

# Model pro stanovení solventnosti v neživotní pojišťovně při informaci o jednotlivých škodách

Mgr. Radka Trchová

*Head of actuarial portfolio analysis  
Allianz Elementar Versicherungs-AG  
Vienna, Austria*

20. duben 2007

# Agenda

Stochastické rezervování a zajištění

Model pro kumulativní škody (prof. Mandl)

Model při informaci o jednotlivých škodách

- Model pro počty škod

- Model pro výše škod

- Model pro celkové škody

- Porovnání s modelem pro kumulativní škody (Mandl)

- Volné prostředky

XL-zajištění

- Rezerva

- Volné prostředky - Jednokrokový model

Odhad parametrů

# Zajištění v rezervovacích modelech

V praxi se pro výpočet rezerv pro čisté škody užívají dvě metody

- ▶ Výpočet přímo z čistých dat
  - ▶ Vyžaduje historickou informaci o čistých škodách
  - ▶ Pokud se zajištění mění, nemusí být splněny předpoklady modelů
- ▶ Uplatnění koeficientu na rezervu pro hrubé škody
  - ▶ Zkreslené pro neproporcionální zajištění
  - ▶ Příliš zjednodušující pro stochastické modely

# Log-lineární modely

Inkrementální platby  $C_{ij}$  :  $Y_{ij} = \log(C_{ij})$

$$Y_{ij} = m_{ij} + \epsilon_{ij}, \quad \epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

Model pro  $m_{ij}$

$$m_{ij} = c + \alpha_i + \beta_j,$$

alternativně (Hoerl curve)

$$m_{ij} = c + \alpha_i + \beta_i \log(j) + \gamma_{ij}.$$

- ▶ Odhady blízko chain ladder, ale ne stejné.
- ▶ Přírůstky musí být kladné - problém pro hlášené škody.

# Wrightův model

Podepření log-lineárního modelu složeným rozdělením pro inkrementální platby

$$EC_{ij} = EN_{ij}EX_{ij},$$

$$\text{Var}(C_{ij}) = EN_{ij}\text{Var}(X_{ij}) + EX_{ij}^2\text{Var}(N_{ij}).$$

Poissonovo rozdělení pro počty škod

$$EN_{ij} = e_i a_j \kappa_{ij} A_i e^{-b_{ij}} = \text{Var}(N_{ij}).$$

Rozdělení gamma typu pro inkrementální výše škod

$$EX_{ij} = e^{\delta(i+j)} k j^\lambda.$$

$$\text{Var}X_{ij} = EX_{ij}^2 v,$$

# Zobecněné lineární modely (GLM) - Over-dispersed Poisson (ODP)

Modelují se inkrementální škody přímo

$$EC_{ij} = m_{ij},$$

$$\text{Var}(C_{ij}) = \Phi m_{ij}.$$

Struktura  $m_{ij}$

$$\log(m_{ij}) = c + \alpha_i + \beta_j.$$

- ▶ Parametry se odhadnou metodou maximální věrohodnosti.
- ▶ Best estimate odpovídá odhadu pomocí chain ladder.
- ▶ Jednotlivé přírůstky mohou být i záporné, střední hodnota však musí být kladná.

# ODP Model - Bootstrapping

- ▶ Parametrizace modelu
- ▶ Utvoření Pearsonových reziduí

$$r_{ij} = \frac{C_{ij} - \hat{m}_{ij}}{\sqrt{\hat{\phi} \hat{m}_{ij}}}$$

- ▶ Simulace pseudo-Pearsonových reziduí
- ▶ Výpočet pseudo-dat

$$C_{ij}^B = r_{ij}^B \sqrt{\hat{\phi} \hat{m}_{ij}} + \hat{m}_{ij}$$

- ▶ Předpovědi  $\tilde{C}_{ij} = \hat{m}_{ij}^B$  neobsahují process error
- ▶ Process error:  $C_{ij}^*$  se simulují z ODP-rozdělení

# Mackův model

Rekurzivní model pro kumulativní škody  $D_{ij}$

$$E[D_{ij}|D_{ij-1}] = \lambda_j D_{ij-1},$$

$$\text{Var}[D_{ij}|D_{ij-1}] = \sigma_j^2 D_{ij-1}, \quad j = 2, 3, \dots$$

Ekvivalentně pomocí vývojových faktorů

$$E[f_{ij}|D_{ij-1}] = \lambda_j,$$

$$\text{Var}[f_{ij}|D_{ij-1}] = \frac{\sigma_j^2}{D_{ij-1}}.$$

Umožňuje negativní přírůstky. Distribution free.



