



圣才学习网

www.100xuexi.com

中国精算师资格考试辅导系列

中国精算师

非寿险精算过关必做500题(含历年真题)

(第2版)

主编：圣才学习网

www.100xuexi.com

赠

140元大礼包

100元网授班 + 20元真题模考 + 20元圣才学习卡

详情登录：圣才学习网(www.100xuexi.com)首页的【购书大礼包专区】，

刮开本书所贴防伪标的密码享受购书大礼包增值服务。

特别推荐：中国精算师考试辅导【网络课程、3D电子书、3D题库】



3D电子书手机版



中国石化出版社

HTTP://WWW.SINOPEC-PRESS.COM

教·育·出·版·中·心

辅导数万人通关的视频课程

中国精算师考试辅导

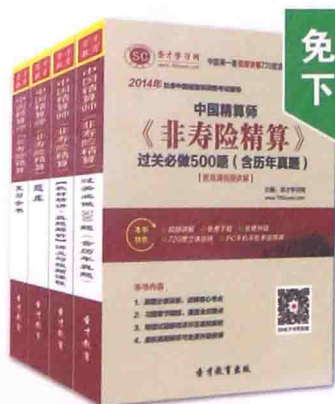
火爆招生

【详情见书前彩页】

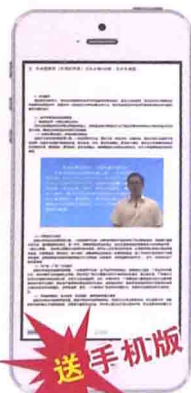


☒ 网授保过班	网授精讲班【教材精讲+真题串讲】+真题解析班（网授）+3D题库（免费下载，送手机版）+内部押题资料+全程答疑	①配专职班主任，全程管理； ②签约保过，不过免费重修。
☒ 网授精讲班【教材精讲+真题串讲】	精讲参考教材章节内容，穿插经典真题，分析各章考点、重点和难点。	高清视频讲解，影院效果； 配专职班主任，全程管理。
☒ 3D电子书（题库）（免费下载+送手机版）	过关必做习题集（含历年真题）、历年真题详解、题库、讲义与视频课程等	中国第一套高清视频讲解的720度旋转的3D电子书，免费下载、免费升级，功能强大，PC、手机、平板多端并用。

中国精算师考试【3D电子书+3D题库】



免费下载



您想拥有720度旋转的3D电子书吗？

详情点击：

中国第一家
植入高清视频的
3D电子书制作
平台！

圣才e书网
100eshu.com

免费下载10万种3D电子书+3D题库（送手机版），请登录www.100eshu.com（圣才e书网）。

全国热线：4006-123-191（8:30~23:00）；咨询QQ：474400084（8:30~23:00）

精算师考试：www.100xuexi.com（圣才学习网）

考研辅导：www.100exam.com（圣才考研网）

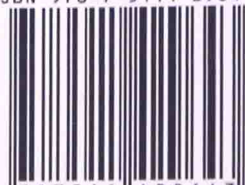


关注官方微博
获取更多资讯

责任编辑：赵立颖

封面设计：圣才学习网

ISBN 978-7-5114-2964-3



9 787511 429643 >

定价：28.00元

中国精算师资格考试辅导系列

中国精算师
非寿险精算过关必做 500 题
(含历年真题)
(第 2 版)

主编：圣才学习网
www.100xuexi.com

中国石化出版社

内 容 提 要

本书是中国精算师资格考试科目“非寿险精算”过关必做习题集,基本遵循中国精算师资格考试指定教材《非寿险精算》(韩天雄主编,刘乐天主审,中国财政经济出版社)的章目编排,共分6章,根据最新《中国精算师资格考试-考试指南》中“非寿险精算”的考试内容和要求精心编写了约500道习题,其中包括了部分历年真题、样题和教材习题,所选习题基本覆盖了考试指南规定需要掌握的知识内容,并对全部习题进行了详细的分析和解答。

圣才学习网|精算师(www.100xuexi.com)提供中国精算师资格考试辅导方案【网络课程、3D电子书、3D题库等】(详细介绍参见本书书前彩页)。购书享受大礼包增值服务【100元网授班+20元真题模考+20元圣才学习卡】。本书特别适用于参加中国精算师资格考试的考生,也可供各大院校精算专业的师生参考。

图书在版编目(CIP)数据

中国精算师非寿险精算过关必做500题:含历年真题/
圣才学习网主编. —2版. —北京:中国石化出版社,
2014.8

(中国精算师资格考试辅导系列)

