



Uniwersytet Ekonomiczny
we Wrocławiu



DR JOANNA DEBICKA

ZASTOSOWANIE ODPOWIEDNIKA

RÓWNANIA RÓŻNICZKOWEGO THIELE’GO

DO ROZBICIA SKŁADEK

W UBEZPIECZENIACH WIELOSTANOWYCH

ZAGADNIENIA AKTUARIALNE – TEORIA I PRAKTYKA

WARSZAWA, 15 - 17 MAJA 2011

UBEZPIECZENIE WIELOSTANOWE

PRZYKŁAD – UBEZPIECZENIE OD RYZYKA CIĘŻKIEJ CHOROBY

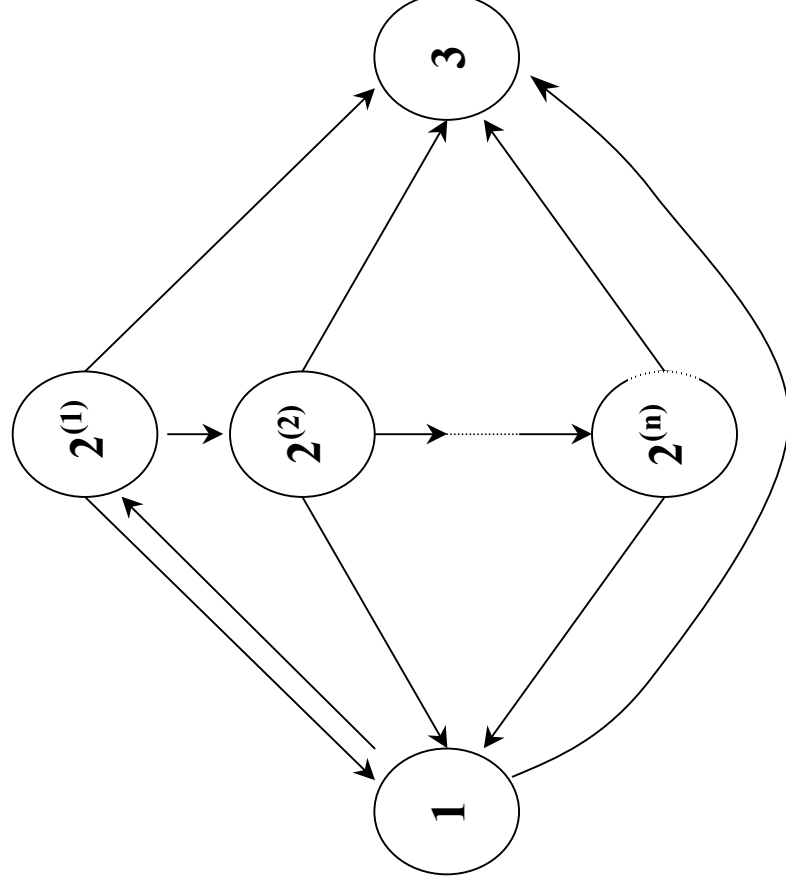
n - okres ubezpieczenia

1 - ubezpieczony jest zdrowy,

$2^{(h)}$ - ubezpieczony jest chory, a choroba trwa

h -tą jednostkę czasu, dla $h = 1, 2, \dots, n$,

3 - ubezpieczony nie żyje.



MODEL WIELOSTANOWY

(S, T)

przestrzeń stanów

$$S = \{1, 2, \dots, N\}$$

zbiór wszystkich możliwych
bezpośrednich przejść między
stanami,

(i, j) - bezpośrednie przejście ze stanu
 i do stanu j ($i \neq j$, $i, j \in S$),

STRUKTURA PROBABILISTYCZNA MODELU

$\{X(t); t \in T\}$ - proces stochastyczny przyjmujący wartości ze skończonej przestrzeni stanów S .

ZAŁOŻENIE :

$$T = \{0, 1, 2, \dots\} \quad - \quad \underline{\text{dyskretny}} \quad \quad \{X(t); t \in T\} \quad - \quad \underline{\text{łańcuch Markowa}}$$

OPROCENTOWANIE I DYSKONTOWANIE

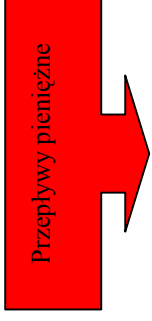
➤ **Stochastyczna stopa procentowa:**

- $\{Y(t): t \geq 0\}$ - proces stopy procentowej jest procesem stochastycznym o stacjonarnych przyrostach.
- Współczynnik dyskontujący ma postać $(0 \leq t \leq k)$

$$\nu(t, k) = e^{-(Y(k) - Y(t))}$$

➤ **Stała stopa procentowa** - współczynnik dyskontujący ma postać $(0 \leq t \leq k)$

$$\nu(t, k) = \nu^{k-t}$$



PRZEPŁYWY PIENIĘŻNE

Formy składek i świadczeń tworzących przepływy pieniężne:

$p_j(k)$ - składka okresowa płacona w momencie k , gdy $X(k) = j$,

$\pi_j(k)$ - składka jednorazowa płacona w ustalonym momencie k jeżeli $X(k) = j$,

$\ddot{b}_j(k)$ - renta płacona z góry w momencie k , gdy $X(k) = j$,

$b_j(k)$ - renta płacona z dołu w momencie k , gdy $X(k) = j$,

$d_j(k)$ - jednorazowe świadczenie płacone w ustalonym momencie k , gdy $X(k) = j$,

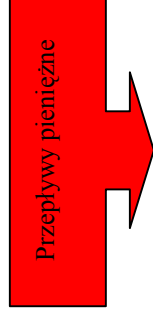
$c_{ij}(k)$ - jednorazowe świadczenie płacone w momencie k , gdy $X(k) = j$, a $X(k-1) = i$.

