象因子记作 $Comp_i$, $i = 1, 2, \dots, m$, 将各主成分因子用熵权法计算出的权重记作 w_i , $i = 1, 2, \dots, m$, 反映农作物综合气象条件的综合气象指数 (WI) 表示为:

$$WI = \sum_{i=1}^m w_i \times Comp_i \quad (5)$$

1.3 厘定保险费率

保险费率一般指毛保险费率, 包括纯保险费率和附加费率, 附加费率主要包括经营成本、预期盈利率等。政策性农业保险产品具有非盈利性, 通常不考虑利润因素, 而附加费率一般按照纯费率的一定比例来确定。因此, 只需计算出农业保险的纯保险费率就可以确定该保险的毛保险费率, 本文计算的保险费率是纯保险费率。

指数模型定价法被广泛运用在气象指数保险纯保险费率厘定上, 该方法需要寻找合适的分布函数去拟合数据特征。目前, 用于气象指数的常见分布有: 正态分布, 对数正态分布, Beta 分布, Weibull 分布, Cauchy 分布, Gamma 分布。相应分布模型的参数与概率密度函数如表 1 所示。

通过拟合气象产量的分布模型, 使用极大似然估计法估计分布模型的参数, 依据概率密度函数计算出对应的概率, 结合农业保险的损失期望法厘定保险费率。

根据农业保险期望损失法, 损失期望值与实际产量的比值即是农业保险的纯费率。假设作物实际单产为 Y , 预期单产为 η , 损失期望值为 $E(loss)$, 保险对农作物的保障程度为 λ , 则纯保费率 R 可以表示为:

$$R = \frac{E(loss)}{\lambda \cdot \eta} \quad (6)$$

在厘定保险费率时, 不同气象条件下灾害造成的减产率及其减产风险的概率之和可以表示纯保费率:

$$R_i = \frac{E(loss)}{\lambda \cdot \eta} = \sum P_i \times X_i \quad (7)$$

式中: R_i 为纯保费率, P_i 为减产风险发生的概率, X_i 为减产率。

表 1 常见分布函数表

分布	参数	密度函数
正态分布	$X \sim N(\mu, \sigma^2)$	$f(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$
对数正态分布	$\ln X \sim N(\mu, \sigma^2)$	$f(x; \mu, \sigma) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln x - \mu)^2\right], & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$
Beta 分布	$X \sim \text{Be}(\alpha, \beta)$	$f(x; \alpha, \beta) = \frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1}$
Weibull 分布	$X \sim \text{Weibull}(\lambda, k)$	$f(x; \lambda, k) = \begin{cases} \left\{ \frac{k}{\lambda} \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{k-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{\lambda}\right)^k\right] \right\}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$
Cauchy 分布	$X \sim C(\gamma, x_0)$	$f(x; x_0, \gamma) = \frac{1}{\pi} \left[\frac{\gamma}{(x-x_0)^2 + \gamma^2} \right]$
Gamma 分布	$X \sim \text{Gamma}(\beta, \alpha)$	$f(x, \beta, \alpha) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} \exp(-\beta x), x > 0$

根据拟合分布的结果,设定实际触发值,在赔付时,依据本年度的综合气象指数的大小,确定对应的气象产量的大小,最终计算保险赔付值,即:

$$S = Q \times YLR. \quad (8)$$

式中: S 为保险的赔付值, Q 为保险金额, YLR 为根据综合气象指数计算的减产率。

2 实证研究

北京棉区作为我国主要的产棉区之一,其棉花生产情况对周边经济以及全国棉花生产都具有重大意义。气象条件决定着棉花的生长发育。降水量的多少及分布情况直接影响棉铃质量,最终影响棉花的产量。一旦降水量过多,棉铃晚熟,烂铃增加;而降水量过少,棉纤维的伸长受到限制,棉铃早裂,铃重不足。温度和日照时间会影响水分的蒸发,日最高温度高于 34°C 或日平均气温高于 32°C 会导致花铃自然脱落。温度过高,一方面妨碍了棉叶光合作用的正常进行,另一方面提高了棉株的呼吸强度,增加了有机养料消耗,减少蕾铃所需的有机养料的供应,造成棉花的减产甚至绝收。针对上述情况,本文旨在设计出综合反映降水、温度、日照的综合气象指数保险对冲上述气象风险,为棉花生产保驾护航。

