

Obr. 1.6 Výsledná zmes troch rozdelení

Na obr. 1.6 sú grafy distribučných funkcií jednotlivých prvkov zmesi a výsledná distribučná funkcia s váhami podľa zadania $p_1 = 0,8$; $p_2 = 0,1$; $p_3 = 0,1$ a pre utvorenie predstavy o účinku váh aj s váhami pozmenenými $p_1 = p_2 = p_3 = \frac{1}{3}$. ■

Ak nastane situácia, že nevieme koľko rozdelení zmesi tvorí, potom hodnota n sa stáva tiež náhodnou premennou. Spôsob miešania konečného počtu náhodných premenných môže byť teda rozšírený o možnosť, že úlohu diskretných pravdepodobností váh v n prvkovej zmesi preberá funkcia hustoty $f_\Lambda(\lambda)$ vystupujúca vo vete 1.4.

Veta 1.4 Nech podmienená náhodná premenná X má hustotu pravdepodobnosti $f_{X/\Lambda}(x/\lambda)$ a distribučnú funkciu $F_{X/\Lambda}(x/\lambda)$, kde λ predstavuje hodnoty náhodnej premennej Λ s hustotou pravdepodobnosti $f_\Lambda(\lambda)$. Potom nepodmienené rozdelenie náhodnej premennej X má hustotu pravdepodobnosti

$$f_X(x) = \int f_{X/\Lambda}(x/\lambda) \cdot f_\Lambda(\lambda) d\lambda \quad (1.13)$$

kde integrujeme cez všetky hodnoty λ , ktoré náhodná premenná Λ nadobúda s kladnými pravdepodobnosťami. Výsledné rozdelenie sa nazýva tiež zmes rozdelení. Pre takto definovanú náhodnú premennú má distribučná funkcia tvar

$$\begin{aligned} F_X(x) &= \int_{-\infty}^x \int f_{X/\Lambda}(t/\lambda) \cdot f_\Lambda(\lambda) d\lambda dt \\ &= \int_{-\infty}^x \int f_{X/\Lambda}(t/\lambda) \cdot f_\Lambda(\lambda) dt d\lambda \\ &= \int F_{X/\Lambda}(t/\lambda) \cdot f_\Lambda(\lambda) d\lambda \end{aligned} \quad (1.14)$$

Príklad 1.5 Nech náhodná premenná $X/\Lambda \sim E(\Lambda)$ a nech $\Lambda \sim \Gamma(m; \delta)$. Určme ne-

$$\mathbf{L}(p_{S_{n-1}}(x) * p_{X_n}(x)) = L_{S_{n-1}}(z) \cdot L_{X_n}(z) \quad (2.43)$$

a funkčné hodnoty pravdepodobnostnej funkcie $p_{S_n}(s)$ náhodnej premennej S_n vyjadríme podľa

$$p_{S_n}(s) = \mathbf{L}^{-1}(L_{S_{n-1}}(z) \cdot L_{X_n}(z)), \quad s = 0, 1, \dots \quad (2.44)$$

Příklad 2.7 Určime rozdelenie pravdepodobnosti súčtu $S^{ind} = X_1 + X_2$ pomocou Laplaceovej transformácie, pričom X_1 a X_2 sú opísané údajmi uvedenými v tabuľke 2.4.

Riešenie: Stanovme rozdelenie náhodnej premennej S^{ind} bez priameho použitia konvolúcií, uvedených v predchádzajúcej kapitole, využitím vlastnosti Laplaceovej transformácie. Vzhľadom na vstuhy uvedené v tab. 2.4

Tab. 2.4 Vstupné hodnoty

$i \setminus x$	0	1	2
1	0,8	0,2	0,0
2	0,9	0,0	0,1

Laplaceova transformácia náhodnej premennej X_1 má tvar

$$L_{X_1}(z) = \sum_{x=0}^1 e^{-xz} \cdot p_{X_1}(x) = 0,8 + 0,2 \cdot e^{-z}$$

premennej X_2

$$L_{X_2}(z) = \sum_{x=0}^2 e^{-xz} \cdot p_{X_2}(x) = 0,9 + 0,1 \cdot e^{-2z}$$

Určíme súčin obrazov a využijeme vlastnosť Laplaceovej transformácie. Platí

$$L_{X_1}(z) \cdot L_{X_2}(z) = \mathbf{L}(p_{X_1}(x)) \cdot \mathbf{L}(p_{X_2}(x)) = \mathbf{L}(p_{X_1}(x) * p_{X_2}(x))$$

teda v konkrétnom prípade

$$L_{X_1}(z) \cdot L_{X_2}(z) = 0,72 + 0,18 \cdot e^{-z} + 0,08 \cdot e^{-2z} + 0,02 \cdot e^{-3z}$$

