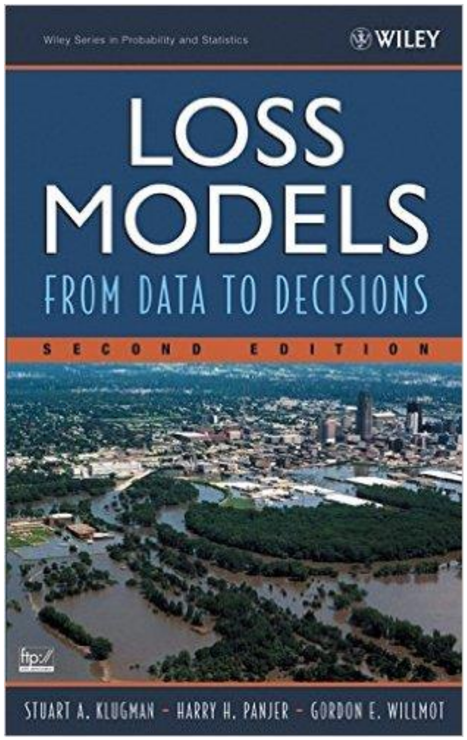
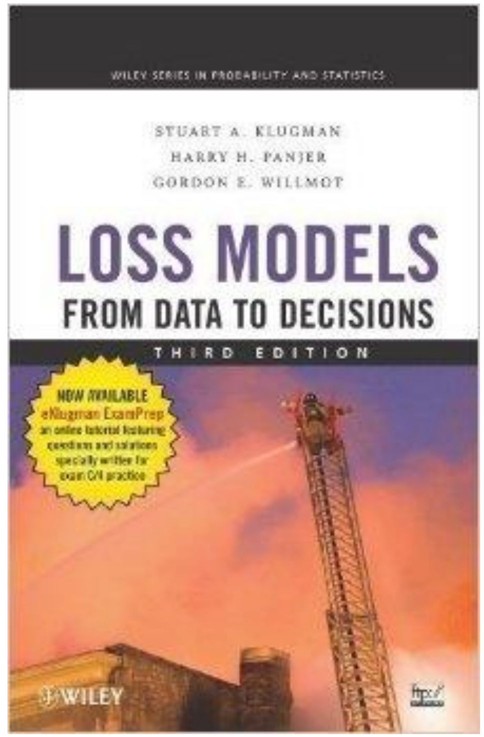
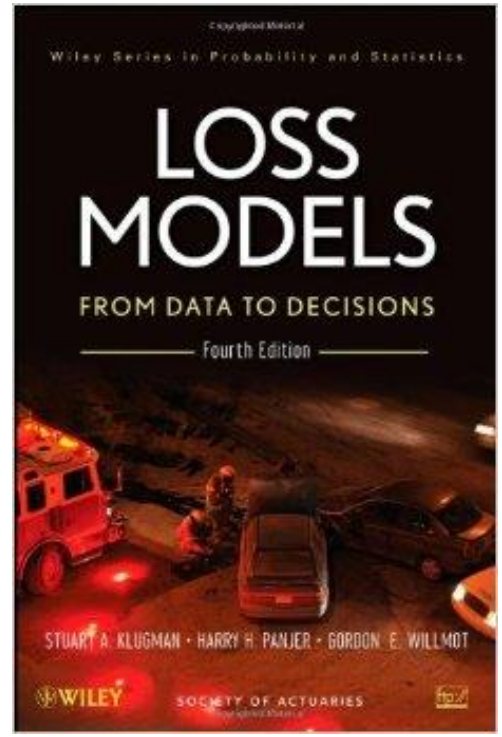
M7988 Modely ztrát v neživotním pojištění







