

# Rešitve izpita iz Slučajnih procesov 1 z dne 2. 7. 2012

## Finančna matematika

1. *Prvi način.* Označimo čas opazovanja s  $T$ . Ugodno ga je razdeliti na čas do prvega prihoda ( $T_1$ ) in preostanek, ki ga bomo označili s  $T'$ . Oglejmo si drugi prihodni čas  $T_2$ . Če je  $T_2 < \delta$ , je opazovanja konec, zato je tedaj  $T' = T_2$ . Sicer pa se od trenutka drugega prihoda naprej vse začne na novo: od takrat naprej moramo opazovati še čas  $T''$ , ki je pogojno na zgodovino porazdeljen enako kot  $T'$ . Torej velja:

$$T' = T_2 + T'' \mathbf{1}(T_2 \geq \delta),$$

od koder sledi:

$$\mathbb{E}(T') = \mathbb{E}(T_2) + \mathbb{E}(T') \mathbb{P}(T_2 \geq \delta).$$

Ker je  $T_2 \sim \text{Exp}(\lambda)$ , je  $\mathbb{E}(T_2) = 1/\lambda$  in  $\mathbb{P}(T_2 \geq \delta) = e^{-\lambda\delta}$ , torej je:

$$\mathbb{E}(T') = \frac{1}{\lambda} + e^{-\lambda\delta} \mathbb{E}(T')$$

oziroma:

$$\mathbb{E}(T') = \frac{1}{\lambda(1 - e^{-\lambda\delta})}$$

in končno:

$$\mathbb{E}(T) = \mathbb{E}(T_1) + \mathbb{E}(T') = \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\lambda(1 - e^{-\lambda\delta})} = \frac{2 - e^{-\lambda\delta}}{\lambda(1 - e^{-\lambda\delta})}.$$

*Drugi način.* Če z  $N$  označimo zaporedno številko prihoda, ob katerem končamo opazovanje, za  $n = 2, 3, 4, \dots$  velja:

$$\{N = n\} = \{T_2 \geq \delta, T_3 \geq \delta, \dots, T_{n-1} \geq \delta, T_n < \delta\}.$$

Na dogodku  $\{N = n\}$  velja  $T = T_1 + T_2 + \dots + T_n$ . Seveda je  $\mathbb{E}(T_1 | N = n) = \mathbb{E}(T_1) = 1/\lambda$ . Nadalje za  $i = 2, 3, \dots, n-1$  velja:

$$\mathbb{E}(T_i | N = n) = \mathbb{E}(T_i | T_i \geq \delta) = \frac{\mathbb{E}[T_i \mathbf{1}(T_i \geq \delta)]}{\mathbb{P}(T_i \geq \delta)} = \frac{1}{e^{-\lambda\delta}} \int_{\delta}^{\infty} \lambda t e^{-\lambda t} dt = \frac{1}{\lambda} + \delta$$

(to sledi tudi iz pozabljivosti eksponentne porazdelitve), medtem ko je:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(T_n | N = n) &= \mathbb{E}(T_n | T_n < \delta) = \frac{\mathbb{E}[T_n \mathbf{1}(T_n < \delta)]}{\mathbb{P}(T_n < \delta)} = \frac{1}{1 - e^{-\lambda\delta}} \int_0^{\delta} \lambda t e^{-\lambda t} dt = \\ &= \frac{1}{\lambda} - \frac{\delta e^{-\lambda\delta}}{1 - e^{-\lambda\delta}}. \end{aligned}$$

Sledi:

$$\mathbb{E}(T | N) = \frac{N}{\lambda} + (N - 2)\delta - \frac{\delta e^{-\lambda\delta}}{1 - e^{-\lambda\delta}} = N \left( \frac{1}{\lambda} + \delta \right) - \frac{2 - e^{-\lambda\delta}}{1 - e^{-\lambda\delta}} \delta.$$

Ker je  $N - 1$  porazdeljena geometrijsko  $\text{Geom}(\mathbb{P}(T_1 < \delta)) = \text{Geom}(1 - e^{-\lambda\delta})$ , je:

$$\mathbb{E}(N) = 1 + \frac{1}{1 - e^{-\lambda\delta}} = \frac{2 - e^{-\lambda\delta}}{1 - e^{-\lambda\delta}}.$$