Niech $\wp$ oznacza jeden z typów przepływów pieniężnych:

$$\wp \in \{p, \pi, \ddot{b}, b, d, c_1, c_2, \dots, c_N\}$$

gdzie c_i oznacza jednorazowe świadczenie płacone z dołu związane z opuszczeniem stanu i .

Wartość aktualna



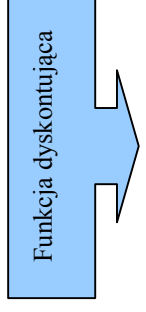
Niech $Y_t^{\wp,j}(k)$ będzie aktualną w momencie t wartością przepływu pieniężnego $\wp$ płaconego w chwili k , gdy $X(k) = j$.

Jeżeli $\wp \in \{p, \pi, \ddot{b}, b, d\}$, to

$$Y_t^{\wp,j}(k) = v(t, k) \mathbf{1}_{\{X(k)=j\}} \wp_j(k)$$

Jeżeli $\wp \in \{c_1, c_2, \dots, c_N\}$, to

$$Y_t^{c_i,j}(k) = \begin{cases} v(t, k) \mathbf{1}_{\{X(k-1)=i \wedge X(k)=j\}} c_{ij}(k) & \text{dla } i \neq j \\ 0 & \text{dla } i = j \end{cases}$$



Założenia:

➤ **Stochastyczna stopa procentowa (Frees, Parker):**

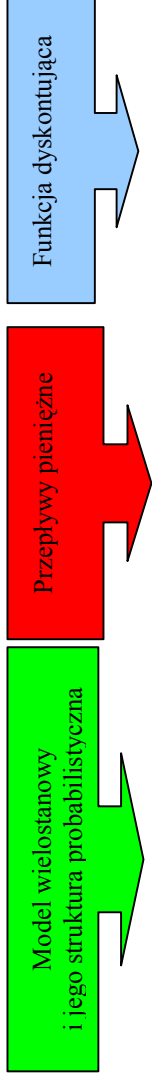
Z1 Zmienne losowe $X(t)$ oraz $Y(t)$ są niezależne

Z2 Wszystkie momenty losowej funkcji dyskontującej $e^{-Y(t)}$ są skończone.

➤ **Stała stopa procentowa:**

Współczynnik dyskontujący jest ustalony.

Wartość aktuarialna



Niech $E\left(\Upsilon_t^{\wp,j}(k) \mid X(t)=i\right)$ będzie aktuarialną w momencie t wartością przepływu pieniężnego $\wp$ płaconego w chwili k , gdy $X(k)=j$ oraz $X(t)=i$.

Jeżeli $\wp \in \{p, \pi, \ddot{b}, b, d\}$, to

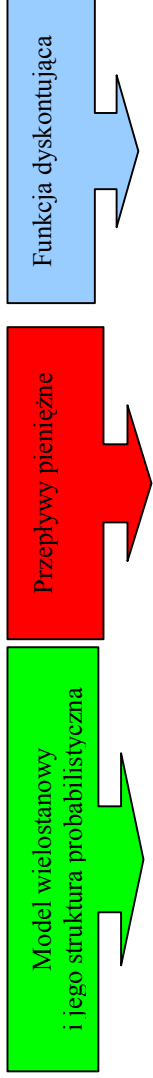
$$\begin{array}{l} q_{ij}(t,k) \\ q_{ij}(t,t+1) \end{array} \quad \begin{array}{l} = P\left(X(k)=j \mid X(t)=i\right) \\ = q_{ij}(t) \end{array}$$

$$E\left(\Upsilon_t^{\wp,j}(k) \mid X(t)=i\right)=\begin{cases} E(v(t,k))q_{ij}(t,k)\wp_j(k) & \text{dla } 0 \leq t < k \\ \wp_j(k) & \text{dla } 0 \leq t = k \wedge i = j \\ 0 & \text{dla } 0 \leq t = k \wedge i \neq j \end{cases}$$

Jeżeli $\wp \in \{c_1, c_2, \dots, c_N\}$, to

$$E\left(\Upsilon_t^{c_h,j}(k) \mid X(t)=i\right)=\begin{cases} E(v(t,k))q_{ih}(t,k-1)q_{hj}(k-1)c_{hj}(k) & \text{dla } h \in S \setminus \{j\} \wedge 0 \leq t < k \\ q_{hj}(k-1,k)c_{hi}(k) & \text{dla } h \in S \setminus \{j\} \wedge 0 \leq t = k \wedge i = j \\ 0 & \text{poza tym} \end{cases}$$