以综合气象指数模型为基础,将整个实证研究划分为五个步骤:数据的获取与处理、气象产量分离、综合气象指数构建、回归分析、分布拟合与保险费率厘定,如图2流程图所示。

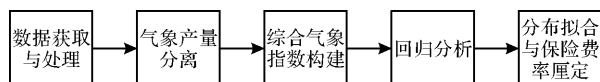


图2 实证研究流程图

2.1 数据获取与处理

本文的数据来源主要包括两个方面:①气象和物候数据来源于北京市气象局,具体包括北京市日降水量、日平均温度、日最高气温、日最低气温、日照时间的数据;②棉花的种植数据来源于国家统计局统计年鉴,包括棉花的单产,样本区间为1999—2016年。通常把棉花从播种至收花结束这段时期称为棉花的全生育期,在我国棉花的全生育期大致为每年的4—10月份,故本文的气象数据只选用4—10月份的数据。

2.2 气象产量分离

图3展示了棉花的单位产量数据,从图3中可以看出棉花的产量随着年份的增加存在明显的趋势效应。

根据数据,选择棉花单位面积产量(t/hm^2)作为总产量 Y ,使用 H-P 滤波法进行趋势产量的分离,取参数 $\lambda = 6$,分离结果如图4所示。在图4中,实线显示的是未进行趋势产量分离之前的总产量 Y ,其波动较大,序列不平稳。虚线显示的是

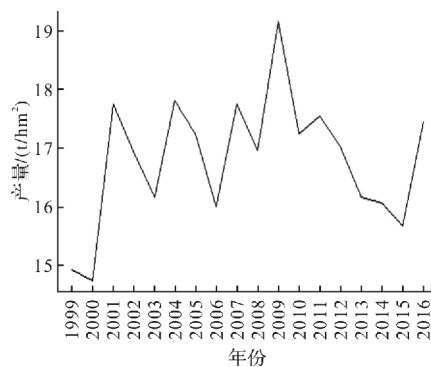


图3 棉花单位产量变化图

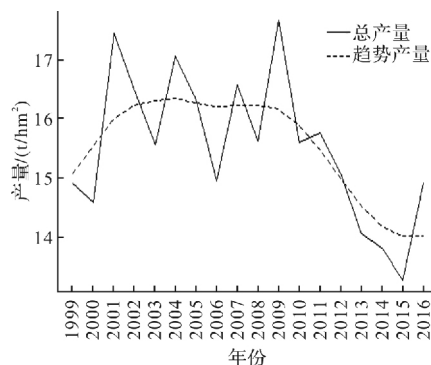


图4 总产量与趋势产量分离图

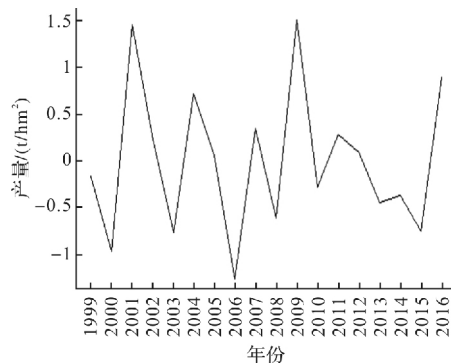


图5 气象产量时间序列图

通过 H-P 滤波法对总产量过滤后的趋势产量 Y_t ,相较于总产量 Y 较为平稳,且在2001年之前随着市场和技术水平的发展,棉花的单产呈现明显的上升趋势。随着市场的逐渐稳定,在2002—2009年间呈现较为平稳的趋势,2010年棉花市场波动较大,棉花种植收入受市场波动影响明显,在2010年以后棉花单产存在缓慢下降趋势,图4中虚线走势更明显地体现了总产量的趋势变化。

图5是通过 H-P 滤波法分离出的趋势产量后的部分,即气象产量 Y_w 。从图5中可以看出,相较于总产量,分离出趋势产量后,气象产量序列消除了趋势效应,序列相对总产量表现平稳。根据公式(3),可以计算出相对气象产量 Y'_w 。当相对气象产量小于0时,相对气象产量的绝对值为减产率 YLR ,表示由气象条件变化引起的棉花产量的减少量,减产率的时间序列如图6。