ISBN 978-7-5114-2964-3

I. ①中… II. ①圣… III. ①保险-精算学-资格考
试-习题集 IV. ①F840.4-44

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2014)第 191829 号

未经本社书面授权,本书任何部分不得被复制、抄袭,或者
以任何形式或任何方式传播。版权所有,侵权必究。

中国石化出版社出版发行

地址:北京市东城区安定门外大街 58 号

邮编:100011 电话:(010)84271850

读者服务部电话:(010)84289974

<http://www.sinopec-press.com>

E-mail:press@sinopec.com

北京东运印刷有限公司印刷

全国各地新华书店经销

*

787×1092 毫米 16 开本 10.5 印张 4 彩插 262 千字

2014 年 9 月第 2 版 2014 年 9 月第 1 次印刷

定价:28.00 元

序 言

中国精算师资格考试是中国保险监督管理委员会立项,由中国精算师协会组织实施的一项国家级职业资格考试。中国精算师分准精算师和精算师两个层级。准精算师部分由八门科目组成,每门均为3小时笔试;精算师部分分为寿险和非寿险两个方向,每门均为4小时笔试。考生一次可以报考一科或多科,报考科目不受科目代码顺序限制。考试成绩采取10分制,6分以上(含6分)为通过。各科目成绩“通过”后,没有时间限制,终身有效。

为了帮助考生顺利通过中国精算师资格考试,我们根据最新《中国精算师资格考试-考试指南》和指定教材编写了中国精算师资格考试辅导系列:

1. 中国精算师-数学过关必做1000题(含历年真题)
2. 中国精算师-金融数学过关必做1000题(含历年真题)
3. 中国精算师-精算模型过关必做1000题(含历年真题)
4. 中国精算师-经济学基础过关必做习题集(含历年真题)
5. 中国精算师-寿险精算过关必做习题集(含历年真题)
6. 中国精算师-非寿险精算过关必做500题(含历年真题)
7. 中国精算师-会计与财务过关必做习题集(含历年真题)
8. 中国精算师-精算管理过关必做习题集(含历年真题)

本书是中国精算师资格考试科目“非寿险精算”过关必做习题集,基本遵循中国精算师资格考试指定教材《非寿险精算》(韩天雄主编,刘乐天主审,中国财政经济出版社)的章目编排,共分6章,根据最新《中国精算师资格考试-考试指南》中“非寿险精算”的考试内容和要求精心编写了约500道习题,其中包括了部分历年真题、样题和教材习题,所选习题基本覆盖了考试指南规定需要掌握的知识内容,并对全部习题进行了详细的分析和解答。

需要特别说明的是:对于考试动态、最新的考试大纲以及相关考试资料,圣才学习网|精算师(www.100xuexi.com)会及时根据当年的大纲对本书进行修订和说明,读者可以登陆网站查看并下载相关修订部分。本教材参考了众多的配套资料和相关参考书,书中错误、遗漏不可避免,敬请指正和提出建议。

购买本书享受大礼包增值服务,登录相关网站,刮开所购图书封面防伪标的密码,即可享受大礼包增值服务:①价值100元的网授班。可冲抵价值100元的网授班学费。②价值20元的真题模考。可免费参加或者下载价值20元的历年真题模拟试题(在线考试)。③价值20元的圣才学习卡。您的账户可以获得20元充值,可在圣才学习网旗下所有网站进行消费。

与本书相配套,圣才学习网提供中国精算师考试网络课程、3D电子书、3D题库(免费下载,免费升级)(详细介绍参见本书书前彩页)。

圣才学习网(www.100xuexi.com)是一家为全国各类考试和专业课学习提供名师网络课程、3D电子书、3D题库(免费下载,免费升级)等全方位教育服务的综合性学习型视频学习网站,拥有近100种考试(含418个考试科目)、194种经典教材(含英语、经济、管理、证券、金融等共16大类),合计近万小时的面授班、网授班课程。

精算考试: www.100xuexi.com(圣才学习网)

考研辅导: www.100exam.com(圣才考研网)

圣才学习网编辑部

《中国精算师资格考试辅导系列》

编 委 会

主编：圣才学习网(www.100xuexi.com)

编委：邱亚辉 娄旭海 郑 炳 肖 娟 张宇宁
周玉芳 程新慧 黄永民 孙新华 田小文
严 宽 郑云龙 吴 平

目 录

第 1 章	风险度量	(1)
第 2 章	非寿险精算中的统计方法	(8)
第 3 章	非寿险费率厘定	(43)
第 4 章	非寿险费率校正	(81)
第 5 章	非寿险准备金评估	(123)
第 6 章	再保险的精算问题	(151)

第1章 风险度量

一、单项选择题(每题的备选答案中只有1个最符合题意)

1. 根据保险公司风险资本比率所在的不同范围, 监管部门会采取相应的措施。当风险资本比率()时, 属于授权控管水准, 监管部门可以对保险公司采取重整或清算的行动。
[2011年秋季真题]