Wartość aktuarialna



Niech $E\left(\Upsilon_t^{\wp,j}(t_1, t_2) \mid X(t) = i\right)$ będzie aktuarialną w momencie t wartością sumy przepływów pieniężnych typu $\wp$ płaconych w przedziale czasu $[t_1, t_2)$, gdy $X(k) = j$ dla $t \in [t_1, t_2)$ oraz $X(t) = i$

Jeżeli $\wp \in \{p, \pi, \ddot{b}\}$, to $(0 \leq t \leq t_1 < t_2)$

$$E\left(\Upsilon_t^{\wp,j}(t_1, t_2) \mid X(t) = i\right) = \sum_{k=t_1}^{t_2-1} E(v(t, k)) q_{ij}(t, k) \wp_j(k)$$

Jeżeli $\wp \in \{b, d\}$, to $(0 \leq t \leq t_1 < t_2)$

$$E\left(\Upsilon_t^{\wp,j}(t_1, t_2) \mid X(t) = i\right) = \sum_{k=t_1+1}^{t_2} E(v(t, k)) q_{ij}(t, k) \wp_j(k)$$

Jeżeli $\wp \in \{c_1, c_2, \dots, c_N\}$, to $(0 \leq t \leq t_1 < t_2)$

$$E\left(\Upsilon_t^{c_h,j}(t_1, t_2) \mid X(t) = i\right) = \begin{cases} \sum_{k=t_1+1}^{t_2} E(v(t, k)) q_{ih}(t, k-1) q_{hj}(k-1, k) c_{hj}(k) & \text{dla } h \in S \setminus \{j\} \\ 0 & \text{dla } h = j \end{cases}$$

Strata prospektywna

$$_tL = \sum_{\wp \in \{b,d,c_1,...,c_N\}} \sum_{j \in S} \sum_{k=t+1}^n \Upsilon_t^{\wp,j}(k) + \sum_{j \in S} \Upsilon_t^{\ddot{b},j}(t) - \sum_{\wp \in \{p,\pi\}} \sum_{j \in S} \sum_{k=t}^{n-1} \Upsilon_t^{\wp,j}(k)$$

Rezerwa prospektywna

$$V_i(t) \quad = \quad \text{E}\big(_tL \mid X(t)=i\big)$$

$$= \quad \sum_{\wp \in \{\ddot{b},b,d,c_1,...,c_N\}} \sum_{j \in S} \text{E}\big(\Upsilon_t^{\wp,j}(t,n) \mid X(t)=i\big) - \sum_{\wp \in \{p,\pi\}} \sum_{j \in S} \text{E}\big(\Upsilon_t^{\wp,j}(t,n) \mid X(t)=i\big)$$

Twierdzenie 1 (odpowiednik równania różniczkowego Thiele'go w przypadku ubezpieczeń wielostanowych)

Dla ubezpieczenia wielostanowego z modelem wielostanowym (S, T) , jeżeli proces stopy procentowej $\{Y(t)\}$ jest procesem o niezależnych przyrostach, to wówczas

$$V_i(t) = \begin{cases} E\left(v(t, t+1)\right) \sum_{j \in S} q_{ij}(t) \left(V_j(t+1) + \sum_{\varrho \in \{b, d, c_i\}} \wp_{\varrho}(t) \right) + \ddot{b}_i(t) - \sum_{\varrho \in \{p, \pi\}} \wp_{\varrho}(t) & \text{dla } P(X(t) = i) > 0 \\ 0 & \text{dla } P(X(t) = i) = 0 \end{cases}.$$

Uwaga 1

Jeżeli okresowe składki netto są płacone, gdy $X(t) = 1$ oraz rozważane są świadczenia płatne z góry, to wtedy *rezerva składki netto* jest postaci

$$V_1(t) = E\left(v(t, t+1)\right) \sum_{j \in S} q_{1j}(t) \left(V_j(t+1) + \sum_{\varrho \in \{b, d, c_i\}} \wp_{\varrho}(t+1) \right) - p_1(t).$$

Wniosek 1 (*podział składki netto*)

Niech dane będzie ubezpieczenie wielostanowe z modelem wielostanowym (S, T) . Załóżmy, że składki okresowe płacone są, gdy $X(t) = 1$ dla $t = 0, 1, 2, \dots, m \leq n$ oraz proces stopy procentowej $\{Y(t)\}$ jest procesem o niezależnych przyrostach. Wtedy okresową składkę netto można przedstawić następująco

$$p_1(t) = p_1^s(t) + \sum_{j \in S \setminus \{1\}} p_1^{r_j}(t)$$

gdzie

$$p_1^s(t) = E(v(t, t+1)) \left(V_1(t+1) + \sum_{\wp \in \{b, d, c_1\}} \wp_1(t+1) \right) + \ddot{b}_1(t) - V_1(t)$$

$$\tilde{p}_1^{r_j}(t) = E(v(t, t+1)) q_{1,j}(t) \left(\left(V_j(t+1) + \sum_{\wp \in \{b, d, c_1\}} \wp_j(t+1) \right) - \left(V_1(t+1) + \sum_{\wp \in \{b, d, c_1\}} \wp_1(t+1) \right) \right)$$