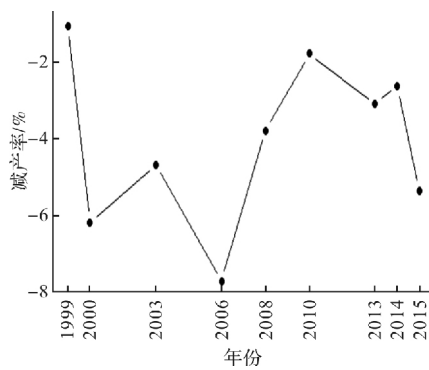


图6 减产率时间序列图

2.3 综合气象指数构建

依据主成分分析法,从日照(SSD)、日最高气温($HTEM$)、日最低气温($LTEM$)、气温(TEM)及降水量(PRE)数据中提取影响棉花产量的主要气象因子。根据主成分分析的碎石图(图7)结果,以及实证结果计算的影响因子累计贡献率可知,提取前两个主成分因子的累计贡献率以及达到82.83%,所以选择这两个主成分因子进行气象指数构建。

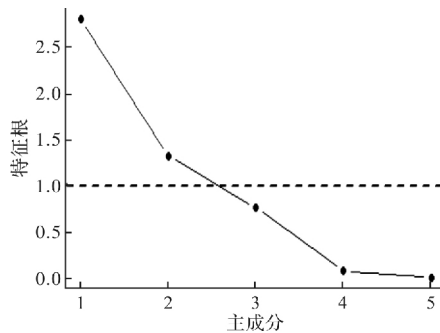


图7 主成分分析碎石图

根据上述分析与实证结果,提取两个主成分因子分别为 $Comp_1$ 和 $Comp_2$,

$$\begin{cases} Comp_1 = 0.575 \times HTEM + 0.556 \times LTEM + 0.594 \times TEM; \\ Comp_2 = 0.723 \times SSD + 0.13 \times HTEM - 0.643 \times PRE. \end{cases} \quad (9)$$

由式(9)可知,主成分 $Comp_1$ 主要由日最高气温,日最低气温和日平均气温三个温度影响因素构成,将主成分 $Comp_1$ 命名为温度因子。在主成分 $Comp_2$ 中,降水量系数绝对值为0.643,日最高气温系数为0.13,日照系数为0.723,且在实际生活中,太阳雨的情况极少出现,除此之外日照系数天然跟降水系数呈反向关系。这表明 $Comp_2$ 主要受到降水的影响,因此将主成分 $Comp_2$ 命名为降水因子。联系实际情况,影响棉花生产的主要因素为水分和温度,本文提取的两个气象因子很好地反映了这两个实际因素。

利用熵权法构建综合气象指数,熵权法的计算结果显示,温度因子的权重为 $\omega_1 = 0.631$,降水因子的权重为 $\omega_2 = 0.369$,结果表明温度对棉花单产的影响效果更大,其次为水分。影响棉花产量的综合气象指数可以表示为:

$$WI = 0.631 \times Comp_1 + 0.369 \times Comp_2. \quad (10)$$

该综合气象指数,通过主成分分析法和熵权法对各个影响因子的权重进行了考量,从整体的角度考虑了影响棉花产量的温度和水分因素,可以更加全面地反映气象条件对棉花生产的影响。

2.4 回归分析

为了验证上文构建的综合气象指数能否反映棉花减产的情况,检验综合气象指数的合理性,将减产率 YLR 与气象指数 WI 进行回归分析,在实证过程中对 WI 进行分段处理,回归结果见表2及式11。

表2 减产率与气象因子回归拟合结果

减产率(YLR) ~ 气象指数(WI) ($WI > 0$)	
截距(Intercept)	0.012
气象指数(WI)	0.567 *
R^2 (R-squared)	0.922
调整的 R^2 (Adjusted R-squared)	0.884
F 统计量(F-statistic)	23.770
减产率(YLR) ~ 气象指数(WI) ($WI < 0$)	
截距(Intercept)	-0.017 *
气象指数(WI)	-0.404 **
R^2 (R-squared)	1
调整的 R^2 (Adjusted R-squared)	0.999
F 统计量(F-statistic)	20.290

注:“*”表示参数在5%概率水平上显著,“**”表示参数在1%的概率水平上显著。

根据表2的参数估计结果,减产率与综合气象指数的分段回归结果表示为:

$$YLR = \begin{cases} 0.012 + 0.567 \times WI, & WI > 0; \\ -0.017 - 0.404 \times WI, & WI < 0. \end{cases} \quad (11)$$