- A. 大于 200%

B. 介于 150% 至 200% 之间

C. 介于 100% 至 150% 之间

D. 介于 70% 至 100% 之间

E. 低于 70%

【答案】D

【解析】风险资本比率在不同范围, 监管部门就会采取不同的措施, 如表 1-1 所示。

表 1-1 监管部门对保险公司风险资本比率对应的相关措施

风险资本	行动水准	措施
大于 200%	无行动水准	保险人具有足够的偿付能力, 监管单位不需采取任何行动
150% ~ 200%	公司行动水准	保险人需依规定申报风险基础资本, 并需提出完整的财务计划给监管部门
100% ~ 150%	监管行动水准	监管部门可以发布命令, 纠正保险公司, 并且要求公司提出财务改善计划
70% ~ 100%	授权控管水准	监管部门可以对保险公司采取重整或清算的行动
70% 以下	强制控管水准	保险公司应该被接管

2. 某公司承保业务如表 1-2 所示。

表 1-2

业务类别	单位保额 a_i	承担单位数量 n_i	损失概率 p_i
一	5000	6000	3%
二	30000	1000	3%
三	100000	300	3%

在满足所需假设条件下, 业务一和业务三合并业务的财务稳定系数为()。[2011年秋季真题]

- A. 0. 148

B. 0. 168

C. 0. 188

D. 0. 208

E. 0. 228

【答案】B

【解析】财务稳定性系数 K 是保险赔付随机变量的标准差 Q 与所收纯保费 P 的比值, 即

$K = \frac{Q}{P}$ 。题中:

$$Q = \sqrt{5000^2 \times 6000 \times 3\% \times (1 - 3\%) + 100000^2 \times 300 \times 3\% \times (1 - 3\%)}$$
$$= 302762. 283$$

$$P = 5000 \times 6000 \times 3\% + 30000 \times 1000 \times 3\% + 100000 \times 300 \times 3\% = 1800000$$

所以，财务稳定系数 $K = \frac{302762.283}{1800000} = 0.168$ 。

3. 我们得到某公司的年度收益率数据如下：22%，5%，-7%，11%，2%，11%，则该样本的标准差为()。
- A. 0.96% B. 8.8% C. 9.2% D. 9.4%
- E. 9.8%

【答案】E

【解析】由题中数据可得：

$$\begin{aligned}\bar{x} &= \frac{\sum x_i}{n} = \frac{22\% + 5\% + \cdots + 11\%}{6} = 7.33\% \\ s &= \sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1}} \\ &= \sqrt{\frac{(22\% - 7.33\%)^2 + (5\% - 7.33\%)^2 + \cdots + (11\% - 7.33\%)^2}{5}} \\ &= 9.8\%\end{aligned}$$

4. 某公司成功推出新产品的概率是 20%，则 200 个新产品推出的过程中成功个数的标准差为()，假设服从二项分布。
- A. 1.3654 B. 4.8596 C. 5.6569 D. 9.6569
- E. 32

【答案】C

【解析】设随机变量 $X_i = 1$ 表示“该公司能够推出新产品”， $X_i = 0$ 表示“该公司不能够推出新产品”。由题意 $Y = \sum_{i=1}^{200} X_i \sim B(200, 20\%)$ ，所以

$$\sigma = \sqrt{np(1-p)} = \sqrt{200 \times 20\% \times 80\%} = 5.6569$$

5~6 题的条件如下：

对于一个由 10 支股票组成的投资组合，通过对个体股票的基础分析估计，我们可以得到组合的期望收益率是 14%，标准差为 25%， β 值为 1.1。市场组合的期望收益率为 12.5%，标准差为 20.2%。无风险收益率为 2.6%。

5. 该投资组合的 Treynor 度量值、Sharpe 度量值、Jensen's alpha ()。
- A. 0.1136, 0.496, 0.0041 B. 0.1036, 0.456, 0.0051
- C. 0.1036, 0.496, 0.0041 D. 0.1036, 0.456, 0.0035
- E. 0.1321, 0.496, 0.0021

【答案】B

【解析】Treynor 度量方法 $= \frac{E(R_p) - R_F}{\beta_p} = \frac{14\% - 2.6\%}{1.1} = 0.1036$

Sharpe 度量方法 $= \frac{E(R_p) - R_F}{\sigma_p} = \frac{14\% - 2.6\%}{25\%} = 0.456$

Jensen's alpha $= \alpha_p = E(R_p) - [R_F + (E(R_M) - R_F)\beta_p]$
 $= 14\% - [2.6\% + (12.5\% - 2.6\%) \times 1.1]$
 $= 0.0051$