čo je obraz pravdepodobnostnej funkcie $p_{S^{ind}}(x)$ hľadaného rozdelenia. Potom podľa (2.39) pre rozdelenie pravdepodobnosti náhodnej premennej $S^{ind} = X_1 + X_2$ platia hodnoty uvedené v tabuľke 2.5

Vyjadrenie a využitie momentov náhodnej premennej S^{kol} pomocou momentovej vytvárajúcej funkcie. Analogicky ako pri zloženom binomickom rozdelení môžeme momenty náhodnej premennej S^{kol} zloženého binomického rozdelenia určiť rôznymi spôsobmi. Zopakujme si ich.

Pre $k=1$ podľa (3.55) platí

$$\nu_1(S^{kol}) = r \cdot \left(\frac{p}{1 - q \cdot m_X(0)} \right)^{r-1} \cdot p \cdot (1 - q \cdot m_X(0))^{-2} \cdot q \cdot m'_X(0) = r \cdot \frac{q}{p} \cdot \nu_1(X) \quad (3.73)$$

pre $k=1$ podľa (3.60) dostaneme to isté vyjadrenia

$$\begin{aligned} \nu_1(S^{kol}) &= \left[\frac{d}{dz} \ln m_{S^{kol}}(z) \right]_{z=0} = \left(\ln m_{S^{kol}}(z) \right)'_{z=0} = \\ &= \frac{r \cdot \left(\frac{p}{1 - q \cdot m_X(0)} \right)^{r-1} \cdot p \cdot (1 - q \cdot m_X(0))^{-2} \cdot q \cdot m'_X(0)}{m_X(0)} = r \cdot \frac{q}{p} \cdot \nu_1(X) \end{aligned} \quad (3.74)$$

Centrálny moment druhého rádu a tretieho rádu už vyjadríme iba podľa (3.61) pre $k=2, 3$. Platí

$$\begin{aligned} \mu_2(S^{kol}) &= \left[\frac{d^2}{dz^2} \ln m_{S^{kol}}(z) \right]_{z=0} = \frac{r \cdot q^2 \cdot (m'_X(0))^2}{(1 - q \cdot m_X(0))^2} + \frac{r \cdot q \cdot m''_X(0)}{1 - q \cdot m_X(0)} \\ &= r \cdot \frac{q}{p} \cdot \nu_2(X) + r \cdot \frac{q^2}{p^2} \cdot \nu_1^2(X) \end{aligned} \quad (3.75)$$

$$\begin{aligned} \mu_3(S^{kol}) &= \left[\frac{d^3}{dz^3} \ln m_{S^{kol}}(z) \right]_{z=0} = \frac{r \cdot q \cdot m'''_X(0)}{1 - q \cdot m_X(0)} + \frac{3 \cdot r \cdot q^2 \cdot m'_X(0) \cdot m''_X(0)}{(1 - q \cdot m_X(0))^2} + \\ &+ \frac{2 \cdot r \cdot q^3 \cdot (m'_X(0))^3}{(1 - q \cdot m_X(0))^3} = \\ &= \frac{r \cdot q}{p} \cdot \nu_3(X) + \frac{3 \cdot r \cdot q^2}{p^2} \cdot \nu_1(X) \cdot \nu_2(X) + \frac{2 \cdot r \cdot q^3}{p^3} \cdot \nu_1^3(X) \end{aligned} \quad (3.76)$$

resp.

$$F_{S^{kol}}(x) \approx \Phi \left(\frac{x - E(X) \cdot r \cdot \frac{q}{p}}{\sqrt{E(X^2) \cdot r \cdot \frac{q}{p} + E^2(X) \cdot r \cdot \frac{q^2}{p^2}}} \right) \quad (3.178)$$

Poznámka 3.13 Tvrdenia (3.173)-(3.178) možno dokázať podobne ako pre zložené Poissonovo rozdelenie, ale dôkaz vzhľadom na typ rozdelenia pozostáva z viacerých krokov, ako v prípade dokázaného zloženého Poissonovho rozdelenia.