从表2可以看出,北京市棉花单产减产率与综合气象指数显著相关。在全生育期内,温度因子 $Comp_1$ 的值恒为正。结合公式(11)可知,综合气象指数 $WI < 0$ 时,表示水分因子 $Comp_2$ 取较大负值。根据公式(9),降水量(PRE)与 $Comp_2$ 负相关,此时降水量(PRE)取值较大,降水量成为北京地区棉花减产的主要因素,表现为图8的左半部分,北京市棉花减产率与综合气象指数负相关。随着降水量的减少, $Comp_2$ 由负值逐渐趋近于0,综合气象指数也逐渐变小,减产率也随之减少。当综合气象指数 $WI > 0$ 时,水分因子 $Comp_2$ 取较小负值或正值,这两种情况均说明此时温度是影响北京地区棉花产量的主要因素,降水量较小,是影响该地区棉花产量的次要因素,表现为图8的右半部分,北京市棉花减产率与综合气象指数正相关,随着温度的升高,温度因子 $Comp_1$ 取值变大,综合气象指数逐渐增加,棉花的减产率也随之增加。研究表明该综合气象指数可以从气象条件角度解释棉花减产的情况,在综合考虑温度和水分的情况下,区分不同因素引起棉花产量的减少量,不仅为合理的赔付提供依据,而且为棉花作物在遭受自然灾害时开展防灾减灾提供参考。

2.5 分布拟合与保险费率厘定

指数模型定价法中包含多种分布函数,选用与棉花作物历史减产率的频率分布较为相符的分布拟合棉花的减产率作为保险计算的依据。本文考虑了正态分

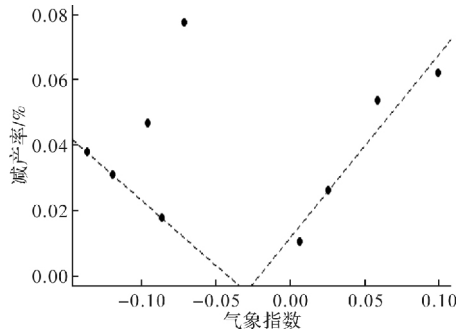


图8 减产率与气象指数回归图

布、对数正态分布、Beta 分布、Weibull 分布、Cauchy 分布和 Gamma 分布对相对气象产量数据的极值分布即减产率分布进行拟合并估计参数,减产率分布直方图与分布拟合结果如表 3 所示。

表3 减产率分布拟合结果

分布	参数估计结果		AIC	BIC
正态分布	$\mu = 0.040$	$\sigma = 0.021$	-40.398	-40.004
对数正态分布	$\mu = -3.367$	$\sigma = 0.603$	-40.169	-39.775
Beta 分布	$\beta = 3.204$	$\alpha = 76.164$	-40.998	-40.604
Weibull 分布	$k = 2.089$	$\lambda = 0.046$	-41.270	-40.875
Cauchy 分布	$x_0 = 0.037$	$\gamma = 0.014$	-35.781	-35.387
Gamma 分布	$\alpha = 3.309$	$\beta = 81.907$	-40.944	-40.549

注:加黑字体表示各分布拟合模型的信息准则最小值。

基于表 3 结果,结合信息准则的 AIC 准则和 BIC 准则的判断原则,AIC 或 BIC 的值越小,模型越应该被选择。结果显示,拟合 Weibull 分布的 AIC 和 BIC 最小,表明 Weibull 分布对北京市棉花历史减产率的拟合效果更优,初步认为 Weibull 分布更适合对该地区棉花减产率进行分布拟合。对分布结果进行 Kolmogorov-Smirnov (K-S) 检验,判断最佳的拟合分布,检验结果见表 4。

表4 减产率分布拟合结果检验

分布	D 值	P 值
正态分布	0.122	0.997
对数正态分布	0.140	0.984
Beta 分布	0.121	0.997
Weibull 分布	0.097	0.999*
Cauchy 分布	0.156	0.959
Gamma 分布	0.123	0.996

注:表格中 D 值表示 K-S 检验的统计量值,P 值表示统计量对应的 P 值,加黑字体表示 P 值大于 0.05,“*”表示最大的 P 值。

表 4 结果显示,六种分布均通过检验,说明这六种分布均可以用来对样本数据进行分布拟合,其中 Weibull 分布具有最小的 D 值、最大的 P 值,拟合效果最优,所以本文选择 Weibull 分布对气象产量进行拟合,减产率的 Weibull 分布拟合图见图 9。