## Model pro kumulativní škody (prof. Mandl)

Model vychází z trojúhelníka kumulativních zaplacených škod

$$X_{t-r,0} \quad X_{t-r,1} \quad \dots \quad X_{t-r,r}$$

...

$$X_{t-1,0} \quad X_{t-1,1}$$

$$X_{t,0}$$

a předpokládá, že po  $r$  letech je vývoj každé škody ukončen.

V souladu s předpokladem metody chain ladder

$$E\{X_{s,j+1} | X_{s,0}, \dots, X_{s,j}\} = X_{s,j}c_j$$

je definován multiplikativní model

$$X_{s,j+1} = X_{s,j} (1 + (c_j - 1)E_{s,j+1}), \quad (1)$$

kde  $E_{s,j}$  jsou i.i.d. n.v. mající při pevném  $j$  stejný druhý a třetí moment, které jsou nezávislé na  $\{X_{s,0}\}$  a splňují  $EE_{s,j} = 1$ .

# Rezerva

Nediskontovaná škodní rezerva v čase  $t$  je

$$\sum_{j=0}^{r-1} X_{t-j,j} (c_j \dots c_{r-1} - 1).$$

Rezerva zvýšená o rizikovou marži (na úrovni spolehlivosti 75%):

$$R_t = \sum_{j=0}^{r-1} E\{X_{t-j,\infty} - X_{t-j,j} | \Delta\} + z_{0.75} \sqrt{\text{Var} \left( \sum_j (X_{t-j,\infty} - X_{t-j,j} | \Delta) \right)},$$

kde  $z_{0.75}$  je např. kvantil normálního rozdělení, nebo obecně parametr vyjadřující míru opatrnosti.

# Alokované volné prostředky

Označení:

$B_t$	zasloužené rizikové pojistné v roce $t$ ke konci období (deterministické),
$u_0$	počáteční alokovaný kapitál,
$u_t$	kapitál alokovaný v čase $t$ příštím období,
$F = 1 + i$	kde $i$ je zhodnocení finančních prostředků,
$G = 1 + (1 - \gamma)i$	kde $\gamma$ je průměrná doba úhrady škod během roku,
$X_{t-j,j} = {}^jX_t$	prvky na diagonále

# Riziková rezerva

Riziková rezerva na konci roku t+1:

$$U_{t+1} = u_t F + B_{t+1} + R_t F - R_{t+1} - \left( {}^0X_{t+1} + \sum_{j=1}^{r-1} ({}^jX_{t+1} - {}^{j-1}X_t) + {}^{r-1}X_t E_{t+1,r}(c_{r-1} - 1) \right) G$$

$u_0$  v jednokrokovém modelu se stanoví z  $P(U_1 < 0) = 0.005$  pomocí NP2 aproximace

$$0 = EU_1 - z_{0.995} \sqrt{E\bar{U}_1^2} + \frac{E\bar{U}_1^3}{6E\bar{U}_1^2} (z_{0.995}^2 - 1).$$

# Model při informaci o jednotlivých škodách - Intuitivní úvaha

Idea: Veličinu  $X_{s,j}$  budeme modelovat složeným rozdělením

$$X_{s,j} = \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{s,j}} Y_{s,j,k}, \quad j = 0, \dots, r,$$

a uijeme stejný model na jednotlivé škody:

$$Y_{s,j+1,k} = Y_{s,j,k} \left( 1 + (d_j - 1) \tilde{E}_{s,j+1,k} \right).$$

A co škody nově se v trojúhelníku objevující?

→ Nejprve zavedeme model pro počty škod.

# Příklad

	0	1	2
Počty škod:			
2004	5	2	1
2005	4	2	
2006	5		

	0	1	2
Zaplacené škody z roku 2004:			
1	10	14	15
2	8	11	12
3	11	14	14
4	6	8	9
5	11	13	14
6	-	10	12
7	-	9	10
8	-	-	9

## Model pro počty škod

$$\begin{array}{cccc} N_{t-r,0} & N_{t-r,1} & \dots & N_{t-r,r} \\ \dots & \dots & & \\ N_{t-1,0} & N_{t-1,1} & & \\ N_{t,0} & & & \end{array}$$

Pro modelování budeme vycházet z inkrementálního trojúhelníka

$$\begin{array}{cccc} \tilde{N}_{t-r,0} & \tilde{N}_{t-r,1} & \dots & \tilde{N}_{t-r,r} \\ \dots & \dots & & \\ \tilde{N}_{t-1,0} & \tilde{N}_{t-1,1} & & \\ \tilde{N}_{t,0} & & & \end{array}$$

kde

$$\begin{aligned} \tilde{N}_{s,j} &= N_{s,j} - N_{s,j-1}, \quad j = 1, \dots, r, \\ \tilde{N}_{s,0} &= N_{s,0}. \end{aligned}$$