M7988 Modely ztrát v neživotním pojištění

$\mathrm{E}[\mu(\Theta)]$, $\mathrm{E}[v(\Theta)]$, and $\mathrm{Var}[\mu(\Theta)]$ are all finite, and therefore the credibility premium is well defined. In fact, (20.47) becomes

$$\mathrm{E}[\mu(\Theta)] = \mu + \frac{\theta_1^k e^{-\mu k \theta_1} - \theta_0^k e^{-\mu k \theta_0}}{k \int_{\theta_0}^{\theta_1} t^k e^{-\mu k t} dt}. \tag{20.57}$$

The posterior pdf from (20.50) is of the same form as (20.56), with μ and k replaced by μ_* and k_* in (20.52) and (20.51), respectively. Therefore, the Bayesian premium (20.53) in this truncated situation is, by analogy with (20.57),

$$\mathrm{E}(X_{n+1}|\mathbf{X}=\mathbf{x}) = \mu_* + \frac{\theta_1^{k_*} e^{-\mu_* k_* \theta_1} - \theta_0^{k_*} e^{-\mu_* k_* \theta_0}}{k_* \int_{\theta_0}^{\theta_1} t^{k_*} e^{-\mu_* k_* t} dt}. \tag{20.58}$$

Because μ_* is a linear function of the x_js, (20.58) is nonlinear in the x_js, and therefore credibility cannot be exact. Furthermore, this truncated example demonstrates that the endpoint conditions (20.48) and (20.54) needed for exact credibility are model assumptions and, so, cannot be omitted just to obtain a nicer result.

Next, consider the more usual (untruncated) situation with $\theta_0 = 0$ and $\theta_1 = \infty$. Then (20.56) becomes the gamma pdf with

$$\pi(\theta) = \frac{\mu k (\mu k \theta)^k e^{-\mu k \theta}}{\Gamma(k+1)}, \quad \theta > 0, \tag{20.59}$$

which is a valid pdf as long as $k > -1$ and $\mu k > 0$. There are three cases:

Case	Result
$-1 < k \le 0$,	$\mathrm{E}[\mu(\Theta)] = \mathrm{E}[v(\Theta)] = \mathrm{Var}[\mu(\Theta)] = \infty$,
$0 < k \le 1$,	$\mathrm{E}[\mu(\Theta)] = \mu < \infty$, $\mathrm{E}[v(\Theta)] = \mathrm{Var}[\mu(\Theta)] = \infty$,
$k > 1$,	$\mathrm{E}[\mu(\Theta)] = \mu < \infty$, $\mathrm{E}[v(\Theta)] < \infty$, $\mathrm{Var}[\mu(\Theta)] < \infty$.

Hence, there is no credibility premium unless $k > 1$. However, because $k_* = k+n > 0$ regardless of the value of k, the Bayesian premium is

$$\mathrm{E}(X_{n+1}|\mathbf{X}=\mathbf{x}) = \mu_* = \frac{\mu k + n\bar{x}}{k+n},$$

a linear function of the x_js. To summarize, in the exponential-gamma model with prior pdf (20.59), the Bayesian premium is a linear function of the x_js regardless of the value of k, whereas if $k \le 1$ there is no credibility premium. If $k > 1$, then credibility is exact.

There is one last technical point worth noting. It was mentioned previously that the choice of the symbol μ as a parameter associated with the prior pdf $\mu(\theta)$ is not a coincidence because it is often the case that $\mathrm{E}[\mu(\Theta)] = \mu$. A similar comment applies to the parameter k. Because $v(\theta) = \mu'(\theta)/r'(\theta)$ from (5.9), it follows from (20.46) and the product rule for differentiation that

$$\begin{aligned} \frac{d}{d\theta}\left\{[\mu(\theta)-\mu]\frac{\pi(\theta)}{r'(\theta)}\right\} &= \mu'(\theta)\left[\frac{\pi(\theta)}{r'(\theta)}\right] + [\mu(\theta)-\mu]\frac{d}{d\theta}\left[\frac{\pi(\theta)}{r'(\theta)}\right] \\ &= v(\theta)\pi(\theta) - k[\mu(\theta)-\mu]^2\pi(\theta). \end{aligned}$$