Wniosek 1 (*podział składki netto*)

$$p_1(t) = p_1^s(t) + \sum_{j \in S \setminus \{1\}} p_1^{r_j}(t)$$

gdzie

składka oszczędnościowa

składka na ryzyko j

$$p_1^s(t) = E(v(t, t+1)) \left(V_1(t+1) + \sum_{\emptyset \in \{b, d, c_1\}} \wp_1(t+1) \right) + \ddot{b}_1(t) - V_1(t)$$

$$p_1^{r_j}(t) = E(v(t, t+1)) q_{1,j}(t) \left(\left(V_j(t+1) + \sum_{\emptyset \in \{b, d, c_1\}} \wp_j(t+1) \right) - \left(V_1(t+1) + \sum_{\emptyset \in \{b, d, c_1\}} \wp_1(t+1) \right) \right)$$

$nar_j(t)$: *kwota netto podlegająca ryzyku j w t + 1-szej jednostce czasu*
(*net amount at risk*)

$$nar_j(t) = \left(\left(V_j(t+1) + \sum_{\emptyset \in \{b, d, c_1\}} \wp_j(t+1) \right) - \left(V_1(t+1) + \sum_{\emptyset \in \{b, d, c_1\}} \wp_1(t+1) \right) \right) \cdot \mathbf{1}_{\{q_{1,j}(t) > 0\}}$$

Wniosek 2 (*podział składki netto*)

Niech dane będzie ubezpieczenie wielostanowe z modelem wielostanowym (S, T) . Załóżmy, że składki okresowe płacone są, gdy $X(t) = 1$ dla $t = 0, 1, 2, \dots, m \leq n$ oraz proces stopy procentowej $\{Y(t)\}$ jest procesem o niezależnych przyrostach. Wtedy okresową składkę netto można przedstawić następująco

$$\tilde{p}_1(t) = \tilde{p}_1^s(t) + \sum_{j \in S \setminus \{1\}} \tilde{p}_1^{r_j}(t)$$

gdzie

$$\begin{aligned} \tilde{p}_1^s(t) &= E(v(t, t+1)) \left(V_1(t+1) + \sum_{\wp \in \{b, d, c_1\}} \wp_1(t+1) + \sum_{j \in S \setminus \{1\}} nar_j(t) \right) - V_1(t) \\ \tilde{p}_1^{r_j}(t) &= E(v(t, t+1))(1 - q_{1,j}(t))(-nar_j(t)) \end{aligned}$$

MACIERZOWA REPREZENTACJA PODZIAŁU SKŁADKI

1. Weryfikacja modelu wielostanowego $\Rightarrow$ wprowadzenie zmodyfikowanego

modelu wielostanowego (S^, T^*)*

Model (S, T) musi spełniać dwa warunki:

- wysokości przepływów pieniężnych typu $c_{ij}(k)$ nie zależą od stanu i

$$c_{ij}(k) = c_j(k),$$

- dla każdego stanu wszystkie przejścia są tego samego typu

cf lub *nie cf*

MACIERZOWA REPREZENTACJA PODZIAŁU SKŁADKI

2. Określenie macierzy związanych z :

➤ Modelem wielostanowym i jego strukturą probabilistyczną,

➤ Przepływami pieniężnymi,

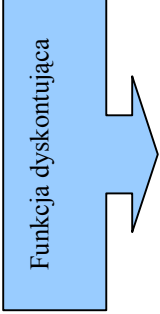
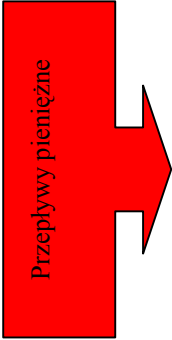
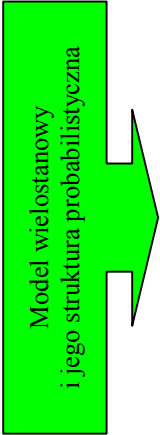
➤ Funkcją dyskontującą



$$\mathbf{S} = (1, 1, \dots, 1)^T \in \mathbb{R}^{N^*}$$

$$\mathbf{J}_i = \left(0, 0, \dots, 0, \underset{i}{1}, 0, \dots, 0 \right)^T \in \mathbb{R}^{N^*}$$

$$\mathbf{I}_{t+1} = \left(0, 0, \dots, 0, \underset{t+1}{1}, 0, \dots, 0 \right)^T \in \mathbb{R}^{n+1}$$



$$\mathbf{P}(0)=(1,0,0,...,0)^T \in \mathbf{R}^N$$

$$\mathbf{Q}(k)=\left[q_{ij}(k) \right]_{i,j=1}^N \in \mathbf{R}^{N \times N}$$

gdzie

$$q_{ij}(k)=P(X(k+1)=j|X(k)=i)$$

$$\mathbf{P}(k)=(pr_1(k),pr_2(k),...,pr_N(k))^T \in \mathbf{R}^N$$

gdzie

$$pr_i(k)=P(X(k)=i)$$

$$\mathbf{P}^T(k)=\mathbf{P}^T(0)\prod_{t=0}^{k-1}\mathbf{Q}(t)$$

$$\mathbf{D}=\begin{pmatrix} \mathbf{P}^T(0) \\ \mathbf{P}^T(1) \\ \vdots \\ \mathbf{P}^T(n) \end{pmatrix} \in \mathbf{R}^{N \times (n+1)}$$

