

PMF-Matematički odjel
Sveučilište u Zagrebu
Poslijediplomski stručni studij aktuarske matematike

ISPIT

STOHAŠTIČKO MODELIRANJE

14. 4. 2003.

Vrijeme trajanja ispita: 120 minuta

Ukupan broj bodova: 60

Broj zadataka: 6

Dozvoljeno je korištenje džepnog kalkulatora i *Formulae and Tables for Actuarial Examinations*.

1. Neka je $\{N(t) : t \geq 0\}$ Poissonov proces s parametrom $\lambda > 0$, te neka je $\{\mathcal{F}_t : t \geq 0\}$ prirodna filtracija pridružena procesu N .

(a) Nađite uvjetnu distribuciju od $N(t+s) - N(t)$ uz dano \mathcal{F}_t , $t \geq 0, s > 0$, te pomoću toga izračunajte $\mathbb{E}[\theta^{N(t+s)} | \mathcal{F}_t]$, $\theta > 0$. [3]

(b) Pokažite da je proces

$$M(t) = e^{(1-\theta)\lambda t} \theta^{N(t)}$$

martingal. [3]

(c) Navedite teorem o opcionalnom zaustavljanju. [2]

(d) Za prirodan broj $n \in \mathbb{N}$, neka je $T_n = \inf\{t \geq 0 : N(t) = n\}$ prvo vrijeme kada Poissonov proces dođe u n . Upotrijebite teorem o opcionalnom zaustavljanju na martingal $M(t)$ i pokažite da slučajna varijabla T_n ima gama distribuciju s parametrima n i $1/\lambda$. (Uputa: funkcija izvodnica momenata $\Gamma(n, 1/\lambda)$ -distribucije jednaka je $(1 - u/\lambda)^{-n}$). [2]

[Ukupno 10 bodova]

2. Članovi sheme naknade za onesposobljenot klasificirani su kao “aktivni” (A), “privremeno onesposobljeni” (P), “trajno onesposobljeni” (T) ili “mrtvi” (M). Članovi dobivaju naknadu kada se nalaze u stanjima P ili T . Stanje svakog člana sheme bilježi se jednom godišnje i to 1. veljače svake godine. Ustanovljeno je da se povijest tipičnog člana odvija u vremenu kao diskretno vremenski Markovljev lanac s prijelaznom matricom

$$\begin{pmatrix} 0.75 & 0.1 & 0.05 & 0.1 \\ 0.5 & 0.3 & 0.1 & 0.1 \\ 0 & 0 & 0.8 & 0.2 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

gdje su stanja po retcima i stupcima poredana kao A, P, T, M .

(a) Nacrtajte prijelazni graf Markovljevog lanca i nađite stacionarnu distribuciju. [3]

(b) Izračunajte očekivano trajanje (u godinama) naknade za trajnu onesposobljenost. [2]

- (c) Izračunajte vjerojatnost da će početno aktivan član sheme nakon tri godine nakon početka sheme biti privremeno ili trajno onesposbljen. Iskoristite činjenicu da je kvadrat prijelazne matrice jednak

$$\begin{pmatrix} 0.6125 & 0.105 & 0.0875 & 0.195 \\ 0.525 & 0.14 & 0.135 & 0.2 \\ 0 & 0 & 0.64 & 0.36 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

[2]

- (d) Izračunajte vjerojatnost da početno aktivan član sheme neće nikad dobiti bilo kakvu naknadu. [3]

[Ukupno 10 bodova]

3. Investitor vjeruje da cijena zlata raste kada je volatilnost na tržištu dionica velika, i pada kada je volatilnost mala. Investitor zaključuje da bi sljedeći model za cijenu zlata X_t bio dobar:

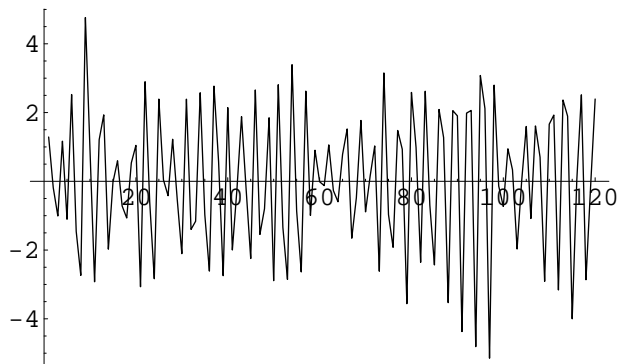
$$X_t = X_0 + \int_0^t V_s dB_s + \int_0^t V_s^2 ds,$$

gdje je X_0 početna cijena zlata, B_t je standardno Brownovo gibanje, a V_t je mjera volatilnosti tržišta izračunata iz informacije o cijeni dionica dostupne do trenutka t .

- (a) Pokažite da je $\mathbb{E}(X_t) \geq X_0$ bez obzira na početnu cijenu zlata X_0 . [2]
- (b) Komentirajte ukratko prikladnost predloženog modela, osvrnuvši se posebno na ponašanje od X_t kada je V_t veliko, odnosno kada je V_t malo. Što možete reći o prikladnosti modela s obzirom na rezultat iz dijela (a)? [2]
- (c) Navedite Itôvu lemu. [2]
- (d) Upotrijebite Itôvu lemu i nađite izraz za dM_t gdje je $M_t = e^{-2X_t}$. [3]
- (e) Zaključite da je M_t martingal. [1]

[Ukupno 10 bodova]

4. Klijent želi predviđati ponašanje vremenskog niza X_t koji predstavlja srednji mjesečni povrat za određenu klasu imovine. Povijesni podaci u prošlih 10 godina pokazuju sljedeću sliku:



Slika 1: Realizacija vremenskog niza

Klijent je čuo da su za analizu potrebne autokorelacijska funkcija uzorka i parcijalna autokorelacijska funkcija uzorka, te ih je točno nacrtao (Slike 2 i 3 na sljedećoj stranici). Ne znajući što dalje, dolazi k Vama po savjet.

- (a) Nakon što pogledate grafove autokorelacijske funkcije uzorka i parcijalne autokorelacijske funkcije uzorka, sugerirati klijentu da realizacija dolazi iz modela $AR(2)$. Objasnite zašto je ta sugestija dobra. [2]
- (b) Klijent se nakon nekog vremena vraća, te Vam kaže da je na osnovu izračunatih vrijednosti autokorelacijske funkcije uzorka za razmake 1 i 2, $\hat{\rho}_1 = -0.48$ i $\hat{\rho}_2 = -0.40$, zaključio da je traženi $AR(2)$ model jednak

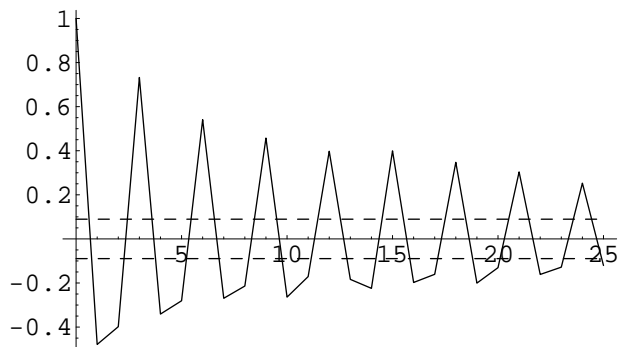
$$X_t = -0.48X_{t-1} - 0.40X_{t-2} + e_t.$$

gdje je e_t bijeli šum. Odmah uvjeravate klijenta da su koeficijenti u modelu neispravni. Zašto? [2]