## Model pro počty škod

$$\tilde{N}_{s,j} | N_{s,j-1} \sim \text{Po}(b_{s,j} N_{s,j-1}), \quad j = 1, \dots, r,$$

kde  $0 \leq b_{s,j} < 1$ ,  $b_{s,j} = 0$ ,  $j \geq r$ .

$$\tilde{N}_{s,0} \sim \text{Po}(\lambda_s).$$

Z předpokladu Poissonova rozdělení plyne

$$E[\tilde{N}_{s,j} | N_{s,j-1}] = b_{s,j} N_{s,j-1}, \quad s > 0,$$

$$E\tilde{N}_{0,j} = \lambda_s,$$

$$\text{Var}[\tilde{N}_{s,j} | N_{s,j-1}] = b_{s,j} N_{s,j-1}, \quad s > 0,$$

$$\text{Var}\tilde{N}_{0,j} = \lambda_s.$$



# Model pro počty škod - rekurzivní vztahy

Střední hodnota:

$$\begin{aligned} E[N_{s,j}|N_{s,j-1}] &= E[N_{s,j-1} + \tilde{N}_{s,j}|N_{s,j-1}] = \\ &= N_{s,j-1} + N_{s,j-1}b_{s,j-1} = N_{s,j-1}(1 + b_{s,j-1}), \end{aligned}$$

Rozptyl:

$$\begin{aligned} \text{Var}[N_{s,j}|N_{s,j-1}] &= \text{Var}[N_{s,j-1} + \tilde{N}_{s,j}|N_{s,j-1}] = \\ &= \text{Var}[\tilde{N}_{s,j}|N_{s,j-1}] = N_{s,j-1}b_{s,j-1}. \end{aligned}$$

# Model pro počty škod - nepodmíněná střední hodnota

Střední hodnota:

$$\begin{aligned} E[N_{s,j}] &= E[E[N_{s,j}|N_{s,j-1}]] = E[N_{s,j-1}(1 + b_{s,j-1})] = \\ &= (1 + b_{s,j-1})E[N_{s,j-1}] = \dots = \lambda_s \prod_{k=0}^{j-1} (1 + b_{s,k}) \end{aligned}$$

Rozptyl:

$$\text{Var}[N_{s,j}] = \tilde{q}_{s,0,j} \lambda_s,$$

kde

$$\tilde{q}_{s,0,j} = \sum_{h=0}^{j-1} \left( b_{s,h} \prod_{k=h+1}^{j-1} (1 + b_{s,k})^2 \prod_{i=0}^{h-1} (1 + b_{s,i}) \right) + \prod_{k=0}^{j-1} (1 + b_{s,k})^2.$$

# Model pro počty škod - konečný počet v závislosti na diagonále

Střední hodnota:

$$E[N_{t-j,r}] = N_{t-j,j} \prod_{k=j}^{r-1} (1 + b_{t-j,k}).$$

Rozptyl:

$$\text{Var}[N_{t-j,r} | N_{t-j,j}] = q_{t-j,j,r-1} N_{t-j,j},$$

kde

$$q_{t-j,j,r} = \sum_{h=j}^{r-1} \left( b_{t-j,h} \prod_{k=h+1}^{r-1} (1 + b_{t-j,k})^2 \prod_{i=j}^{h-1} (1 + b_{t-j,i}) \right).$$

# Model pro výše škod

Označíme

$$Y_{s,j,k}^l, \quad l = 0, \dots, j, k = 1, \dots, \tilde{N}_{s,l},$$

škody vzniklé v roce  $s = 0 \dots t$  ve vývojovém roce  $j = 0 \dots r$ , které se poprvé objevují v trojúhelníku ve vývojovém roce  $l$ .

Pro  $l = 0, \dots, j$  máme multiplikativní model

$$Y_{s,j+1,k}^l = Y_{s,j,k}^l \left( 1 + (d_j - 1) \tilde{E}_{s,j+1,k}^l \right), \quad (2)$$

kde  $\tilde{E}_{s,j,k}^l$  mají pro stejné  $j, k, l$  stejný druhý a třetí moment, jsou nezávislé na  $Y_{s,j,k}^j$  a mají střední hodnotu rovnu 1.

Pro  $Y_{s,j,k}^j$  předpokládáme, že mají střední hodnotu  $m_s$  a rozptyl  $s_s^2$ .