- 【答案】A

$$\text{Treynor 度量方法} = \frac{E(R_M) - R_F}{\beta_M} = \frac{12.5\% - 2.6\%}{1} = 0.099$$

$$\begin{aligned}\text{Jensen's alpha} = \alpha_p &= E(R_M) - [R_F + (E(R_M) - R_F)\beta_M] \\ &= 12.5\% - [2.6\% + (12.5\% - 2.6\%) \times 1] \\ &= 0.0\end{aligned}$$

- 【答案】D

$$\begin{aligned} Var(S) &= Var(X)E(N) + Var(N)[E(X)]^2 \\ &= \lambda \{ Var(X) + [E(X)]^2 \} \\ &= 20(100^2 + 100^2) = 400000 \end{aligned}$$

8. 假设损失 X 的分布如表 1-3 所示。

X	100	50	10	0
P	0.005	0.045	0.10	0.85

A. 10, 10, 0 B. 50, 10, 0 C. 100, 50, 10 D. 10, 0, 0
E. 100, 50, 0

【答案】A

$$\begin{aligned} z_{0.95} &= \inf \{ x; P(X \leq x) \geq 0.95 \} = 10 \\ z_{0.90} &= \inf \{ x; P(X \leq x) \geq 0.90 \} = 10 \\ z_{0.80} &= \inf \{ x; P(X \leq x) \geq 0.80 \} = 0 \end{aligned}$$

设损失 X 服从 Pareto 分布, 其密度函数为 $f(x) = r\theta^r/(\theta + x)^{r+1}$ 且均值为 33, 方差为 109^2 。

- 3

- A. 123.95, 267.48
C. 114.95, 281.48
E. 114.95, 291.48

- B. 190.95, 271.48
D. 134.95, 251.48

【答案】C

【解析】Pareto 分布的均值和方差分别为：

$$E(X) = \frac{\theta}{r-1} = 33$$

$$\text{Var}(X) = \frac{\theta^2 r}{(r-1)^2(r-2)} = 109^2$$

可得 $r = 2.2018$, $\theta = 39.6599$ 。则

$$F(x_{0.95}) = 1 - \left(\frac{39.6599}{x_{0.95} + 39.6599} \right)^{2.2018} = 0.95$$

$$F(x_{0.99}) = 1 - \left(\frac{39.6599}{x_{0.99} + 39.6599} \right)^{2.2018} = 0.99$$

所以该分布的 95% 分位数、99% 分位数分别为 114.95, 281.48。

10. 95% CTE 和 99% CTE 的值分别为()。

- A. 213.60, 578.70
C. 256.60, 545.70
E. 253.60, 567.70

- B. 243.60, 548.70
D. 567.60, 589.70

【答案】B

【解析】由上题已知： $Q_{0.95} = 114.95$, $Q_{0.99} = 281.48$ 。由于 $1-p = \left(\frac{\theta}{Q_p + \theta} \right)^r$ ，则

$$CTE_{Q_p} = \frac{1}{1-p} \int_{Q_p}^{\infty} y f(y) dy = \frac{1}{1-p} \int_{Q_p}^{\infty} \frac{y r \theta^r}{(\theta + y)^{r+1}} dy = \frac{1}{1-p} \frac{r Q_p + \theta}{r-1} \left(\frac{\theta}{Q_p + \theta} \right)^r = \frac{r Q_p + \theta}{r-1}$$

代入各参数得： $CTE_{0.95} = 243.60$, $CTE_{0.99} = 548.70$ 。

11. 已知损失分布服从参数为 $\mu = 5$, $\sigma = 2$ 的对数正态分布，则 $CTE_{0.9} = ()$ 。

- A. 8123
E. 8489

B. 8693

C. 8256

D. 8376

【答案】D

【解析】根据题意，对数正态分布的 Q 满足

$$p = \Phi\left(\frac{\ln Q_p - \mu}{\sigma}\right)$$

即 $0.9 = \Phi\left(\frac{\ln Q_{0.9} - 5}{2}\right)$ ，有 $\ln Q_p = 7.564$ 。因为

$$CET_p = \frac{e^{\mu + \frac{1}{2}\sigma^2}}{1-p} \Phi(\sigma - \Phi^{-1}(p))$$

所以， $CET_{0.9} = 8376$ 。

12. 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，则 $\text{TVaR}[X; p] = ()$ 。