Hustota pravdepodobnosti normálneho rozdelenia je symetrická, ale pri rôznych typoch poistenia bývajú príslušné hustoty pravdepodobnosti výšky škôd pomaly klesajúce, teda pravdepodobnosť extrémne veľkých škôd nie je zanedbateľná. Pri takýchto rozdeleniach, v prípade, že poznáme prvé tri začiatočné momenty náhodnej premennej výšky celkovej škody, poskytuje aproximácia posunutým gamma rozdelením kvalitnejšie výsledky, ako aproximácia normálnym rozdelením.

Poznámka 3.14 Použitie posunutého rozdelenia gamma na aproximáciu rozdelenia celkových škôd, môže byť založené na obidvoch tvaroch tohto rozdelenia v zmysle poznámky 1.3. V nasledujúcom texte odvodíme parametre posunutého gamma rozdelenia pre $X \sim \Gamma(m; \delta)$. V prípade, že individuálna výška škody má rozdelenie rozdelenia gamma a chceme aproximovať zložené rozdelenie gamma rozdelením, vtedy, kvôli jednoznačnosti, použijeme na označenie individuálnej škody predpis $X \sim \Gamma(\alpha; \beta)$.

3.9.2 Aproximácia rozdelenia celkových škôd posunutým gamma rozdelením

Metóda je založená na začiatočných momentov a pretože, ako sme už uviedli, platí $E(S) = E(S^{kol}) = E(\bar{S})$, vzťahy odvodíme bez kladenia podmienky na hodnoty, ktoré náhodná premenná individuálnej škody nadobúda.

Nech teda existujú prvé tri začiatočné momenty náhodnej premennej S a predpokladajme, že táto náhodná premenná má približne posunuté gamma rozdelenie. To znamená, že náhodná premenná S má podobné rozdelenie hodnôt, ako náhodná premenná $Z + x_0$, kde $Z \sim \Gamma(m; \delta)$ s distribučnú funkciu

$$F_Z(x) = \int_0^x \frac{\delta^m}{\Gamma(m)} t^{\alpha-1} \cdot e^{-\delta t} dt$$

$$EC_{CVaR_{0,995}(S^{kol})} = 11,7222 - 0,5 = 11,2222$$

Tabuľka 3.41 uvádza miery rizika s príslušným ekonomickým kapitálom s konkrétnymi pravdepodobnosťami.

Tab. 3.41 Miery rizika rozdelenia celkovej škody a ekonomický kapitál na jej krytie

$1 - \varepsilon$	$VaR_{1-\varepsilon}(S^{kol})$	$CVaR_{1-\varepsilon}(S^{kol})$	$EC_{CVaR_{1-\varepsilon}}$
0,995	9,2222	11,7222	11,2222
0,990	7,4893	9,9893	9,4893
0,985	6,4757	8,9757	8,4757
0,980	5,7565	8,2565	7,7565
0,975	5,1986	7,6986	7,1986

Poznámka 3.20 Ak by sme zvažovali stav prebytku na konci sledovaného obdobia prostredníctvom náhodnej premennej U_1 , dostaneme hodnoty, na základe ktorých odhadneme ekonomický kapitál uvedený v predchádzajúcej tabuľke.

Tab. 3.42 Miery rizika a ekonomický kapitál

$1 - \varepsilon$	$VaR_{\varepsilon}(U_1)$	$CVaR_{\varepsilon}(U_1)$	$EC_{CVaR_{1-\varepsilon}}$
0,995	$-U - 0,55 + 9,2222$	$-U - 0,55 + 11,7222$	11,2222
0,990	$-U - 0,55 + 7,4893$	$-U - 0,55 + 9,9893$	9,4893
0,985	$-U - 0,55 + 6,4757$	$-U - 0,55 + 8,9757$	8,4757
0,980	$-U - 0,55 + 5,7565$	$-U - 0,55 + 8,2565$	7,7565
0,975	$-U - 0,55 + 5,1986$	$-U - 0,55 + 7,6986$	7,1986

Navyše z tabuľky 3. 42 získame ešte jednu podstatnú informáciu. Napríklad, ak hodnota

$$VaR_{0,005}(U_1) = -U - 0,55 + 9,2222 > 0$$

tak pre rezervy bude platiť $U < 8,6722$, čo znamená, že nastane strata. Naopak, ak $VaR_{0,005}(U_1) < 0$, tak pre rezervy vyššie ako je hodnota 8,6722 s pravdepodobnosťou 0,995, nastane zisk.