# Model pro celkové škody

Kumulativní škodní úhrn

$$X_{s,j} = \sum_{l=0}^j \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{s,j}} Y_{s,j,k}^l, \quad j = 0, \dots, r. \quad (3)$$

Rozklad na škody již známé a škody, které s v trojúhelníku objevují ve vývojovém roce  $j + 1$  poprvé

$$\begin{aligned} X_{s,j+1} &= \sum_{l=0}^{j+1} \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{s,j+1}} Y_{s,j+1,k}^l = \sum_{l=0}^j \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{s,j}} Y_{s,j+1,k}^l + \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{s,j+1}} Y_{s,j+1,k}^{j+1} = \\ &= \sum_{l=0}^j \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{s,j}} Y_{s,j,k}^l (1 + (d_j - 1) \tilde{E}_{s,j+1,k}^l) + \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{s,j+1}} Y_{s,j+1,k}^{j+1}. \end{aligned}$$

## Model pro celkové škody

Nechť  $I_{s,j}$  je informace o veškerých škodách z roku  $s$  dostupnou ve vývojovém roce  $j$ ,  $N_{s,j}$ ,  $Y_{s,j,k}^l$ ,  $l = 0, \dots, j$ ,  $k = 1, \dots, \tilde{N}_{s,l}$ .

$$E[X_{s,j+1}|I_{s,j}] = d_j X_{s,j} + b_{s,j} N_{s,j} m_s$$

$$E[X_{s,j+1}^2|I_{s,j}] = d_j^2 X_{s,j}^2 + (d_j^{(2)} - d_j^2) X_{s,j}^{(2)} + \\ + 2X_{s,j} d_j b_{s,j} N_{s,j} m_s + b_{s,j} N_{s,j} m_s^{(2)} + b_{s,j}^2 N_{s,j}^2 m_s^2,$$

kde

$$d_j^{(2)} = E \left[ 1 + (d_j - 1) \tilde{E}_s^{j+1} \right]^2,$$

a

$$X_{s,j}^{(2)} = \sum_{l=0}^j \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{s,l}} (Y_{s,j+1,k}^l)^2.$$

# Porovnání s modelem pro kumulativní škody (Mandl)

Model bez informace o jednotlivých škodách

$$X_{s,j+1} = X_{s,j} (1 + (c_j - 1)E_{s,j+1}).$$

Model při informaci o jednotlivých škodách

$$X_{s,j+1} = \sum_{l=1}^j \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{s,j}} Y_{s,j,k}^l (1 + (d_j - 1)\tilde{E}_{s,j+1,k}^l) + \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{s,j+1}} Y_{s,j+1,k}^{j+1}.$$

Dodatečný předpoklad  $\tilde{E}_{s,j+1,k}^l$  nezávisí na  $k$  a  $l$  dává

$$X_{s,j+1} = (1 + (d_j - 1)\tilde{E}_{s,j+1})X_{s,j} + \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{s,j+1}} Y_{s,j+1,k}^{j+1}.$$

# Porovnání s modelem pro kumulativní škody (Mandl)

Porovnáním máme

$$\sum_{k=1}^{\tilde{N}_{s,j+1}} Y_{s,j+1,k}^{j+1} = X_{s,j} \left[ (c_j - 1) E_s^{j+1} - (d_j - 1) \tilde{E}_s^{j+1} \right].$$

Aplikací střední hodnoty plyne za podmínky  $I_{s,j}$  máme

$$b_{s,j} N_{s,j} m_s = X_{s,j} (c_j - d_j),$$

neboli

$$c_j = \frac{b_{s,j} N_{s,j} m_s}{X_{s,j}} + d_j.$$



# Rezerva bez rizikové přirážky

Rekurzí se ukáže

$$E[X_{t-j,r} | I_{t-j,j}] = D_{j,r-1} X_{t-j,j} + \bar{A}_{t-j} N_{t-j,j},$$

kde

$$D_{j,r-1} = d_{r-1} \dots d_j,$$

$$\bar{A}_{t-j,r-1} = \sum_{k=j}^{r-1} D_{k+1,r-1} A_{t-j,k}, \quad D_{r,r-1} := 1,$$

kde

$$A_{t-j,i} = m_{t-j} b_{t-j,i} \prod_{k=j}^{i-1} (1 + b_{t-j,k}).$$

$$Res_t = \sum_{j=0}^{r-1} X_{t-j,j} (d_j \dots d_{r-1} - 1) + \sum_{j=0}^{r-1} \bar{A}_{t-j,r-1} N_{t-j,j}. \quad (4)$$

## Rezerva s rizikovou přírážkou

$$Res_t = \sum_{j=0}^{r-1} E[X_{t-j,\infty} - X_{t-j,j} | \Delta] + z_\alpha \sqrt{\text{Var} \left( \sum_{j=0}^{r-1} (X_{t-j,\infty} - X_{t-j,j}) | \Delta \right)}.$$