A.5.1.2 Inverse Gaussian—μ, θ

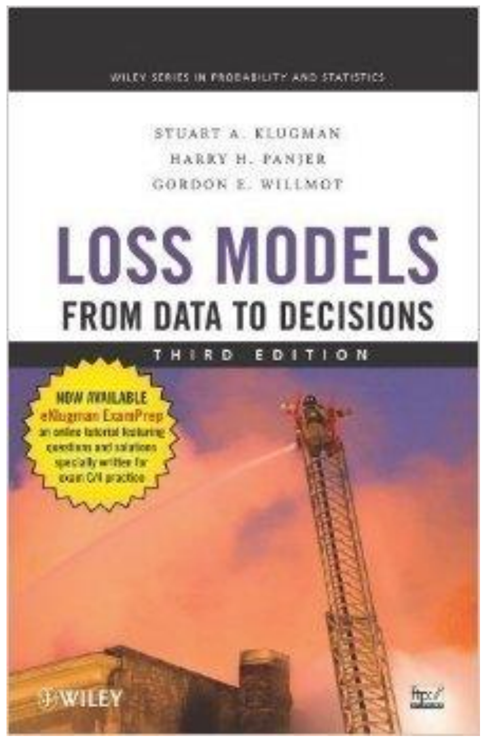
$$\begin{aligned}
f(x) &= \left(\frac{\theta}{2\pi x^3}\right)^{1/2} \exp\left(-\frac{\theta z^2}{2x}\right), \quad z = \frac{x-\mu}{\mu}, \\
F(x) &= \Phi\left[z\left(\frac{\theta}{x}\right)^{1/2}\right] + \exp\left(\frac{2\theta}{\mu}\right)\Phi\left[-y\left(\frac{\theta}{x}\right)^{1/2}\right], \quad y = \frac{x+\mu}{\mu}, \\
\mathrm{E}[X] &= \mu, \quad Var[X] = \mu^3/\theta, \\
\mathrm{E}[X^k] &= \sum_{n=0}^{k-1} \frac{(k+n-1)!}{(k-n-1)!n!}\frac{\mu^{n+k}}{(2\theta)^n}, \quad k = 1, 2, \ldots, \\
\mathrm{E}[X \wedge x] &= x - \mu z \Phi\left[z\left(\frac{\theta}{x}\right)^{1/2}\right] - \mu y \exp(2\theta/\mu)\Phi\left[-y\left(\frac{\theta}{x}\right)^{1/2}\right], \\
M(t) &= \exp\left[\frac{\theta}{\mu}\left(1 - \sqrt{1 - \frac{2\mu^2}{\theta}t}\right)\right], \quad t < \frac{\theta}{2\mu^2}, \\
\hat{\mu} &= m, \quad \hat{\theta} = \frac{m^3}{t - m^2}.
\end{aligned}$$

A.5.1.3 log-t—r, μ, σ (μ can be negative) Let Y have a t distribution with r degrees of freedom. Then $X = \exp(\sigma Y + \mu)$ has the log-t distribution. Positive moments do not exist for this distribution. Just as the t distribution has a heavier tail than the normal distribution, this distribution has a heavier tail than the lognormal distribution.

$$\begin{aligned}
f(x) &= \frac{\Gamma\left(\frac{r+1}{2}\right)}{x\sigma\sqrt{\pi r}\,\Gamma\left(\frac{r}{2}\right)\left[1 + \frac{1}{r}\left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right)^2\right]^{(r+1)/2}}, \\
F(x) &= F_r\left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right) \text{ with } F_r(t) \text{ the cdf of a } t \text{ distribution with } r \text{ df}, \\
F(x) &= \begin{cases} \dfrac{1}{2}\beta\left[\dfrac{r}{2}, \dfrac{1}{2}; \dfrac{r}{r + \left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right)^2}\right], & 0 < x \le e^{\mu}, \\[2ex] 1 - \dfrac{1}{2}\beta\left[\dfrac{r}{2}, \dfrac{1}{2}; \dfrac{r}{r + \left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right)^2}\right], & x \ge e^{\mu}. \end{cases}
\end{aligned}$$

M7988 Modely ztrát v neživotním pojištění – literatura

Stuart A. Klugman, Harry H. Panjer, Gordon E. Willmot: *Loss Models: From Data to Decisions*, 3rd edition (2008).