Predstavenú teóriu a výsledky, ktoré možno prostredníctvom nej pre konkrétne portfólio poisťných zmlúv dosiahnuť, aplikujme ešte na dátach o počte poisťných udalostí, individuálnych výškach škôd, zatiaľ bez záznamoch o oneskorených hlásení poisťných udalostí.

Príklad 3.32 Na základe štatistického spracovania údajov týkajúcich sa portfólia $n = 3402$ poisťných zmlúv počet škôd budeme modelovať Poissonovým rozdelením s parametrom $\lambda = 73$, výšku individuálnej škody bude reprezentovať lognormálne rozdelenie $X \sim LN(4,938; 0,837)$. Stanovme miery rizika pre toto portfólio.

$$\begin{aligned}
 f_{P_{X_q}}(x) &= \frac{1}{q} \frac{\delta^m}{\Gamma(m)} \cdot \left(\frac{x}{q}\right)^{m-1} \cdot e^{-\frac{\delta \cdot x}{q}} = \left(\frac{\delta}{q}\right)^m \cdot \frac{1}{\Gamma(m)} \cdot x^{m-1} \cdot e^{-\frac{\delta}{q} \cdot x} \\
 f_{Z_{X_q}}(x) &= \frac{1}{1-q} \frac{\delta^m}{\Gamma(m)} \cdot \left(\frac{x}{1-q}\right)^{m-1} \cdot e^{-\frac{\delta \cdot x}{1-q}} = \left(\frac{\delta}{1-q}\right)^m \cdot \frac{1}{\Gamma(m)} \cdot x^{m-1} \cdot e^{-\frac{\delta}{1-q} \cdot x}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

Náhodná premenná vyjadrujúca výšku škody poisťovateľa pri kvótovom zaistení má gamma rozdelenie ${}^P X_q \sim \Gamma\left(m; \frac{\delta}{q}\right)$, podobne ${}^Z X_q \sim \Gamma\left(m; \frac{\delta}{1-q}\right)$ pre premennú opisujúcu výšku škody zaistovateľa. Distribučná funkcia gamma rozdelenia sa zmení v súlade so vzťahmi (5.15) a (5.16) pre poisťovateľa a pre zaistovateľa na tvar

$$\begin{aligned}
 F_{P_{X_q}}(x) &= \int_0^x \left(\frac{\delta}{q}\right)^m \cdot \frac{1}{\Gamma(m)} \cdot t^{m-1} \cdot e^{-\frac{\delta}{q} \cdot t} dt \\
 F_{Z_{X_q}}(x) &= \int_0^x \left(\frac{\delta}{1-q}\right)^m \cdot \frac{1}{\Gamma(m)} \cdot t^{m-1} \cdot e^{-\frac{\delta}{1-q} \cdot t} dt
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

Pre náhodné premenné s uvedenými zákonmi rozdelenia platia všeobecné postupy na vyjadrenie charakteristík. Podľa nich odvodíme metódou per-partes, napr. očakávanú výšku poistného plnenia pre poisťovateľa pri kvótovom zaistení takto:

$$E({}^P X_q) = \int_0^{\infty} \left(\frac{\delta}{q}\right)^m \cdot \frac{1}{\Gamma(m)} \cdot x^m \cdot e^{-\frac{\delta}{q} \cdot x} dx = \dots = q \cdot \frac{m}{\delta}
 \tag{3}$$

Vzťah (3) vyjadruje očakávanú škodu poisťovateľa, ktorá korešponduje so vzťahom (5.3), pretože $E(X) = \frac{m}{\delta}$.

Pri proporcionálnom zaistení sa rozdelenie počtu škôd nemení ani pre poisťovateľa ani pre zaistovateľa, a preto na základe platnosti vzťahov podobných napr. pri poistení na prvé riziko resp. kvótové poistenie platí $N = {}^P N_q = {}^Z N_q$. Preto pravdepodobnostná funkcia počtu škôd poisťovateľa pri kvótovom zaistení má negatívne binomické rozdelenie