$$\mathbf{C}_{in}=\left[cf_j^{in}(k) \right] \in \mathbf{R}^{N \times (n+1)}$$

$$\mathbf{C}_{out}=\left[cf_j^{out}(k) \right] \in \mathbf{R}^{N \times (n+1)}$$

$$\mathbf{C}=\mathbf{C}_{in}+\mathbf{C}_{out}$$

$$\mathbf{C}_{in}=\mathbf{C}_{in^-}+\mathbf{C}_{in_+}$$

Dla funduszu strat ubezpieczyciela :

$$cf_j^{in}(k)=\ddot{b}_j(k)+b_j(k)+d_j(k)+c_j(k)$$

$$cf_j^{in^-}(k)=\ddot{b}_j(k)$$

$$cf_j^{in_+}(k)=b_j(k)+d_j(k)+c_j(k)$$

$$cf_j^{out}(k)=-(p_j(k)+\pi_j(k))$$

Dla stałej stopy procentowej:

$$\mathbf{\Lambda}=\begin{pmatrix} 1 & v & v^2 & v^3 & \dots & v^n \\ v^{-1} & 1 & v & v^2 & \dots & v^{n-1} \\ v^{-2} & v^{-1} & 1 & v & \dots & v^{n-2} \\ v^{-3} & v^{-2} & v^{-1} & 1 & \dots & v^{n-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ v^{-n} & v^{-(n-1)} & v^{-(n-2)} & v^{-(n-3)} & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{\Lambda}=\left[\lambda_{k_1k_2} \right]_{k_1,k_2=0}^n \in \mathbf{R}^{(n+1) \times (n+1)}$$

$$\lambda_{k_1k_2}=\mathbf{E}\left(e^{-\left(Y(k_1)-Y(k_2) \right)} \right)$$

$$=\begin{cases} \mathbf{E}(\nu(k_2,k_1)) & \text{dla } k_1 > k_2 \\ 1 & \text{dla } k_1 = k_2 \\ \mathbf{E}(r(k_1,k_2)) & \text{dla } k_1 < k_2 \end{cases}$$

Niech $V(t)$ będzie **wektorem rezerw prospektywnych** w ustalonym momencie t dla wszystkich stanów przestrzeni stanów S :

$$\mathbf{V}(t) = (V_1(t), V_2(t), \dots, V_N(t))^T$$

Wtedy macierz $\mathbf{V}$ **rezerw prospektywnych** określonych w całym okresie ubezpieczenia jest postaci:

Uwaga

$$\mathbf{V} = \begin{pmatrix} \mathbf{V}^T(0) \\ \mathbf{V}^T(1) \\ \vdots \\ \mathbf{V}^T(n) \end{pmatrix} \quad V_i^{\text{realne}}(t) = \begin{cases} V_i(t) & \text{gdy } P(X(t) = i) > 0 \\ - & \text{gdy } P(X(t) = i) = 0 \end{cases}$$

Twierdzenie 2 (*macierzowa reprezentacja wektora rezerw prospektywnych*)

Dla ubezpieczenia z modelem wielostanowym (S^*, T^*) wektor rezerw prospektywnych w ustalonym momencie t jest następującej postaci

$$\mathbf{V}(t) = \left(\mathbf{C}_{out}^T + \mathbf{C}_{in-}^T + \mathbf{F}^T(t, \mathbf{C}) \mathbf{\Lambda} \right) \mathbf{I}_{t+1}$$

gdzie

$$\mathbf{F}^T(t, \mathbf{C}) = \sum_{k=t+1}^n \prod_{u=t}^{k-1} \mathbf{Q}(u) \mathbf{C}^T \mathbf{I}_{k+1}^T$$

$\mathbf{F}^T(t, \mathbf{C})$ jest macierzą prospektywnych średnich przepływów pieniężnych liczonych pod warunkiem, że w momencie t trwania umowy ubezpieczenia proces $\{X^*(t)\}$ jest w określonym stanie

$$f_i(t, \mathbf{C}) = \begin{cases} 0 & \text{dla } k = 0, 1, \dots, t \\ \sum_{i \in S} \mathbf{P}(X^*(k) = j \mid X^*(t) = i) \cdot cf_j(k) & \text{dla } k = t+1, t+2, \dots, n \end{cases}$$

Twierdzenie 3 (macierzowa reprezentacja odpowiednika równania różniczkowego Thiele'go w przypadku ubezpieczeń wielostanowych)

Dla ubezpieczenia wielostanowego ze zmodyfikowanym modelem wielostanowym (S^*, T^*) , jeżeli proces stopy procentowej $\{Y(t)\}$ jest procesem o niezależnych przyrostach, to wówczas

$$\mathbf{V}(t) = \left(\mathbf{Q}(t) \left(\mathbf{V}(t+1) + \mathbf{C}_{in-}^T \mathbf{I}_{t+2} \right) \mathbf{I}_{t+2}^T \mathbf{\Lambda}^T + \mathbf{C}_{out}^T + \mathbf{C}_{in-}^T \right) \mathbf{I}_{t+1}$$