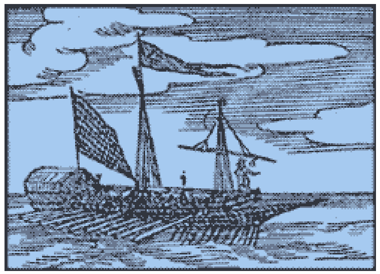
Česká společnost aktuárů – www.actuaria.cz

ČESKÁ SPOLEČNOST AKTUÁRŮ

SPOLEČNOST | ČINNOST | PŘEDPISY | SAV | ODKAZY | DOKUMENTY

English

Navis actuaria



Dřevoryt z prvního vydání Komenského díla Orbis Sensualium Pictus roku 1658

Česká společnost aktuárů se ustavila v roce 1992 jako pokračovatel činnosti Spolku československých pojistných techniků založeného 27. 2. 1919. Je dobrovolným sdružením pojistných matematiků a odborníků, jejichž zaměření s pojistnou matematikou souvisí. Usiluje o co nejširší uplatnění aktuárské profese v pojišťovnictví, sociálním zabezpečení, státní správě a při řízení finančních rizik. Je prostředníkem odborných a společenských kontaktů mezi aktuáry. Zaměřuje se na podporu vzdělávání a výzkumu v aktuárských vědách.

Společnost je představitelem české aktuárské profese v mezinárodní aktuárské asociaci (IAA) a v Poradní skupině aktuárských asociací zemí Evropských společenství (Groupe Consultatif), jejichž standardy a doporučení zavádí do aktuárské praxe.

Při potvrzování odborné způsobilosti členů vychází společnost ze sylabů aktuárských znalostí Groupe Consultatif a z téměř stoleté tradice vzdělávání pojistných matematiků na pražských vysokých školách.

Společně s oddělením finanční a pojistné matematiky matematicko-fyzikální fakulty UK pořádá pro členy společnosti , studenty Karlovy univerzity a její pracovníky pravidelný Seminář z aktuárských věd. Fakulta umožňuje členům společnosti, aby si v rámci kombinovaného studia doplnili znalosti, potřebné ke splnění kvalifikačních požadavků.

Česká společnost aktuárů
Sokolovská 83, 186 75 Praha 8
e-mail: info@actuaria.cz
IČO: 49276034

Accredited as a Full Member
of the International Actuarial Association

VSTUP PRO REGISTROVANÉ

Jméno Heslo

Získání či obnovení přístupu ZDE

Zapomněli jste vaše heslo?

NOVINKY

11.6.2015
ASTIN, AFIR/ERM & IACA Colloquia
Registration Now Open více

8.6.2015
Novela pravidel pro vydávání osvědčení - FAQ (aktualizovaná verze)
více

22.5.2015
Jednání komise pro udělování osvědčení
více

19.5.2015
AAE vydala diskusní materiál k Solventnosti v penzích
Clarity before Solvency více

15.5.2015
Minulost a budoucnost zákonného pojištění odpovědnosti za pracovní úrazy
Přednášející: Mgr. Radek Řezanka (Kooperativa)
Program dalšího vzdělávání

7.5.2015
Přidělení bodů jarní aktuárské škole a semináři EAA ve Stockholmu
více

M7988 Modely ztrát v neživotním pojištění – informace

Přednáška: středa 10:00-11:40 M3

24.10. přednáška odpadá

Zkouška: ústní s písemnou přípravou (příklady + teorie)
seznam okruhů a příkladů bude uveden později