$$p_N(n) = \binom{n+r-1}{r-1} p^r \cdot (1-p)^n; \quad n=0, 1, 2, \dots$$

s charakteristikami

s pravdepodobnosťou 0,99 minimálne riziko pri požiadavke na konkrétny očakávaný zisk. Výsledky sú uvedené v tab. 5.23 z ktorých vyplýva, že pre rovnaké vstupné údaje prvým aj druhým kritériom dostaneme takmer identické výsledky. Rozdiel je v tom, že pri kritériu minimalizácie mier rizika je potrebná znalosť rozdelenia celkovej škody a očakávaný zisk dodatočne vypočítame na základe výsledkov dosiahnutých týmto kritériom. Pri použití druhého kritéria si poisťovateľ môže zvoliť očakávaný zisk a nastaviť parametre zaistenia tak, aby sa garantovala bezpečnosť so zvolenou pravdepodobnosťou. Na dosiahnutie týchto informácií nie je potrebná distribučná funkcia, ale jej využitím máme možnosť dopočítať miery rizika, ktoré korešpondujú s údajmi uvedenými v tab. 5.20.

Tab. 5.23 Optimálne parametre zaistenia pri konkrétne nastavenej disperzii a následne vyjadrené príslušné miery rizika

$D(Z) = k^2$	q^*	α^*	\Rightarrow	$VaR_{0,99}(^P S_{q^*, \alpha^*}^{kol})$	$CVaR_{0,99}(^P S_{q^*, \alpha^*}^{kol})$
204,51	0,734549	71,08969		163,8131	168,67
153,5161	0,695785	65,02208		141,9268	146,1378



5.3.4 Kritérium minimálneho rozptylu celkového zisku s väzbou na konštantný očakávaný zisk

Toto kritérium je vyjadrené vzťahom (5.78), teda Lagrangeovou funkciou v tvare

$$L(q, \alpha, \gamma) = D(Z) + \gamma(E(Z) - k) \quad (5.84)$$

ktorú budeme minimalizovať. Vzhľadom na fakt, že pre rovnaké vstupné údaje pracujeme s identickým vyjadrením charakteristík opisujúcich zisk poisťovateľa, uvádzame riešenie stanovenia vlastného vrubu pre údaje z príkladu 5.13. Očakávaný zisk, však nastavíme účelovo, na hodnotu, uvedenú v riešení príkladu 5.13, aby sme názorne z dosiahnutých hodnôt priblížili vzťahy medzi jednotlivými kritériami.

Príklad 5.14 Určme vlastný vrub poisťovateľa minimalizovaním rozptylu jeho celkovej škody pri konštantnom očakávanom zisku v prípade zadania uvedeného v príklade 5.13.

Riešenie: Z riešenia príkladu 5.13 použijeme nasledujúce charakteristiky $E(S^{kol}) = 250$, $D(S^{kol}) = 750$, $E(Z) = 55,01$, v prípade rizikovej prirážky $\delta = 0,1$ a pre $\delta = 0,15$ je očakávaný zisk $E(Z) = 59,7797$. Pretože úlohou je použiť optimalizačné kritérium podľa (5.84), v prípade, že očakávaný zisk nastavíme na hodnotu príslušnej rizikovej prirážky $\delta = 0,1$, dostaneme Lagrangeovu funkciu

$$L(q, \alpha, \gamma) = D(Z) + \gamma(E(Z) - 55,01)$$

nosťou.

Cieľom kapitoly bolo aplikovať jednu z možností stanovenia zaistného programu pri možnosti sledovania prebytku poisťovne, ktorej základnou črtou je grafická interpretácia jednotlivých zaist'ovacích ochrán, reťazcov. Táto umožní logicky zostaviť jednotlivé potrebné vzťahy, na základe ktorých je možné odvodiť charakteristiky a v niektorých prípadoch aj rozdelenia. Použitím aparátu teórie rizika, metódy skladania zaist'ovacích reťazcov, maximalizáciou funkcie celkových ziskov, resp. minimalizáciou pravdepodobnosti krachu dospejeme k vyjadreniu vzťahov, pomocou ktorých môžeme stanoviť podľa skúmanej skladby zaist'ovacieho reťazca optimálny vlastný vrub, kvótu, prioritu, ktorá zabezpečí stabilitu daného portfólia. Na overenie numerickej správnosti výstupov je vhodné vždy pôvodné dáta spracovať niekoľkými metódami, a tým otestovať správnosť získaných výsledkov. Využitím uvedeného postupu sa otvára možnosť analyzovať, posudzovať a riadiť riziká a tým dosiahnuť efektívnejšie a stabilnejšie výsledky.

Poznámka 5.18 Optimálne hodnoty parametrov zaistenia sú zámerne tak zaokrúhľované, aby sa názorne ilustrovala presnosť uvedených metód.