Nezávislost řádků trojúhelníka dává

$$\text{Var} \left( \sum_{j=0}^{r-1} (X_{t-j,\infty} - X_{t-j,j}) | \Delta \right) = \sum_{j=0}^{r-1} \text{Var} (X_{t-j,\infty} - X_{t-j,j} | I_{t-j,j}),$$

$$\begin{aligned} \text{Var} (X_{t-j,\infty} - X_{t-j,j} | I_{t-j,j}) &= \text{Var} (X_{t-j,\infty} | I_{t-j,j}) = \text{Var} (X_{t-j,r} | I_{t-j,j}) = \\ &= E[X_{t-j,r}^2 | I_{t-j,j}] - (E[X_{t-j,r} | I_{t-j,j}])^2. \end{aligned}$$

## Rezerva s rizikovou přírážkou

$$\text{Res}_t = \sum_{j=0}^{r-1} [x_{t-j,j}(d_j \cdots d_{r-1} - 1) + N_{t-j,j} \bar{A}_{t-j}] + z_\alpha \sqrt{\sum_{j=0}^{r-1} \text{Var}[X_{t-j,r} | I_{t-j,r}]},$$

$$\begin{aligned} \text{Var}[X_{t-j,r} | I_{t-j,j}] &= X_{t-j,j}^2 D_{j,r-1}^2 + X_{t-j,j} N_{t-j,j} \tilde{H}_{t-j,j,i}^{(1)} + N_{t-j,j}^2 \tilde{H}_{t-j,j,i}^{(2)} \\ &+ N_{t-j,j} \tilde{H}_{t-j,j,i}^{(3)} + X_{t-j,j}^{(2)} \tilde{H}_{t-j,j,i}^{(4)}, \quad X_{s,j}^{(2)} = \sum_{l=0}^j \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{s,l}} (Y_{s,j,k}^l)^2, \end{aligned}$$

kde  $\tilde{H}_{t-j,j,i}^{(1)}$ ,  $\tilde{H}_{t-j,j,i}^{(2)}$ ,  $\tilde{H}_{t-j,j,i}^{(3)}$  a  $\tilde{H}_{t-j,j,i}^{(4)}$  se skládají pouze z deterministických parametrů.

# Volné prostředky

Riziková rezerva na konci roku  $t + 1$

$$U_{t+1} = u_t F + B_{t+1} + FRes_t - Res_{t+1} - GPmt_{t+1},$$

kde platby za škody v roce  $t + 1$  jsou

$$Pmt_{t+1} = X_{t+1,0} + \sum_{j=1}^{r-1} (X_{t+1-j,j} - X_{t+1-j,j-1}) + \\ + \sum_{l=0}^{r-1} \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{t+1-r,r-1}} Y_{t+1-r,r-1,k}^l \tilde{E}_{t+1-r,r,k}^l (d_{r-1} - 1).$$

# Volné prostředí

Po úpravě máme

$$\begin{aligned} U_{t+1} = & u_t F + B_{t+1} + \sum_{j=0}^{r-1} X_{t-j,j} [(D_j - 1)F + G] - \\ & - \sum_{j=0}^{r-1} X_{t+1-j,j} [D_j - 1 + G] + \\ & + \sum_{j=0}^{r-1} N_{t-j,j} \bar{A}_{t-j} F - \sum_{j=0}^{r-1} N_{t+1-j,j} \bar{A}_{t+1-j} - \\ & - G \sum_{l=0}^{r-1} \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{t+1-r,r-1}} Y_{t+1-r,r-1,k}^l \left( 1 + \tilde{E}_{t+1-r,r,k}^l (d_{r-1} - 1) \right). \end{aligned}$$

# Volné prostředí

Střední hodnota

$$\begin{aligned} EU_{t+1} &= u_t F + B_{t+1} + \sum_{j=0}^{r-1} EX_{t-j,j} [(D_j - 1)F + G] - \\ &\quad - \sum_{j=0}^{r-1} EX_{t+1-j,j} [D_j - 1 + G] + \\ &\quad + \sum_{j=0}^{r-1} EN_{t-j,j} \bar{A}_{t-j} F - \sum_{j=0}^{r-1} EN_{t+1-j,j} \bar{A}_{t+1-j} - \\ &\quad - Gd_{r-1} \sum_{l=0}^{r-1} E\tilde{N}_{t+1-r,r-1} EY'_{t+1-r,r-1,k}. \end{aligned}$$