A. $\frac{\sigma}{1-p} \Phi'(\Phi^{-1}(p)) + \mu$

B. $\frac{\sigma^2}{1-p} \Phi'(\Phi^{-1}(p)) + \mu$

C. $\frac{2\sigma}{1-p} \Phi'(\Phi^{-1}(p)) + \mu$

D. $\frac{\sigma^2}{1-p} \Phi'(\Phi^{-1}(p))$

E. $\frac{\sigma}{1-p}\Phi'(\Phi^{-1}(p))$ (以上 $p \in [0, 1]$)

【答案】B

【解析】因为 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 是连续分布, 所以

$$\begin{aligned}\text{TVaR}[X; p] &= \text{CTE}_p = \frac{1}{1-p} \int_{Q_p}^{\infty} xf(x) dx \\&= \frac{1}{1-p} \int_{Q_p}^{\infty} x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \\&= \frac{1}{1-p} \left[\int_{Q_p}^{\infty} \frac{x-\mu}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx + \int_{Q_p}^{\infty} \frac{\mu}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \right] \\&= \frac{\sigma}{(1-p)\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(Q_p-\mu)^2}{2\sigma^2}} + \mu \\&= \frac{\sigma^2}{(1-p)} \Phi'(\Phi^{-1}(p)) + \mu, p \in [0, 1]\end{aligned}$$

13. 设 $X \sim \text{LN}(\mu, \sigma^2)$, 则 $\text{TVaR}[X; p] = (\quad)$ 。

A. $\frac{1}{1-p}[\Phi(\sigma - \Phi^{-1}(p))]$ B. $\frac{e^{\mu+\frac{\sigma^2}{2}}}{1-p}[\Phi(\Phi^{-1}(p) - \sigma)]$

C. $\frac{e^{\mu+\frac{\sigma^2}{2}}}{1-p}[\Phi(\sigma - \Phi^{-1}(p))]$ D. $\frac{1}{1-p}[\Phi(\Phi^{-1}(p) - \sigma)]$

E. $\frac{e^{\mu}}{1-p}[\Phi(\sigma - \Phi^{-1}(p))]$ (以上 $p \in [0, 1]$)

【答案】C

【解析】因为 $X \sim \text{LN}(\mu, \sigma^2)$, 是连续分布, 所以

$$\begin{aligned}\text{TVaR}[X; p] &= \text{CTE}_p = \frac{1}{1-p} \int_{Q_p}^{\infty} xf(x) dx \\&= \frac{1}{1-p} \int_{Q_p}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}} dx \\&= \frac{1}{1-p} \int_{\ln Q_p}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2} + x} dx \\&= \frac{1}{1-p} \int_{\ln Q_p}^{\infty} \frac{e^{\mu+\frac{\sigma^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu-\sigma^2)^2}{2\sigma^2}} dx \\&= \frac{e^{\mu+\frac{\sigma^2}{2}}}{1-p} \left[1 - \Phi\left(\frac{\ln Q_p - \mu - \sigma^2}{\sigma}\right) \right] \\&= \frac{e^{\mu+\frac{\sigma^2}{2}}}{1-p} [1 - \Phi(\Phi^{-1}(p) - \sigma)] \\&= \frac{e^{\mu+\frac{\sigma^2}{2}}}{1-p} [\Phi(\sigma - \Phi^{-1}(p))], p \in [0, 1]\end{aligned}$$

14. 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则 $\text{ES}[X; p]$ 为 $(\quad)$ 。

A. $\sigma^2 \Phi'(\Phi^{-1}(p)) - \sigma(1-p)\Phi^{-1}(p)$ B. $\sigma \Phi'(\Phi^{-1}(p)) + \sigma(1-p)\Phi^{-1}(p)$
C. $\sigma \Phi'(\Phi^{-1}(p)) - \sigma^2(1-p)\Phi^{-1}(p)$ D. $\sigma^2 \Phi'(\Phi^{-1}(p)) + \sigma(1-p)\Phi^{-1}(p)$

E. $\sigma\Phi'(\Phi^{-1}(p)) - \sigma(1-p)\Phi^{-1}(p)$

【答案】E

【解析】已知 $ES[X; p] = (1-p)(TVaR[X; p] - VaR[X; p])$ ，且 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，故计算得 $VaR[X; p] = \mu + \sigma\Phi^{-1}(p)$ ， $p \in [0, 1]$ ，而：

$$TVaR[X; p] = \frac{\sigma^2}{1-p}\Phi'(\Phi^{-1}(p)) + \mu, p \in [0, 1]$$

所以 $ES[X; p] = \sigma^2\Phi'(\Phi^{-1}(p)) - \sigma(1-p)\Phi^{-1}(p)$ ， $p \in [0, 1]$

15. 设 $X \sim LN(\mu, \sigma^2)$ ，则 $ES[X; p]$ 为()。

A. $e^\mu[\Phi(\sigma - \Phi^{-1}(p))] - (1-p)e^{\mu + \sigma\Phi^{-1}(p)}$

B. $e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}[\Phi(\sigma - \Phi^{-1}(p))] - (1-p)e^{\mu + \sigma\Phi^{-1}(p)}$

C. $e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}[\Phi(\sigma - \Phi^{-1}(p))] - pe^{\mu + \sigma\Phi^{-1}(p)}$