Poznámka 5.19 Pre skupinu reálne existujúcich zaist'ovacích ochrán platí, že faktory na náklady pri zaistení sú založené na dohodách konkurenčného vyjednávania, nie sú ovplyvnené parametrami zaist'ovacích ochrán, a preto je celkom logické pracovať s konštantnými prirážkami. Výberom vhodného zaistenia sa redukuje riziko poisťovateľa, čím sa zvyšuje jeho bezpečnosť, čo redukuje pravdepodobnosť krachu. Vychádzali sme z faktu, že zaist'ovateľova prirážka nesmie byť menšia ako poisťovateľova riziková prirážka a poisťovateľ si musí ponechať aspoň časť rizika, čo je nutné k zabezpečeniu jeho kladného očakávaného zisku (po odčítaní nákladov na zaistenie a vzniknutých škodách).

Pri proporcionálnom zaistení poisťovateľ musí zachovať prinajmenšom pomer rizika α , ktorý si rozdelí poisťovateľ a zaist'ovateľ v tvare

$$\alpha = 1 - \frac{\theta}{\zeta}$$

kde θ a ζ sú príslušné prirážky poisťovateľa a zaist'ovateľa.

5.4 ÚLOHY

5.1 Nech očakávaná škoda z jedného rizika je $E(X) = 100$. Určte

a) $E({}^P X_{q=0,3})$, b) $E({}^P X_{\alpha=100})$, $S = 30$, c) $E({}^P X_{\alpha=100})$, $S = 300$

5.2 Nech očakávaná škoda z jedného rizika je $E(X) = 100$ a očakávaný celkový počet škôd $E(N) = 10$. Určte

a) $E({}^P S_{q=0,3}^{kol})$, b) $E({}^P S_{\alpha=100}^{kol})$, $S = 30$, c) $E({}^P S_{\alpha=100}^{kol})$, $S = 300$

5.3 Nech očakávaná celková škoda poisťovateľa pri kvótovom zaistení s $q = 0,25$ je

$$CVaR_{1-p}(U_t) = U + RP - CVaR_p(S_t) \quad (6.74)$$

Teda techniky, akými odvodzujeme rozdelenie pravdepodobnosti zloženého rozdelenia za jednu časovú periódu, využijeme aj pri náhodnej premennej $S_t \sim CoPo(\lambda t, F_X(x))$. Jej distribučná funkcia umožní odhadnúť pravdepodobnosť, s akou poisťovňa kryje prevzaté riziko pri začiatočných rezervách do času t zovšeobecnením postupov vedúcich k odhadu pravdepodobnosti

$$\Psi(U_0; t) = 1 - F_{S_t}(U_0 + c \cdot t) \approx 1 - \Phi \left(\frac{U_0 + c \cdot t - \lambda \cdot E(X) \cdot t}{\sqrt{\lambda(E^2(X) + D(X)) \cdot t}} \right) \quad (6.75)$$

Vzťahy (6.72) až (6.75) sú ukážkou, ako zákonitosti platiace pre jednu periódu možno zovšeobecniť. Odpoveď na otázku ako aproximovať Poissonov zložený proces získame prostredníctvom Brownovho pohybu.

Najskôr sa však vráťme k úlohe vyjadriť pravdepodobnosť krachu pomocou Poissonovho rozdelenia.

Poisťovňa sa môže dostať v čase t do krachu, ak súčet škôd do času t bude veľmi veľký. Tento počet stanovíme na základe nasledujúcich úvah.

Z dlhodobých pozorovaní vieme odhadnúť priemernú hodnotu individuálnej škody. Ak označíme hodnoty x_1, x_2, \dots, x_m ako jednotlivé výšky škôd, ich priemerná hodnota bude