Konzultační hodiny: podle (e-mailové) dohody

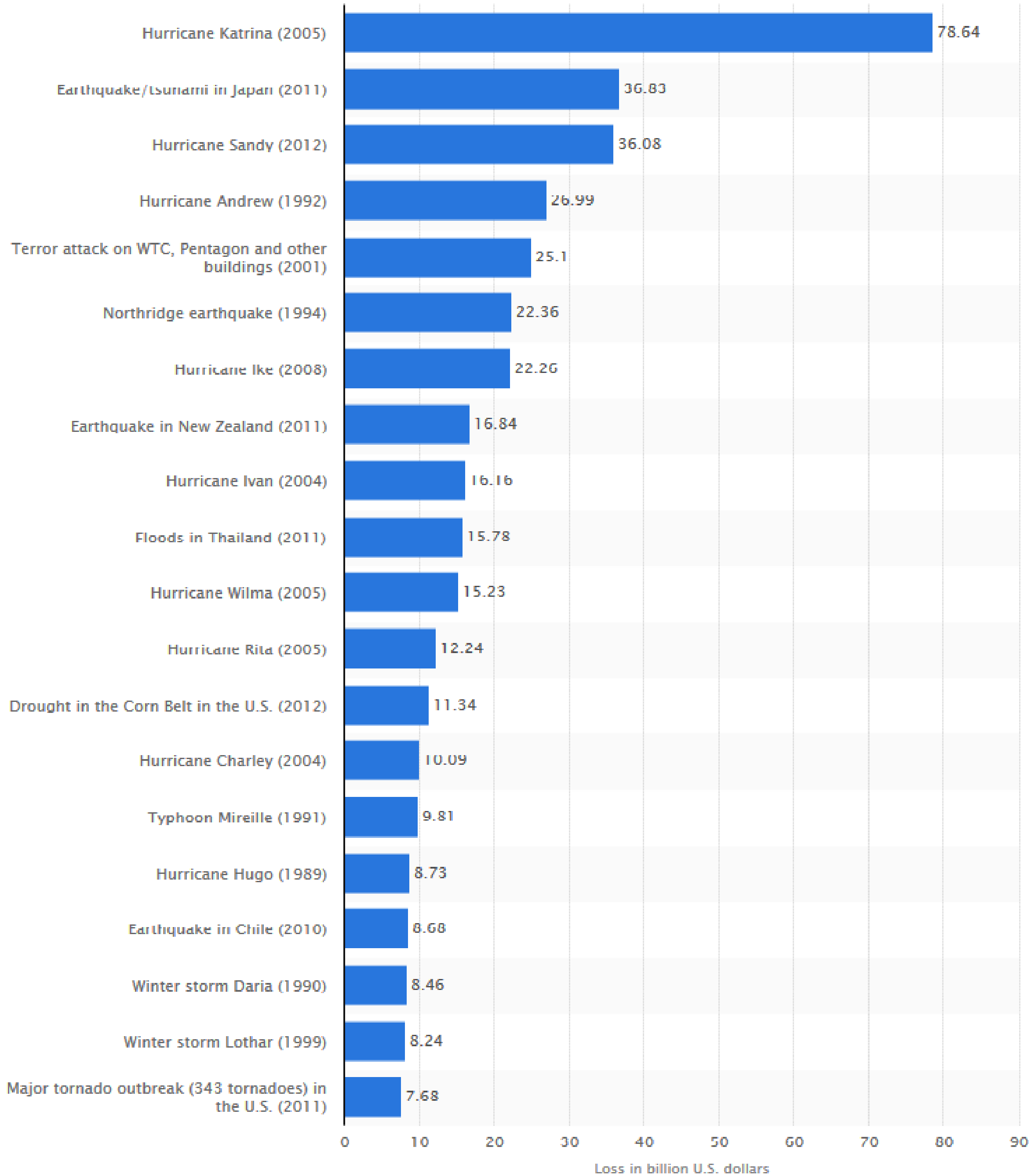
M7988 Modely ztrát v neživotním pojištění – plán přednášek

- Odhady parametrů v aktuárských modelech
  - Metoda momentů
  - Metoda maximální věrohodnosti
  - Metoda minimálního χ^2
  - Bayesovské metody