# Volné prostředí

Centrovaná veličina

$$\begin{aligned}\bar{U}_{t+1} &= \sum_{j=0}^{r-1} \bar{X}_{t-j,j} [(D_j - 1)F + G] - \sum_{j=0}^{r-1} \bar{X}_{t+1-j,j} [D_j - 1 + G] + \\ &+ \sum_{j=0}^{r-1} \bar{N}_{t-j,j} \bar{A}_{t-j} F - \sum_{j=0}^{r-1} \bar{N}_{t+1-j,j} \bar{A}_{t+1-j} - G \bar{X}_{t+1-r,r-1} - \\ &- G \left( \sum_{l=0}^{r-1} \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{t+1-r,r-1}} Y_{t+1-r,r-1,k}^l \left( 1 + (d_{r-1}) \tilde{E}_{t+1-r,r,k}^l \right) - \right. \\ &\quad \left. - d_{r-1} \sum_{l=0}^{r-1} E \tilde{N}_{t+1-r,r-1} E Y_{t+1-r,r-1,k}^l \right).\end{aligned}$$

# Volné prostředí

Střední hodnoty se dosadí dle

$$EX_{s,j+1} = d_j EX_{s,j} + b_{s,j} m_s EN_{s,j},$$

$$E\bar{X}_{s,j+1}^2 = d_j^2 E\bar{X}_{s,j}^2 + EX_{s,j}^{(2)} (d_j^{(2)} - d_j^2) + b_{s,j} EN_{s,j} m_s^{(2)} + b_{s,j}^2 m_s^2 E\bar{N}_{s,j}^2.$$

$$EN_{s,j+1} = (1 + b_{s,j}) EN_{s,j},$$

$$E\bar{N}_{s,j+1}^2 = b_{s,j} EN_{s,j} + (1 + b_{s,j})^2 E\bar{N}_{s,j}^2.$$



# Jednokrokový model

$$\bar{U}_1 = - \sum_{j=0}^{r-1} \bar{X}_{1-j,j} (D_j - 1 + G) - \sum_{j=0}^{r-1} \bar{N}_{1-j,j} \bar{A}_{1-j}$$

$$- G \sum_{l=0}^{r-1} \sum_{k=1}^{\tilde{n}_{1-r,r-1,k}} y'_{1-r,r-1,k} \left[ \left( 1 + (d_{r-1} - 1) \tilde{E}'_{1-r,r-1,k} \right) - d_{r-1} \right],$$

NP2 aproximace

$$0 = EU_1 - z_{0.995} \sqrt{E\bar{U}_1^2} + \frac{E\bar{U}_1^3}{6E\bar{U}_1^2} (z_{0.995}^2 - 1),$$

# Jednokrokový model

$$E\bar{U}_1^2 = \sum_{j=0}^{r-1} [D_j - 1 + G]^2 E\bar{X}_{1-j,j}^2 + \sum_{j=0}^{r-1} \bar{A}_{1-j}^2 E\bar{N}_{1-j,j}^2 + \\ + G^2 \sum_{j=0}^{r-1} \sum_{k=1}^{n_{1-r,r-1}} (y'_{1-r,r-1})^2 (d_{r-1}^{(2)} - d_{r-1}^2).$$

$$\bar{U}_1^3 = - \sum_{j=0}^{r-1} [D_j - 1 + G]^3 E\bar{X}_{1-j,j}^3 - \sum_{j=0}^{r-1} \bar{A}_{1-j}^3 E\bar{N}_{1-j,j}^3 - \\ - G^3 \sum_{j=0}^{r-1} \sum_{k=1}^{n_{1-r,r-1}} (y'_{1-r,r-1})^3 (d_{r-1}^{(3)} + 2(d_{r-1})^3 - 3d_{r-1}^{(2)}d_{r-1}).$$

# XL-zajištění

Čisté škody při neomezeném XL-zajištění s prioritou  $a$

$$\tilde{Y}_{s,j,k}^l = \min(Y_{s,j,k}^l, a_s).$$

Rezerva bez přirážky pro obezřetnost

$$\text{Res}_t = \sum_{j=0}^r E[\tilde{X}_{t-j,r} | I_{t-j,j}].$$

$$E[\tilde{X}_{t-j,r} | I_{t-j,j}] = E \left[ \sum_{l=0}^j \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{t-j,l}} \min(Y_{t-j,r,k}^l, a_{t-j}) \middle| I_{t-j,j} \right] + E \left[ \sum_{l=j+1}^r \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{t-j,l}} \min(Y_{t-j,r,k}^l, a_{t-j}) \middle| I_{t-j,j} \right].$$