Sledi:

$$\mathbb{E}(T) = \mathbb{E}(N) \left( \frac{1}{\lambda} + \delta \right) - \frac{2 - e^{-\lambda\delta}}{1 - e^{-\lambda\delta}} \delta = \frac{2 - e^{-\lambda\delta}}{\lambda(1 - e^{-\lambda\delta})}.$$

*Tretji način.* Z oznakami iz drugega načina je  $T = T_1 + T_2 + \dots + T_N$ . Opazimo, da je  $N$  čas ustavljanja, saj je dogodek  $\{N = n\}$  enolično določen s  $T_1, T_2, \dots, T_n$  (glej zgoraj). Po Waldovi identiteti je potem:

$$\mathbb{E}(T) = \mathbb{E}(N) \mathbb{E}(T_1) = \frac{2 - e^{-\lambda\delta}}{\lambda(1 - e^{-\lambda\delta})}.$$

*Četrty način.* Celotni čas opazovanja spet razdelimo na čas do prvega prihoda ( $T_1$ ) in preostanek  $T'$ . V preostanku podaljšajmo celotni proces opazovanj v nedogled, tako da dobimo *cikle* opazovanj. Celotni čas opazovanja je tako sestavljen iz časa čakanja na prvi prihod ( $T_1$ ) in enega ali več ciklov. Vsak cikel se konča ob prihodu, pri katerem od prejšnjega prihoda mine manj kot  $\delta$ . Cikli tvorijo prenovitveni proces. Označimo njegove medprihodne čase s  $\tilde{T}_1, \tilde{T}_2, \dots$  (torej je  $T' = \tilde{T}_1$ ).

Označimo z  $W_t$  število zaključenih ciklov do časa  $t + T_1$ . To lahko izrazimo na naslednja dva načina: s prej omenjenim prenovitvenim procesom ciklov opazovanj in s prenovitvenim procesom, ki pripada prvotnemu Poissonovemu procesu od prvega prihoda naprej in ki mu pripišemo še nagrade  $R_2, R_3, \dots$ , kjer je  $R_n = 1$ , če se ob  $n$ -tem prihodu prvotnega Poissonovega procesa zaključi cikel opazovanj (torej če je od prejšnjega prihoda minilo manj kot  $\delta$ ), sicer pa je  $R_n = 0$ . Velja  $\mathbb{P}(R_n = 1) = \mathbb{P}(T_n < \delta) = 1 - e^{-\lambda\delta}$ . Po krepkem zakonu velikih števil za oba prenovitvena procesa je skoraj gotovo:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{W_t}{t} = \frac{1}{\mathbb{E}(\tilde{T}_1)} = \frac{1}{\mathbb{E}(T')} = \frac{\mathbb{E}(R_2)}{\mathbb{E}(T_2)},$$

torej mora biti:

$$\mathbb{E}(T') = \frac{\mathbb{E}(T_2)}{\mathbb{E}(R_2)} = \frac{1}{\lambda(1 - e^{-\lambda\delta})}$$

in končno:

$$\mathbb{E}(T) = \mathbb{E}(T_1) + \mathbb{E}(T') = \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\lambda(1 - e^{-\lambda\delta})} = \frac{2 - e^{-\lambda\delta}}{\lambda(1 - e^{-\lambda\delta})}.$$

2. Označimo z  $N_t^A$  število asistentov, z  $N_t^S$  pa število študentov, ki pridejo do časa  $t$ . Dogodek, na katerega pogojujemo, lahko tedaj zapišemo kot  $\{N_2^A + N_2^S = 3\}$ . Pogojno na ta dogodek so posamezni prihodi neodvisni in porazdeljeni enakomerno na intervalu od 0 do 2 (merjeno v urah) in ohrani se, da je vsak, ki pride, z verjetnostjo 40% asistent, z verjetnostjo 60% pa študent. Dogodek, na katerega pogojujemo, je disjunktna unija dogodkov  $\{N_2^A = n, N_2^S = 3 - n\}$ ;  $n = 0, 1, 2, 3$ . Velja:

$$\mathbb{P}(N_2^A = n, N_2^S = 3 - n \mid N_2^A + N_2^S = 3) = \binom{3}{n} \cdot 0 \cdot 4^n \cdot 0 \cdot 6^{3-n}.$$