Niech $\mathbf{Nar} = \left[nar_j(t) \right] \in \mathbb{R}^{N^* \times (n+1)}$ będzie macierzą kwot netto podlegających ryzyku

$$nar_j(t) = \begin{cases} V_j(t+1) + \sum_{\wp \in \{b,d,c_1\}} \wp_j(t+1) - \left(V_1(t+1) + \sum_{\wp \in \{b,d,c_1\}} \wp_1(t+1) \right) & dla \quad q_{1j}(t) > 0 \\ 0 & dla \quad q_{1j}(t) = 0 \end{cases}$$

$$= \left(\mathbf{J}_j^T - \mathbf{J}_1^T \right) \left(\mathbf{V}^T + \mathbf{C}_{in_-}^T \right) \mathbf{I}_{t+2} \mathbf{1}_{\left\{ \mathbf{J}_1^T \mathcal{Q}(t) \mathbf{J}_j > 0 \right\}}$$

Wniosek 3 (*macierzowa reprezentacja podziału składki*)

Niech dane będzie ubezpieczenie wielostanowe z modelem wielostanowym (S^*, T^*) . Załóżmy, że składki okresowe płacone są, gdy $X^*(t) = 1$ dla $t = 0, 1, 2, \dots, m \leq n$ oraz proces stopy procentowej $\{Y(t)\}$ jest procesem o niezależnych przyrostach. Wtedy okresową składkę netto można przedstawić następująco

$$p_1(t) = p_1^s(t) + \sum_{j \in S^* \setminus \{1\}} p_1^{r_j}(t)$$

gdzie

$$p_1^s(t) = \mathbf{J}_1^T \left((\mathbf{V}^T + \mathbf{C}_{in}^T) \mathbf{I}_{t+2} \mathbf{I}_{t+2}^T \mathbf{\Lambda}^T - \mathbf{V}^T \right) \mathbf{I}_{t+1}$$

$$p_1^{r_j}(t) = \mathbf{J}_1^T \mathbf{Q}^*(t) \mathbf{J}_j \mathbf{J}_j^T \mathbf{N} \mathbf{a}^T \mathbf{I}_{t+1} \mathbf{I}_{t+1}^T \mathbf{\Lambda} \mathbf{I}_{t+2}$$

$$\mathbf{PP} = \begin{pmatrix} p_1^s(0) & p_1^{r_2}(0) & \dots & p_1^{r_{N^*}}(0) \\ p_1^s(1) & p_1^{r_2}(1) & \dots & p_1^{r_{N^*}}(1) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_1^s(n) & p_1^{r_2}(n) & \dots & p_1^{r_{N^*}}(n) \end{pmatrix}$$

$$\begin{aligned} p_1^s(t) &= \mathbf{I}_{t+1}^T \cdot \mathbf{PP} \cdot \mathbf{J}_1 \\ p_1^{r_j}(t) &= \mathbf{I}_{t+1}^T \cdot \mathbf{PP} \cdot \mathbf{J}_j \\ p_1(t) &= \mathbf{I}_{t+1}^T \cdot \mathbf{PP} \cdot \mathbf{S} \end{aligned}$$

Wniosek 4 (*macierzowa reprezentacja podziału składki*)

Niech dane będzie ubezpieczenie wielostanowe z modelem wielostanowym (S^*, T^*) . Załóżmy, że składki okresowe płacone są, gdy $X^*(t) = 1$ dla $t = 0, 1, 2, \dots, m \leq n$ oraz proces stopy procentowej $\{Y(t)\}$ jest procesem o niezależnych przyrostach. Wtedy okresową składkę netto można przedstawić następująco

$$\tilde{p}_1(t) = \tilde{p}_1^s(t) + \sum_{j \in S^* \setminus \{1\}} \tilde{p}_1^{r_j}(t)$$

gdzie

$$\begin{aligned} \tilde{p}_1^s(t) &= \left((\mathbf{S}^T - \mathbf{J}_1^T) \mathbf{N} \mathbf{a}^T \mathbf{I}_{t+1} + \mathbf{J}_1^T (\mathbf{V}^T + \mathbf{C}_{in}^T) \mathbf{I}_{t+2} \right) \mathbf{I}_{t+2}^T \mathbf{\Lambda}^T \mathbf{I}_{t+1} - \mathbf{J}_1^T \mathbf{V}^T \mathbf{I}_{t+1} \\ \tilde{p}_1^{r_j}(t) &= \left(1 - \mathbf{J}_1^T \mathbf{Q}^*(t) \mathbf{J}_j \right) \mathbf{J}_j^T (-\mathbf{N} \mathbf{a}^T) \mathbf{I}_{t+1} \mathbf{I}_{t+1}^T \mathbf{\Lambda} \mathbf{I}_{t+2} \end{aligned}$$

$$\tilde{\mathbf{P}} \mathbf{P} = \begin{pmatrix} p_1^s(0) & p_1^{r_2}(0) & \dots & p_1^{r_{N^*}}(0) \\ p_1^s(1) & p_1^{r_2}(1) & \dots & p_1^{r_{N^*}}(1) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_1^s(n) & p_1^{r_2}(n) & \dots & p_1^{r_{N^*}}(n) \end{pmatrix} \quad \begin{aligned} \tilde{p}_1^s(t) &= \mathbf{I}_{t+1}^T \cdot \tilde{\mathbf{P}} \mathbf{P} \cdot \mathbf{J}_1 \\ \tilde{p}_1^{r_j}(t) &= \mathbf{I}_{t+1}^T \cdot \tilde{\mathbf{P}} \mathbf{P} \cdot \mathbf{J}_j \\ p_1(t) &= \mathbf{I}_{t+1}^T \cdot \tilde{\mathbf{P}} \mathbf{P} \cdot \mathbf{S} \end{aligned}$$