## Rezerva pro škody již známé

$$E \left[ \sum_{l=0}^j \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{t-j,l}} \min(Y_{t-j,r,k}^l, \mathbf{a}_{t-j}) \middle| I_{t-j,j} \right] =$$
$$= \sum_{l=0}^j \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{t-j,l}} E \left[ \min \left( Y_{t-j,j,k}^l \prod_{i=j}^{r-1} (1 + (d_i - 1) \tilde{E}_{t-j,i+1,k}^l), \mathbf{a}_{t-j} \right) \middle| I_{t-j,j} \right],$$

n-tá střední hodnota výrazu v sumě:

$$E \left[ K_{j,r-1}(Y_{1-j,j,k}^l, \mathbf{a}_{1-j}) \right]^n =$$
$$= (Y_{1-j,j-1,k}^l)^n E_{\tilde{E}} \left[ \min \left( \prod_{i=j-1}^{r-1} (1 + (d_i - 1) \tilde{E}_{1-j,i+1,k}^l), \frac{\mathbf{a}_{1-j}}{Y_{1-j,j-1,k}^l} \right) \right]^n$$

## Rezerva pro škody již známé

Člen

$$E \left[ \min \left( \prod_{i=i_1}^{i_2} \left( 1 + (d_i - 1) \tilde{E}_{i+1} \right), a \right) \right]^n,$$

odhadneme přiblížením veličiny  $\prod_{i=i_1}^{i_2} \left( 1 + (d_i - 1) \tilde{E}_{i+1} \right)$  veličinou  $X$  s logaritmicko-normálním rozdělením.

$$E[\min(X, a)]^n = \exp \left( n\mu + \frac{n^2\sigma^2}{2} \right) \Phi \left( \frac{\log(a) - \mu - n\sigma^2}{\sigma} \right) + a^n \left( 1 - \Phi \left( \frac{\log(a) - \mu}{\sigma} \right) \right),$$

## Rezerva pro škody ještě neznámé

$$\begin{aligned} & E \left[ \sum_{l=j+1}^r \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{t-j,l}} \min(Y_{t-j,r,k}^l, \mathbf{a}_{t-j}) \middle| I_{t-j,j} \right] = \\ & = N_{t-j,j} \sum_{l=j+1}^r b_{t-j,l-1} \prod_{i=j}^{l-2} (1 + b_{t-j,i}) E \left[ \min \left( Y_{t-j,r,k}^l, \mathbf{a}_{t-j} \right) \right]. \end{aligned}$$

Střední hodnotu zjednodušíme ( $l = j + 1, j + 2, \dots$ )

$$\begin{aligned} & E \left[ \min \left( Y_{t-j,r,k}^l, \mathbf{a}_{t-j} \right) \right] = \\ & = E \left[ \min \left( Y_{t-j,l,k}^l \prod_{i=l}^{r-1} \left( 1 + (d_i - 1) \tilde{E}_{t-j,i+1,k}^l \right), \mathbf{a}_{t-j} \right) \right], \end{aligned}$$

# Rezerva pro škody ještě neznámé

Součin ve střední hodnotě přibližíme jeho střední hodnotou

$$E \left[ \min \left( Y_{t-j,l,k}^l D_{l,r-1}, a_{t-j} \right) \right],$$

což je rovno

$$D_{l,r-1} E \left[ \min \left( Y_{t-j,l,k}^l, \frac{a_{t-j}}{D_{l,r-1}} \right) \right].$$

Zanedbáváme tedy stochasticitu vývojových faktorů u škod, které se v trojúhelníku teprve objeví.

## Zajistný efekt

Zajistný efekt při XL, resp. SL zajištění je funkce

$$r_X(a) = \frac{E\tilde{X}}{EX} = \frac{E[\min(X, a)]}{EX}, \quad (5)$$

kde  $X$  je náhodná veličina označující jednotlivé škody, resp. roční úhrn škod, a  $a$  je priorita zajištění.

Škody ještě neznámé:

$$\begin{aligned} r_{Y_{t-j,r}^l}(a_{t-j}) &= \frac{E\left[\min\left(Y_{t-j,r,k}^l, a_{t-j}\right)\right]}{E\left[Y_{t-j,r,k}^l\right]} \sim \\ &\sim \frac{E\left[\min\left(Y_{t-j,l,k}^l, \frac{a_{t-j}}{D_{l,r-1}}\right)\right]}{E\left[Y_{t-j,l,k}^l\right]} = r_{Y_{t-j,l}^l}\left(\frac{a_{t-j}}{D_{l,r-1}}\right). \end{aligned}$$