D. $e^\mu[\Phi(\sigma - \Phi^{-1}(p))] - pe^{\mu + \sigma\Phi^{-1}(p)}$

E. $e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}[\Phi(\sigma - \Phi^{-1}(p))] - (1-p)e^{\mu + \sigma\Phi^{-1}(p)}$

【答案】E

【解析】已知 $ES[X; p] = (1-p)(TVaR[X; p] - VaR[X; p])$ ，且 $X \sim LN(\mu, \sigma^2)$ ，故计算得 $VaR[X; p] = e^{\mu + \sigma\Phi^{-1}(p)}$ ， $p \in [0, 1]$ ，而：

$$TVaR[X; p] = \frac{e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}}{1-p}[\Phi(\sigma - \Phi^{-1}(p))]$$

所以 $ES[X; p] = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}[\Phi(\sigma - \Phi^{-1}(p))] - (1-p)e^{\mu + \sigma\Phi^{-1}(p)}$ ， $p \in [0, 1]$

16. 假设损失 X 服从正态分布 $N(33, 109^2)$ ，95% CTE 为()。

A. 255

B. 258

C. 261

D. 264

E. 267

【答案】B

【解析】由题意知： $X \sim N(33, 109^2)$ ，则

$$\begin{aligned} CTE_{0.95} &= E[X | X > Q_{0.95}] = \frac{\sigma^2}{1-p}\Phi'(\Phi^{-1}(p)) + \mu \\ &= \frac{109}{1-0.95} \times 0.103 + 33 = 258 \end{aligned}$$

17. 假设损失 X 服从正态分布 $N(33, 109^2)$ ，99% CTE 为()。

A. 320

B. 324

C. 328

D. 332

E. 336

【答案】B

【解析】由题意知： $X \sim N(33, 109^2)$ ，则

$$\begin{aligned} CTE_{0.99} &= E[X | X > Q_{0.99}] = \frac{\sigma^2}{1-p}\Phi'(\Phi^{-1}(p)) + \mu \\ &= \frac{109}{1-0.99} \times 0.02667 + 33 = 323.70 \approx 324 \end{aligned}$$

二、简答题

1. 写出基础风险资本方法的公式，并解释。[2013 年春季真题]

答：基础风险资本即为 RBC，是一种量化风险的监管方法，其操作分为两步：

第一步，确定风险资本公式，它依据保险公司的规模和风险状况得出该公司用于支持业务经营所需要的最低资本。产险公司的最低风险资本 $= R_0 + \sqrt{R_1^2 + R_2^2 + R_3^2 + R_4^2 + R_5^2}$ ，其中 R_0 为资产负债表外风险， R_1 为固定收益投资风险， R_2 为权益投资风险， R_3 为信用风险， R_4 为准备金风险， R_5 为签单保费风险。

第二步：根据风险资本比率（总调整资本/最低风险资本），监管机构采取相应的监管行动。其中产险公司的总调整资本是公司资本金减去特定赔款准备金。

2. 举例说明 VaR (Value at Risk) 的概念，并用图形表示。[2011 年秋季真题]

答：VaR 即处于风险中的价值，或称在险值，是指在某一特定的持有期内，在给定的置信水平下，某一金融资产或证券组合的最大可能损失。其数学定义式为：

$$\text{VaR}[X; p] = F_x^{-1}(p)$$

其中， $F_x^{-1}(p) = \inf\{x \in R \mid F_x(x) \geq p\}$ 。

如 J. P. Morgan 公司 1994 年年报披露，1994 年该公司一天的 95% VaR 值为 1500 万美元。也就是说，该公司可以 95% 的把握保证，1994 年每一特定时间上的证券组合在未来 24 小时之内，由于市场价值变动而带来的损失不会超过 1500 万美元。

随机变量 X 的密度函数 $f(x)$ 的图象如图 1-1 所示。

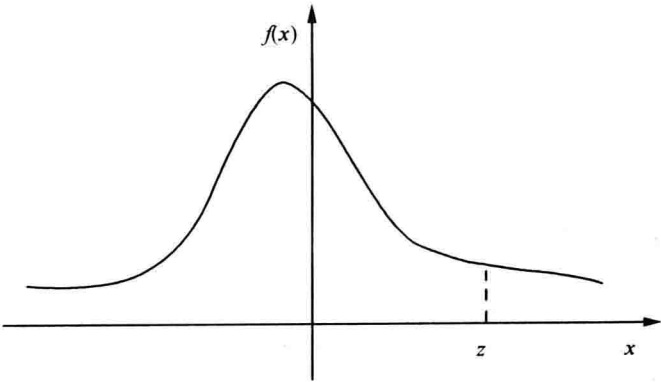


图 1-1 随机变量 X 的密度函数 $f(x)$

若在 z 点， $F(x) = p$ ，则 z 为 p 下的 VaR 值。

第2章 非寿险精算中的统计方法

一、单项选择题(每题的备选答案中只有1个最符合题意)