- Metody pro výběr vhodného modelu
  - Grafické metody pro ověřování vhodnosti modelu
  - Testy pro ověření vhodnosti modelu
  - Model selection

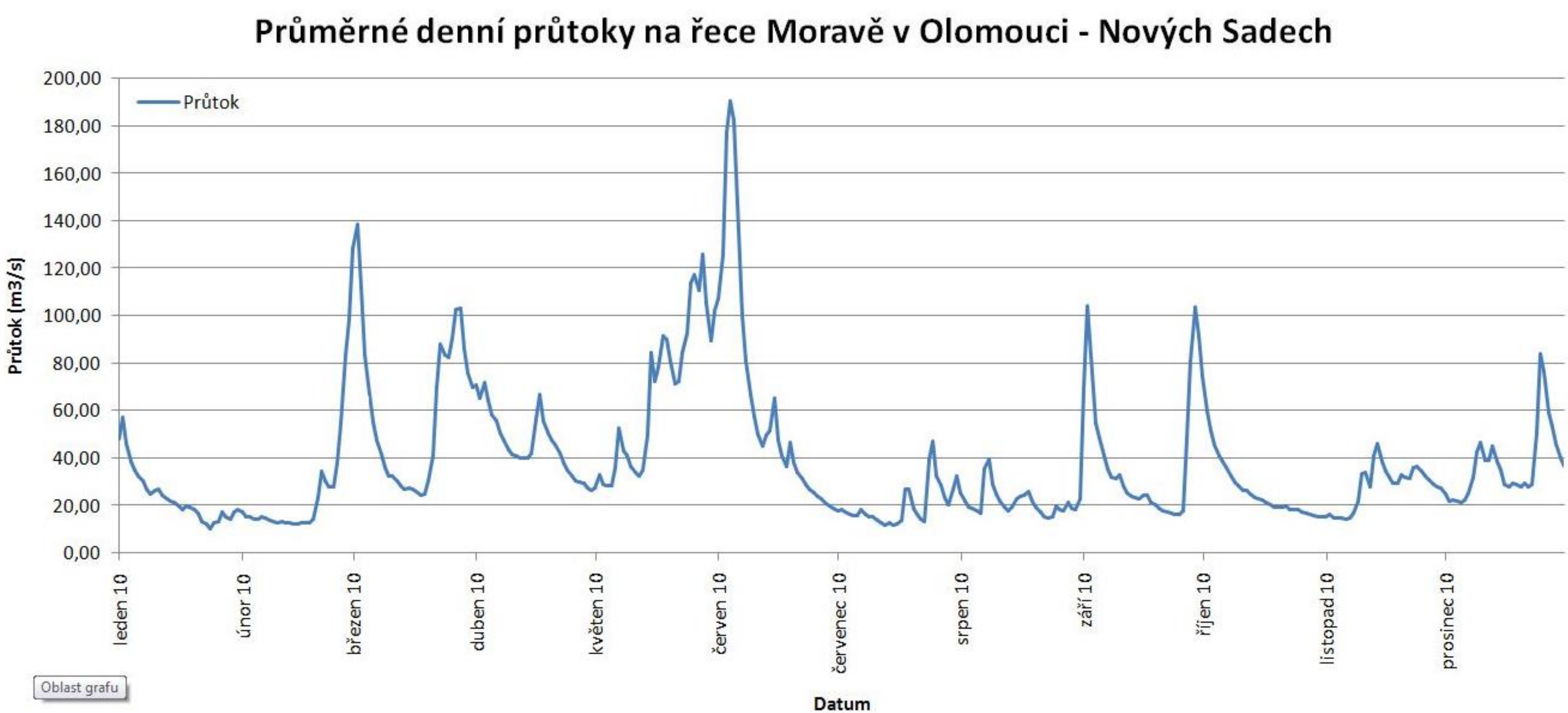
- Teorie extrémních hodnot

- Mnohorozměrné modely, kopule

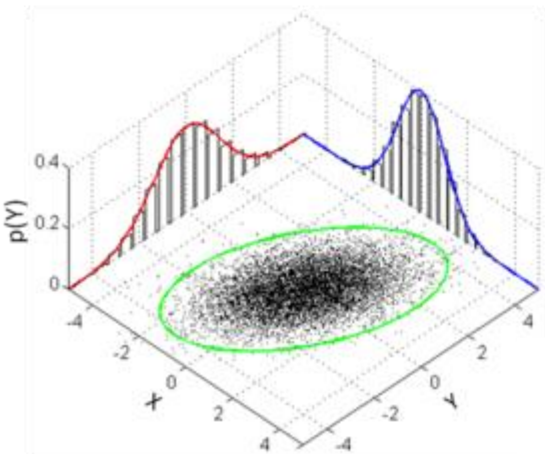