PRZYKŁAD – UBEZPIECZENIE OD RYZYKA CIĘŻKIEJ CHOROBY (MODEL SZWEDZKI)

Wiek: $x = 20$

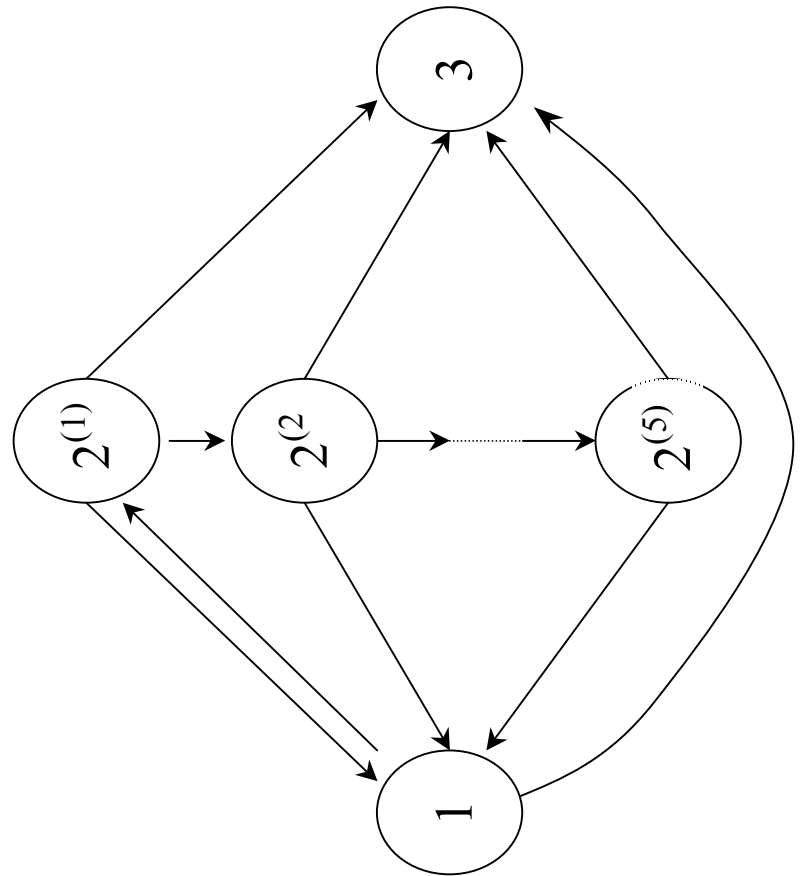
Okres ubezpieczenia : $n = 5$

Liczba stanów: $N = n + 2 = 7$

Przepływy pieniężne:

$$p_j(t) = \begin{cases} -p & \text{dla } j=1 \text{ i } 0 \leq t \leq 4 \\ 0 & \text{poza tym} \end{cases},$$

$$b_j(t) = \begin{cases} 1 & \text{dla } j=2^{(1)} \text{ i } 1 \leq t \leq 5 \\ j=2^{(2)} \text{ i } 2 \leq t \leq 5 \\ j=2^{(3)} \text{ i } 3 \leq t \leq 5 \\ j=2^{(4)} \text{ i } 4 \leq t \leq 5 \\ j=2^{(5)} \text{ i } t=5 \\ 0 & \text{poza tym} \end{cases}$$



Macierze związane z rozkładem procesu $\{X^*(t)\}$:

$$\mathbf{Q}(0) = \begin{pmatrix} 0,99870657 & 0,00023343 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,00106000 \\ 0,44980000 & 0 & 0,50343180 & 0 & 0 & 0 & 0,04676820 \\ 0,21240000 & 0 & 0 & 0,75809905 & 0 & 0 & 0,02950095 \\ 0,03620000 & 0 & 0 & 0 & 0,94479940 & 0 & 0,01900060 \\ 0,03780000 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,94453280 & 0,01766720 \\ 0,03860000 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,94439950 & 0,01700050 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$\mathbf{Q}(1), \mathbf{Q}(2), \mathbf{Q}(3), \mathbf{Q}(4), \mathbf{P}(0)=(1,0,0,0,0,0,0)^T$

$$\mathbf{P}^T(k) = \mathbf{P}^T(0) \prod_{t=0}^{k-1} \mathbf{Q}(t) \qquad \mathbf{D} = \begin{pmatrix} \mathbf{P}^T(0) \\ \mathbf{P}^T(1) \\ \vdots \\ \mathbf{P}^T(5) \end{pmatrix}$$