1. 一组样本数据满足以下条件:

- (1) 均值 = 35000
- (2) 标准差 = 75000
- (3) 中值 = 10000
- (4) 90% 分位数 = 100000
- (5) 样本服从 Weibull 分布

用分位数估计法估计 Weibull 分布的参数 γ , 估计结果()。[2011 年秋季真题]

- A. 小于 0.25
- B. 大于等于 0.25, 小于 0.35
- C. 大于等于 0.35, 小于 0.45
- D. 大于等于 0.45, 小于 0.55
- E. 大于等于 0.55

【答案】D

【解析】已知 Weibull 分布的分布函数为: $F(x) = 1 - e^{-cx^\gamma}$ 。由题: $F(10000) = 0.5$, $F(100000) = 0.9$, 因此: $c(10000)^\gamma = \ln 2$, $c(100000)^\gamma = \ln 10$ 。将上述两式相除得:

$$(10)^\gamma = \frac{\ln 10}{\ln 2}, \text{ 解得: } \gamma = 0.5214。$$

2. 某非寿险公司保险金额的经验分布如表 2-1 所示。

表 2-1 某非寿险公司保险金额的经验分布表

按保额分组(万元)	户数	频率(%)
0 ~ 20	8	2.67
20 ~ 40	60	20.00
40 ~ 60	120	40.00
60 ~ 80	89	29.66
80 ~ 100	18	6.00
100 ~ 120	5	1.67
合计	300	100.00

假设各组数据分布均匀, 用线性插值的方法估计一个企业财产保险的保险金额不低于 50 万元的概率为()。[2011 年秋季真题]

- A. 0.373
- B. 0.473
- C. 0.573
- D. 0.673
- E. 0.773

【答案】C

【解析】由线性插值法得: $F(50) = F(40) + \frac{50-40}{60-40}[F(60) - F(40)]$ 。而由表格得: $F(40) = 2.67\% + 20\% = 22.67\%$, $F(60) - F(40) = 40\%$ 。因此 $F(50) = 22.67\% + 0.5 \times$

40% = 42.67%。故 $P(X \geq 50) = 1 - F(50) = 1 - 42.67\% = 0.573$ 。

3. 以下说法正确的是()。[2011 年秋季真题]

- A. 如果随机变量 X 的分布函数 $F(x)$ 连续且严格单调, 则 X 的函数 $Y = F(x)$ 服从 $[0, 1]$ 上的均匀分布
- B. 如果随机变量组 $\{Y_i | i = 1, \dots, n\}$ 服从参数为 θ 的指数分布, θ 大于 0, 且相互独立, 则随机变量 $X = \sum_{i=1}^n Y_i$ 服从参数为 $(n, \frac{1}{\theta})$ 的二项分布
- C. 随机变量 X 服从标准正态分布, 则随机变量 $Z = \frac{\ln X - \mu}{\sigma}$ 服从参数为 (μ, σ^2) 的正态分布
- D. $Z_i, i = 1, 2, \dots, n$, 都为标准正态分布随机变量, 且相互独立, 则 $X = \sum_{i=1}^n Z_i^2 \sim N(n^2, 1)$
- E. 期望为 $\frac{k(1-p)}{p}$ 的负二项分布, 当 $k=1$ 时就是超几何分布

【答案】A

【解析】A 项, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{F(x) \leq y\}$ 。因此当 $y \leq 0$ 时, $F_Y(y) = 0$; 当 $y \geq 1$ 时, $F_Y(y) = 1$; 当 $0 < y < 1$ 时, 因为 $F(x)$ 连续且严格单调, 则 $F_Y(y) = P\{x \leq F^{-1}(y)\} = F[F^{-1}(y)] = y$ 。因此 $F_Y(y)$ 服从 $[0, 1]$ 上的均匀分布。

B 项, Y_i 的矩母函数为: $M_{Y_i}(t) = (1 - \theta t)^{-1}$ 。由矩母函数的性质知 $M_X(t) = \prod_{i=1}^n M_{Y_i}(t) = (1 - \theta t)^{-n}$ 。由矩母函数的一一对应性知: X 服从参数为 (n, θ) 的伽马分布。

C 项, 当随机变量 $X \sim N(0, 1)$ 时, $(X - u) \sim N(-u, 1)$, $Z = \frac{X - u}{\sigma} \sim N(-u, \frac{1}{\sigma^2})$ 。

D 项, 根据卡方分布的定义知: $X \sim \chi^2(n)$ 。

E 项, 若 N 是期望为 $\frac{k(1-p)}{p}$ 的负二项分布, 即 $N \sim NB(k, p)$, 当 $k=1$ 时, N 为几何分布。