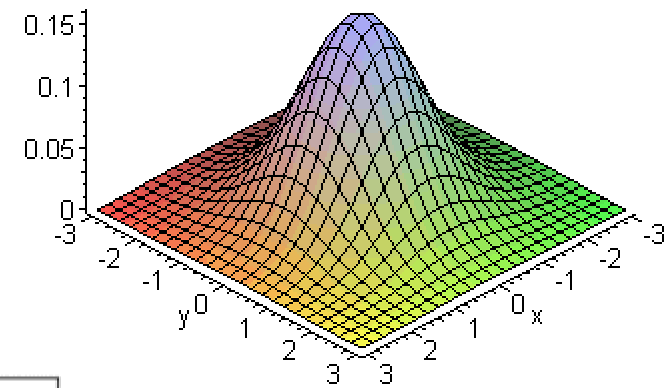
Most costly catastrophes to the insurance industry worldwide from 1970 to 2014 (in billion U.S. dollars)

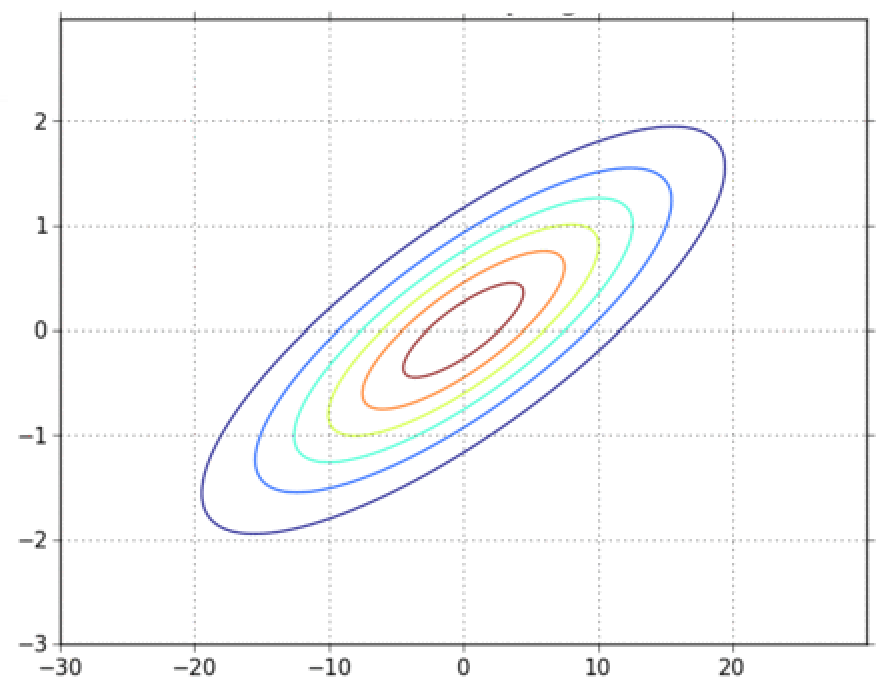
Stoletá (tisíciletá) povodeň



Dvourozměrné normální rozdělení







Dvourozměrné F rozdělení