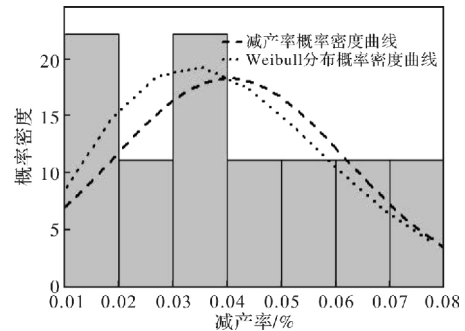


图9 减产率分布拟合图

根据 Weibull 分布的密度函数和分布参数的估计结果,计算出减产率的发生概率。使用极大似然估计对北京市棉花减产率拟合的 Weibull 分布进行参数估计,得出该 Weibull 分布的形状(shape)参数 $k = 2.089$,比例(scale)参数 $\lambda = 0.046$ 。

历史经验表明任何作物的产量都存在一定范围内的合理波动。根据 Weibull 分布模型的拟合结果,北京市棉花作物灾损率为 4% 发生的概率为 46.96%,将灾损率为 4% 设定为该地棉花保险的免赔额。超过免赔额之后,灾损率每增加 1%,气象灾害等级上升一级,当灾损率达到 10%,发生概率仅为 0.56%,故在设计保险时,将灾损率从 5% 到 10% 划分为六个不同的气象灾害等级。根据公式(11),确定对应灾损率下气象指数的范围,综合相对气象产量的极值分布拟合结果和不同灾损率下的发生概率。根据公式(7)即可计算出不同灾害等级下棉花气象指数保险的纯保险费率。利用实证的全生育期气象数据和棉花产量数据来厘定不同灾害等级下的纯保险费率。假设以每公顷 6 000 元的成本保险金额计算,依据公式(7)和(8)确定各级风险下北京市棉花保险的纯保费率和纯保费(表 5)。如表 5 所示,保险公司在进行理赔时,只需要依据当年棉花全生育期的降水量、最高温度、最低温度、平均温度以及日照时长,计算出综合气象指数,对照表 5 即可确定该年的气象风险等级,从而依据纯保险费率进行保险理赔。

表5 各等级划分及其概率分布统计表

风险等级	气象指数	灾损率/%	概率/%	纯保费率/%	纯保费/(元/hm ²)
免赔额	$-0.142 < WI < 0.050$	4	46.92	0.00	0.00
I 级	$-0.167 < WI < -0.142$ 或 $0.050 < WI < 0.068$	5	29.34	1.47	88.20
II 级	$-0.192 < WI < -0.167$ 或 $0.068 < WI < 0.085$	6	17.12	2.49	149.40
III 级	$-0.216 < WI < -0.192$ 或 $0.085 < WI < 0.103$	7	8.76	3.11	186.60
IV 级	$-0.241 < WI < -0.216$ 或 $0.103 < WI < 0.121$	8	4.00	3.43	205.80
V 级	$-0.266 < WI < -0.241$ 或 $0.121 < WI < 0.138$	9	1.63	3.57	214.20
VI 级	$-0.291 < WI < -0.266$ 或 $0.138 < WI < 0.156$	10	0.59	3.63	217.95

3 结论

本文设计了综合气象指数保险模型, 基于 1999—2016 年北京市棉花生产的相关历史数据进行气象指数保险的实证研究。通过该模型, H-P 滤波法滤出了既贴近原始序列, 又具备一定光滑性的气象产量序列; 使用主成分分析法提取出了可以综合反映水分、温度、日照的水分因子和温度因子; 利用熵权法计算水分和温度因子的权重, 设计出综合气象指数; 使用回归分析方法构建综合气象指数与相对气象产量之间的关系, 综合比较了六种分布模型对棉花减产率的拟合效果, 结合农业保险期望损失法计算出不同灾害等级下的棉花保险的纯保费率。实证研究结果表明: 北京地区棉花气象风险可以分为六个等级, I 型损失最低, VI 型损失最高。根据农业保险期望损失法计算的 I 型棉花保险纯保费率为 1.47%, 纯保费为 88.2 元/hm², VI 型棉花保险纯保费率为 3.63%, 纯保费为 217.95 元/hm²。