Če s  $T_1^A$  označimo čas prihoda prvega asistenta, velja:

$$\mathbb{P}(T_1^A < 1 \mid N_2^A = n, N_2^S = 3 - n) = \mathbb{P}(T_1^A < 1 \mid N_2^A = n) = 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^n.$$

Sledi:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(T_1^A < 1 \mid N_2^A + N_2^S = 3) &= \frac{\mathbb{P}(T_1^A < 1, N_2^A + N_2^S = 3)}{\mathbb{P}(N_2^A + N_2^S = 3)} = \\ &= \sum_{n=0}^3 \frac{\mathbb{P}(T_1^A < 1, N_2^A = n, N_2^S = 3 - n)}{\mathbb{P}(N_2^A + N_2^S = 3)} = \\ &= \sum_{n=0}^3 \frac{\mathbb{P}(N_2^A = n, N_2^S = 3 - n) \mathbb{P}(T_1^A < 1 \mid N_2^A = n, N_2^S = 3 - n)}{\mathbb{P}(N_2^A + N_2^S = 3)} = \\ &= \sum_{n=0}^3 \mathbb{P}(N_2^A = n, N_2^S = 3 - n \mid N_2^A + N_2^S = 3) \mathbb{P}(T_1^A < 1 \mid N_2^A = n, N_2^S = 3 - n) = \\ &= 3 \cdot 0 \cdot 4 \cdot 0 \cdot 6^2 \cdot \frac{1}{2} + 3 \cdot 0 \cdot 4^2 \cdot 0 \cdot 6 \cdot \frac{3}{4} + 0 \cdot 4^3 \cdot \frac{7}{8} = \\ &= 0 \cdot 488. \end{aligned}$$

3. Najprej izračunamo preživetveno funkcijo:

$$1 - F_{S_2}(s) = \mathbb{P}(S_2 > s) = \mathbb{P}(N_s < 2).$$

Ker je  $N_s \sim \text{Pois}(R(s))$ , kjer je:

$$R(s) = \int_0^s \frac{1}{\sqrt{t}} dt = 2\sqrt{s},$$

velja:

$$1 - F_{S_2}(s) = (1 + 2\sqrt{s})e^{-2\sqrt{s}}.$$

Porazdelitvena gostota je torej enaka:

$$f_{S_2}(s) = 2e^{-2\sqrt{s}},$$

pričakovana vrednost pa:

$$\mathbb{E}(S_2) = 2 \int_0^\infty s e^{-2\sqrt{s}} ds = \frac{1}{4} \int_0^\infty t^3 e^{-t} dt = \frac{3}{2}.$$

Alternativno jo lahko izračunajo tudi s pomočjo preživetvene funkcije:

$$\mathbb{E}(S_2) = \int_0^\infty (1 - F_{S_2}(s)) ds = \int_0^\infty (1 + 2\sqrt{s}) e^{-2\sqrt{s}} ds = \frac{1}{2} \int_0^\infty (t + t^2) e^{-t} dt = \frac{3}{2}.$$

4. Označimo s  $T$  čas, v katerem igralni avtomat izvrže nagrado. Tedaj lahko Nacetovo igranje ponazorimo s prenovitvenim procesom z nagradami, kjer imajo medprihodni časi enako porazdelitev kot  $\min\{T, x\}$ , nagrade pa enako porazdelitev kot  $\mathbb{1}(T \leq x)$ . Torej velja:

$$\mathbb{E}(T_1) = 2 \int_0^x t(1-t) dt + 2x \int_x^1 (1-t) dt = x - x^2 + \frac{x^3}{3}$$

in:

$$\mathbb{E}(R_1) = 2 \int_0^x (1-t) dt = 2x - x^2.$$

Dolgoročno število nagrad na časovno enoto je po krepkem zakonu velikih števil enako:

$$\frac{\mathbb{E}(R_1)}{\mathbb{E}(T_1)} = 3 \frac{2-x}{3-3x+x^2}.$$

Iz odvoda:

$$\frac{d}{dx} \frac{\mathbb{E}(R_1)}{\mathbb{E}(T_1)} = 3 \frac{-3 + 3x - x^2 + (2-x)(3-2x)}{(3-3x+x^2)^2} = 3 \frac{x^2 - 4x + 3}{(3-3x+x^2)^2}$$

razberemo, da je to število maksimalno pri  $x = 1$ .