$$\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_m}{m} \quad (6.76)$$

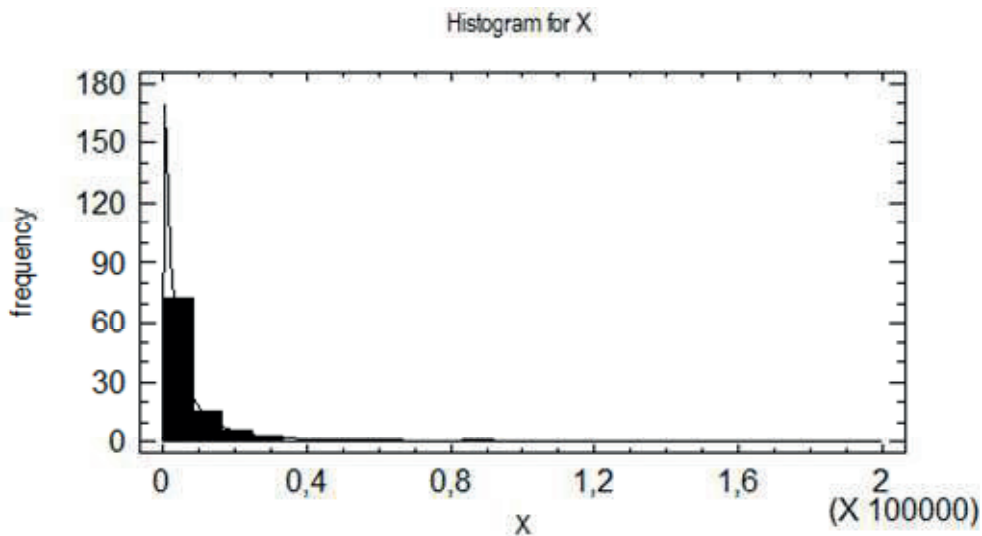
Túto hodnotu môže zastúpiť v prípade znalosti rozdelenia, ktorým sa výška individuálnej škody riadi, stredná hodnota $E(X)$. Potom počet poisťných plnení do času τ budeme považovať za veľmi veľký, ak bude vyšší ako prostriedky, ktoré máme k dispozícii na ich krytie. Teda krach nenastane, ak počet poisťných udalostí K sa bude rovnať celej časti podielu $U + c \cdot t$ do času t a priemernej škody pripadajúcej na jednu poisťnú udalosť, teda ak

$$K = \left\lceil \frac{U + c \cdot t}{\bar{x}} \right\rceil \quad (6.77)$$

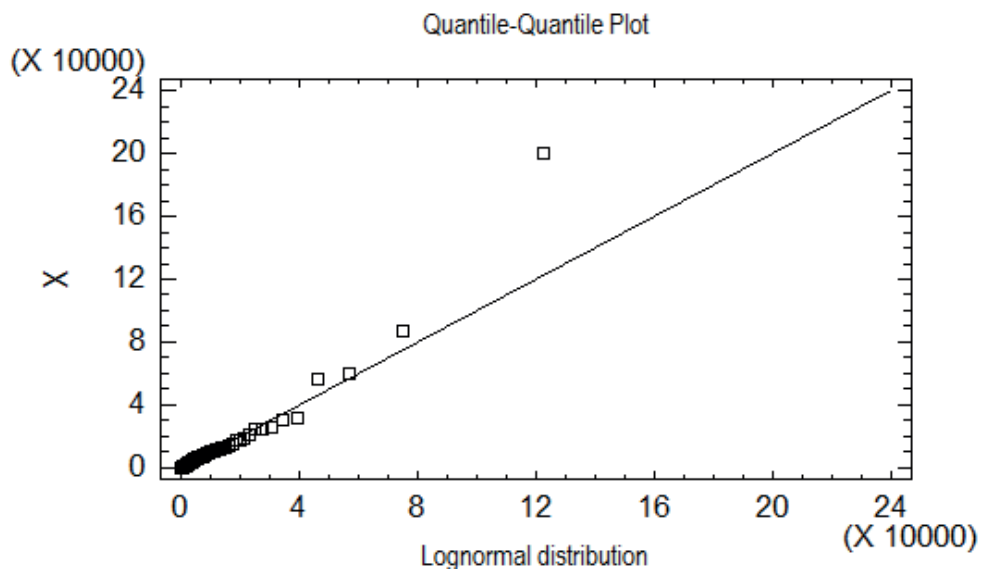
resp.

$$K = \left\lceil \frac{U + c \cdot t}{E(X)} \right\rceil \quad (6.78)$$

Inak povedané, ak do času t bude poisťovňa schopná kryť škody z K poisť-



Obr. 5.6 Histogram (STATGRAPHICS)



Obr. 5.7 Q – Q graf

Je potrebné pripomenúť, že systém STATGRAPHICS Plus priamo neodhaduje parametre lognormálneho rozdelenia v tvare, v akom sme ich uviedli v príklade 5.2. Tieto sa dajú vygenerovať až po logaritmickej transformácii vstupných údajov (ponuka *Generate Data*).