4. 用分数乘法产生参数为 0.5 的泊松分布随机数。假设生成的一系列均匀分布随机数为 0.81899, 0.81953, 0.35101, 0.68379, 0.10493, 0.83946, 0.35006, 0.20226, 0.16703, 则产生的泊松分布随机数为()。[2008 年真题]

- A. 1, 2, 0, 1, 0
- B. 2, 1, 0, 1, 0
- C. 1, 2, 1, 0, 0
- D. 3, 2, 2, 1, 1
- E. 2, 1, 1, 0, 0

【答案】E

【解析】由于满足 $\prod_{i=1}^x u_i \geq e^{-\lambda} > \prod_{i=1}^{x+1} u_i$ 的 x 值即为泊松分布随机数。

由已知条件得: $e^{-\lambda} = e^{-0.5} = 0.60653 \leq 0.81899$,

$e^{-\lambda} = e^{-0.5} = 0.60653 \leq 0.81899 \times 0.81953 = 0.67119$,

$e^{-\lambda} = 0.60653 > 0.81899 \times 0.81953 \times 0.35101 = 0.23559$, 故 $x_1 = 2$;

$0.68379 > e^{-\lambda} = 0.60653 > 0.68379 \times 0.10493 = 0.07175$, 故 $x_2 = 1$;

$0.83946 > e^{-\lambda} = 0.60653 > 0.83946 \times 0.35006 = 0.29386$, 故 $x_3 = 1$;

0. 20226 < $e^{-\lambda} = 0. 60653$, 故 $x_4 = 0$;
同理, 0. 16703 < $e^{-\lambda} = 0. 60653$, 故 $x_5 = 0$ 。

5. 现已利用 Box – Muller 方法产生了标准正态分布随机数 0. 8082, 需生成模拟随机利率的随机数 $Y = \sqrt{X}$, X 服从参数为 $\mu = 5, \sigma^2 = 4$ 的对数正态分布, 则得到的随机数为 ()。[2008 年真题]
- A. 27. 34 B. 31. 34 C. 41. 34 D. 51. 34
- E. 67. 34

【答案】A

【解析】由已知条件得: $\mu + \sigma x \sim N(\mu, \sigma^2), x = 0. 8082$,
所以 $X = e^{\mu + \sigma x} = e^{\mu + 0. 8082\sigma} \sim \text{LN}(\mu, \sigma^2) = \text{LN}(5, 2^2)$,
故 $Y = \sqrt{X} = \sqrt{e^{\mu + 0. 8082\sigma}} = \sqrt{e^{5 + 0. 8082 \times 2}} = \sqrt{e^{6. 6164}} = 27. 34$ 。

6. 可用平均索赔次数估计索赔频率。当保单数目为 100 时, 信度因子 $Z = 0. 5$; 若信度因子 $Z = 0. 8$, 则保单数目至少增加 ()。[2008 年真题]
- A. 156 B. 206 C. 256 D. 306
- E. 356

【答案】A

【解析】信度因子 $Z = \sqrt{\frac{n}{n_0}}$, 令增加的数目为 x , 则

$$\begin{aligned} 0. 5 &= \sqrt{\frac{100}{n_0}} \\ 0. 8 &= \sqrt{\frac{100 + x}{n_0}} \end{aligned}$$

联解上面两式, 得到 $x = 156$ 。

7. 设表 2 – 2 中的理赔记录用韦伯分布来拟合, 用其 0. 2 和 0. 7 分位点估计参数 γ 为 () , 韦伯分布的分布函数为 $F(x) = 1 - e^{-cx^\gamma}$ 。

表 2 – 2				
0. 1	0. 2	0. 3	0. 4	0. 5
0. 6	0. 8	0. 95	0. 98	1. 0

- A. 1. 31 B. 1. 32 C. 1. 33 D. 1. 34
- E. 1. 35

【答案】E

【解析】0. 2 分位点为 0. 25, 0. 7 分位点为 0. 875, 分别令 $0. 2 = 1 - e^{-cx^\gamma}$ 及 $0. 7 = 1 - e^{-cx^\gamma}$ 。
得: $x = (\frac{-\ln 0. 8}{c})^{\frac{1}{\gamma}}$ 和 $x = (\frac{-\ln 0. 3}{c})^{\frac{1}{\gamma}}$

将 0. 25 和 0. 875 代入上面两式有:

$$\begin{aligned} 0. 25 &= (\frac{-\ln 0. 8}{c})^{\frac{1}{\gamma}} \\ 0. 875 &= (\frac{-\ln 0. 3}{c})^{\frac{1}{\gamma}} \end{aligned}$$