本文构建的综合气象指数模型克服了单一气象指数模型的缺点, 系统性地反映了气象因素对棉花生产的致灾效应, 设计出的棉花综合气象指数保险能够有效的对冲多重气象风险。该方法不仅为建立合理的灾害补偿机制提供科学的理论指导, 对保障农民经济收入, 维系农业生产和经济系统的平稳健康发展具有重大理论意义和现实意义, 而且可以为开展其他作物的综合气象指数保险提供参考依据。

在衡量极端事件发生时的灾损率时, 本文做了一定的简化, 主要是考虑到实际情况中超极端事件发生的概率低于 0.1%, 相关的统计数据缺乏, 如何在模型中利用这部分尾部数据将是今后研究的重点。

参考文献:

- [1] 陈盛伟. 农业气象指数保险在发展中国家中的应用及在我国的探索[J]. 保险研究, 2010(3): 82-88.
- [2] 储小俊, 曹杰. 天气指数保险研究评述[J]. 经济问题探索, 2012, 50(2): 111-116.
- [3] BARDSLEY P A, ABEY A, DAVENPORT S. The economics of insuring crops against drought [J]. Austral. J. Agr. Econ. 1984, 28: 1-14.
- [4] PATRICK G F. Mallee Wheat farmers' dem and for crop and rainfall insurance [J] Australian J. Agr. Econ. 1988, 32: 37-49.
- [5] SAKURAI T, REARDON T. Potential demand for drought insurance in burkino faso and its determinants [J]. Am. J. Agr. Econ. 1997, 79: 1193-1207.
- [6] HESS U, RICHTER K, STOPPA A. Weather Risk Management for Agriculture and Agribusiness in Developing Countries[M]. Climate Risk and the Weather Market, Financial Risk Management with Weather Hedges, ed, R. Dischel. London: Risk Books, 2002.
- [7] GAUTMAN M, HAZELL P, ALDERMAN H. Management of Drought Risks in Rural Areas [C]//Policy Research Working paper. The World Bank, 1994.
- [8] FISCHER T, GEMMER M, LIU L, et al. Trends in monthly temperature and precipitation extremes in the Zhujiang river basin, south China(1961-2007)[J]. Advances in Climate Change Research, 2010, 1(2): 63-70.
- [9] 唐力生, 王华, 刘蔚琴, 等. 极值分布理论在广东寒害重现期预测中的应用[J]. 应用生态学报, 2018, 29(8): 2667-2674.
- [10] 孙擎, 杨再强, 杨世琼, 等. 多种格点作物模型对中国区域水稻产量模拟能力评估[J]. 中国农业气象, 2019, 40(4): 199-213.
- [11] 杜尧东, 李春梅, 毛慧琴. 广东省香蕉与荔枝寒害致灾因子和综合气候指标研究[J]. 生态学杂志, 2006, 25(2): 225-230.
- [12] 李德, 孙义, 孙有丰. 淮北平原夏玉米花期高温热害综合气候指标研究[J]. 中国生态农业学报, 2015, 23(8): 1035-1044.
- [13] 牛浩, 陈盛伟. 玉米风雨倒伏指数保险产品的设计研究——以山东省宁阳县为例[J]. 农业技术经济, 2015(12): 99-108.
- [14] 聂荣, 宋妍. 农业气象指数保险研究与设计——基于辽宁省玉米的面板数据[J]. 东北大学学报(社会科学版), 2018, 20(3): 262-268, 298.

The Weather Disaster Comprehensive Index Insurance ——Taking Cotton in Beijing as an Example

YU Xiaobing, ZHANG Qi and WANG Xuming

(School of Management Science and Engineering, Nanjing University of Information Science and Technology, Nanjing 210044, China)

Abstract: As the most promising agricultural insurance innovation tool, weather index insurance is of great significance in ensuring the income of agricultural products, stabilizing agricultural production and operating of the national economy. This paper constructs a comprehensive weather index model for cotton insurance product design. The model uses principal component analysis and entropy weight methods to construct a comprehensive weather index. It comprehensively considers the influence of precipitation, temperature, sunshine and other weather indicators on cotton production. Compared with the single weather index model, the comprehensive weather index model improves the accuracy of the agricultural weather disasters insurance model by integrating multiple meteorological conditions. Based on this model, this paper takes the cotton crops in Beijing from 1999 to 2016 as an example for insurance design. The pure insurance premium rate of cotton weather disaster index insurance is calculated under different disaster levels in the region based on the comprehensive weather index model.

Key words: meteorological disaster; comprehensive index; insurance research; H-P filtering method; principal component analysis; entropy weight method