# Jednokrokový model

$$\begin{aligned}
 \bar{U}_1 = & - \sum_{j=0}^{r-1} \sum_{l=0}^j \left[ \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{1-j,l}} \left( K_{j,r-1}(Y_{1-j,j,k}^l, \mathbf{a}_{1-j}) + G \min(Y_{1-j,j,k}^l, \mathbf{a}_{t+1-j}) \right) \right. \\
 & \left. - E \tilde{N}_{1-j,l} E \left[ K_{j,r-1}(Y_{1-j,j,k}^l, \mathbf{a}_{1-j}) + G \min(Y_{1-j,j,k}^l, \mathbf{a}_{1-j}) \right] \right] - \\
 & - \sum_{j=0}^{r-1} \sum_{l=j+1}^r \bar{N}_{1-j,j} \tilde{\mathbf{b}}_{1-j,j,l-1}^{D,a} - \\
 & - G \sum_{l=0}^{r-1} \left[ \sum_{k=1}^{\tilde{N}_{1-r,l}} \min(Y_{1-r,r-1,k}^l (1 + (d_{r-1} - 1) \tilde{E}_{1-r,r,k}^l), \mathbf{a}_{1-r}) \right] - \\
 & - E \tilde{N}_{1-r,l} E \left[ \min(y_{1-r,r-1,k}^l (1 + (d_{r-1} - 1) \tilde{E}_{1-r,r,k}^l), \mathbf{a}_{1-r}) \right],
 \end{aligned}$$

## Odhad parametrů $b_j$

$$\hat{b}_j = \frac{\sum_{s=t-r}^{t-j} \tilde{N}_{s,j+1}}{\sum_{s=t-r}^{t-j} N_{s,j}} = \sum_{s=t-r}^{t-j} \left( \frac{N_{s,j}}{\sum_{\tilde{s}=t-r}^{t-j} N_{\tilde{s},j}} \right) \frac{\tilde{N}_{s,j+1}}{N_{s,j}}$$

je nestranným odhadem parametru  $b_j$ . Navíc má odhad  $\hat{b}_j$  nejmenší rozptyl za podmínky  $\{N_{s,j}, s = t-r, \dots, t-j\}$  mezi nestrannými lineárními odhady tvaru

$$\tilde{b}_j = \sum_{s=t-r}^{t-j} a_s \frac{\tilde{N}_{s,j+1}}{N_{s,j}}, \quad \sum_{s=t-r}^{t-j} a_s = 1,$$

kde  $a_s$  nezávisí na  $\tilde{N}_{s,j+1}$ .

# Odhad parametrů $d_j$

Převedením modelu

$$Y'_{s,j+1,k} = Y'_{s,j,k}(1 + (d_j - 1)\tilde{E}_{s,j+1}), \quad l = 0, \dots, j,$$

na tvar

$$\ln \left( \frac{Y'_{s,j+1,k} - Y'_{s,j,k}}{Y'_{s,j,k}} \right) = \ln(d_j - 1) + \ln \tilde{E}_{s,j+1},$$

dostáváme pro  $j = 0, \dots, r - 1, l = 0, \dots, j$  tvar lineární regrese

$$y'_{s,j+1,k} = a_j x + e_{s,j+1}, \quad E\tilde{e}_{s,j+1} = 0.$$

## Odhad parametrů $d_j$

Z teorie lineární regrese a zpětnou transformací dostáváme odhad

$$\hat{d}_j = 1 + e^{\hat{a}_j} = 1 + \prod_{s=t-r}^{t-j} \prod_{l=1}^j \prod_{k=1}^{\tilde{N}_{sl}} \left( \frac{Y_{s,j+1,k}^l - Y_{s,j,k}^l}{Y_{s,j,k}^l} \right)^{\frac{1}{(r-j) \prod_{l=1}^j \tilde{N}_{sl}}}$$

Přirozeným odhadem pro  $d_j - 1$  je tedy geometrický průměr jednotlivých vývojových faktorů.

# Otevřené otázky

- ▶ Odvození třetích momentů pro NP2-aproximaci
- ▶ Více obchodních odvětví, korelace mezi nimi
- ▶ Koncové faktory
- ▶ Další zajištění: Stop Loss, podíly na zisku či ztrátě, retrospektivní smlouvy, ...
- ▶ Vliv měnících se parametrů zajištění v čase ve srovnání s modely založenými na čistých škodách
- ▶ Vliv zjednodušení pomocí NP2-aproximace, a aproximací pro XL-zajištění
- ▶ Optimalizace zajistného programu

# Závěr

## Výhody modelu při informaci o jednotlivých škodách

- ▶ Model umožňuje zohlednění zajištění
- ▶ Model není v rozporu s chain ladder
- ▶ Snadná interpretace parametrů
- ▶ Možnost zvolení odlišných parametrů při dodatečné informaci
- ▶ Parametry různých pojišťoven lze porovnat
- ▶ Uzavřené vzorce, možná aplikace v Excelu

## Nevýhody modelu

- ▶ Velké množství parametrů
- ▶ Vyžaduje informaci o celém vývoji jednotlivých škod