Macierz związana ze stopą procentową:

$$\Lambda = \begin{pmatrix} 1 & 1,0400 & 1,0816 & 1,1249 & 1,1699 & 1,2167 \\ 0,9615 & 1 & 1,0400 & 1,0816 & 1,1249 & 1,1699 \\ 0,9246 & 0,9615 & 1 & 1,0400 & 1,0816 & 1,1249 \\ 0,8890 & 0,9246 & 0,9615 & 1 & 1,0400 & 1,0816 \\ 0,8548 & 0,8890 & 0,9246 & 0,9615 & 1 & 1,0400 \\ 0,8219 & 0,8548 & 0,8890 & 0,9246 & 0,9615 & 1 \end{pmatrix}$$

Roczna stopa procentowa: 4%

Macierze przepływów pieniężnych dla funduszu strat ubezpieczyciela:

$$C_{in} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

Stala okresowa skladka netto:

$$C_{out} = \begin{pmatrix} -p & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -p & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -p & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -p & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -p & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$p = \frac{\mathbf{S}^T Diag(\mathbf{C}_in \mathbf{D}^T) \mathbf{A} \mathbf{I}_1}{\mathbf{I}_1^T \mathbf{A}^T \left[\mathbf{I} - \sum_{k=m+1}^{n+1} \mathbf{I}_k \mathbf{I}_k^T \right] \mathbf{D} \mathbf{I}_1} = 0,000494$$

m = n = 5

$$\mathbf{V} = \begin{pmatrix} 0 & 0,26599 & 0,49661 & 0,61867 & 0,61841 & 0,61832 & 0 \\ -0,00007 & 1,48433 & 0,54954 & 0,68130 & 0,68101 & 0,68092 & 0 \\ -0,00013 & 1,20885 & 2,01341 & 0,75017 & 0,74985 & 0,74974 & 0 \\ -0,00017 & 0,88854 & 1,41243 & 1,73472 & 0,82553 & 0,82541 & 0 \\ -0,00015 & 0,51817 & 0,74356 & 0,90897 & 0,90872 & 0,90859 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{V}(t) = (\mathbf{C}_{out}^T + \mathbf{F}^T(t, \mathbf{C}) \mathbf{\Lambda}) \mathbf{I}_{t+1}$$

$$\mathbf{D} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,99871 & 0,00023 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,00106 \\ 0,99749 & 0,00026 & 0,00012 & 0 & 0 & 0 & 0,00213 \\ 0,99628 & 0,00029 & 0,00014 & 0,00009 & 0 & 0 & 0,00320 \\ 0,99505 & 0,00032 & 0,00015 & 0,00010 & 0,00009 & 0 & 0,00428 \\ 0,99381 & 0,00036 & 0,00017 & 0,00012 & 0,00010 & 0,00008 & 0,00536 \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{V}^{real} = \begin{pmatrix} 0 & - & - & - & - & - & - \\ -0,00007 & 1,48433 & - & - & - & - & 0 \\ -0,00013 & 1,20885 & 2,01341 & - & - & - & 0 \\ -0,00017 & 0,88854 & 1,41243 & 1,73472 & - & - & 0 \\ -0,00015 & 0,51817 & 0,74356 & 0,90897 & 0,90872 & - & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$V_i^{real}(t) = \begin{cases} \mathbf{I}_{t+1}^T \mathbf{V} \mathbf{J}_i & gdy \quad \mathbf{I}_{t+1}^T \mathbf{D} \mathbf{J}_i > 0 \\ - & gdy \quad \mathbf{I}_{t+1}^T \mathbf{D} \mathbf{J}_i = 0 \end{cases}$$

m=5

okresowa składka netto: p= 0.0004940

$$\mathbf{V}^{real} = \begin{pmatrix} 0 & - & - & - & - & - & - \\ -0,00007 & 1,48433 & - & - & - & - & - \\ -0,00013 & 1,20885 & 2,01341 & - & - & - & - \\ -0,00017 & 0,88854 & 1,41243 & 1,73472 & - & - & - \\ -0,00015 & 0,51817 & 0,74356 & 0,90897 & 0,90872 & - & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{Nar} = \begin{pmatrix} 0 & 2,484399 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,000066 \\ 0 & 2,208976 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,000129 \\ 0 & 1,888703 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,000167 \\ 0 & 1,518321 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,000149 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{PP} = \begin{pmatrix} -0,000064 & 0,000558 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,000001 \\ -0,000058 & 0,000552 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,000001 \\ -0,000032 & 0,000525 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,000002 \\ 0,000024 & 0,000470 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,000002 \\ 0,000149 & 0,000345 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

m=3

okresowa składka netto: p= 0.0007916

$$\mathbf{V}^{real} = \begin{pmatrix} 0 & - & - & - & - & - & - \\ 0,00024 & 1,48470 & - & - & - & - & - \\ 0,00050 & 1,20929 & 2,01361 & - & - & - & - \\ 0,00080 & 0,88873 & 1,41252 & 1,73474 & - & - & - \\ 0,00034 & 0,51817 & 0,74356 & 0,90897 & 0,90872 & - & - \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{Nar} = \begin{pmatrix} 0 & 2,484455 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0,000244 \\ 0 & 2,208790 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0,000503 \\ 0 & 1,887934 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0,000801 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{PP} = \begin{pmatrix} 0,000234 & 0,000558 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0,0000003 \\ 0,000240 & 0,000552 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0,0000005 \\ 0,000267 & 0,000525 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0,0000008 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