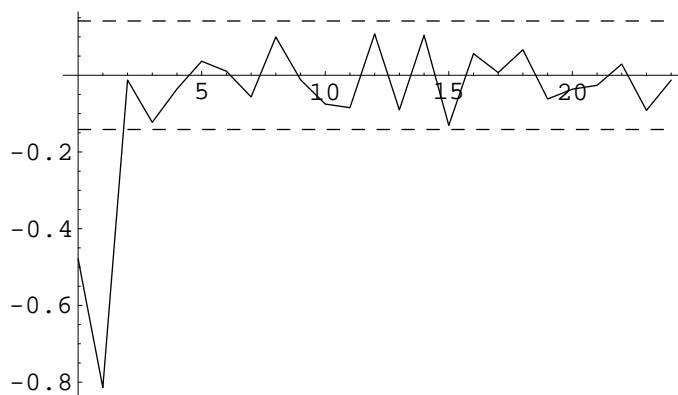
- (c) Izvedite autokorelacije ρ_1 i ρ_2 za razmake 1 i 2 $AR(2)$ procesa

$$X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + e_t.$$

[3]



Slika 2: Autokorelacijska funkcija uzorka $\hat{\rho}_k$



Slika 3: Parcijalna autokorelacijska funkcija uzorka $\hat{\phi}_k$

- (d) Metodom momenata nađite vrijednosti parametara α_1 i α_2 koji bi Vašem klijentu dali odgovarajući $AR(2)$ model. [3]

[Ukupno 10 bodova]

5. Promotrimo sljedeći pojednostavljen model kreditnog rejtinga kompanija u neprekidnom vremenu. Kompanija može imati tri rejtinga, A , B i D (default). Mogući prijelazi su kako slijedi:

- iz A u B sa stopom 0.4
- iz B u A sa stopom 0.1
- iz B u D sa stopom 0.3
- iz D je nemoguć prijelaz u neko drugo stanje

(a) Napišite generatorsku matricu, te navedite matrični oblik Kolmogorovljevih jednažbi unaprijed. [2]

Može se pokazati da je sljedeća prijelazna funkcija rješenje Kolmogorovljevih jednažbi:

$$P(t) = \begin{pmatrix} \frac{1}{2}e^{-0.2t} + \frac{1}{2}e^{-0.6t} & e^{-0.2t} - e^{-0.6t} & 1 - \frac{3}{2}e^{-0.2t} + \frac{1}{2}e^{-0.6t} \\ \frac{1}{4}e^{-0.2t} - \frac{1}{4}e^{-0.6t} & \frac{1}{2}e^{-0.2t} + \frac{1}{2}e^{-0.6t} & 1 - \frac{3}{4}e^{-0.2t} + \frac{1}{4}e^{-0.6t} \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

(b) Kompanija počinje u stanju A . Nađite vrijeme τ nakon kojeg je vjerojatnije da će kompanija biti u stanju D nego u stanju A . [3]

(c) Nađite očekivano vrijeme boravka kompanije u stanju A prije prijelaza u stanje B . [2]

(d) Odredite vjerojatnost da kompanija koja počinje u stanju B ne posjeti stanje A do trenutka t . [3]

[Ukupno 10 bodova]

6.

(a) Opišite tri elementa linearnog kongruentnog generatora, te navedite rekurzivnu relaciju za generiranje niza pseudoslučajnih brojeva. [2]

(b) Prva tri broja dobivena linearnim kongruentnim generatorom su 0.550, 0.757 i 0.472. Upotrijebite te brojeve za generiranje tri pseudoslučajna broja iz Pareto distribucije s parametrima $\alpha = 3$ i $\lambda = 1$. (Gustoća Pareto distribucije je $f(x) = \frac{\alpha\lambda^\alpha}{(\lambda+x)^{\alpha+1}}$, $x > 0$.) [4]

- (c) Eksponencijalna slučajna varijabla T s parametrom λ može se simulirati pomoću formule

$$T = -\frac{1}{\lambda} \log U,$$

gdje je U uniformno distribuirana na $[0, 1]$, Objasnite kako se to može iskoristiti za simuliranje trajektorije Markovljevog procesa skokova $\{X_t : t \geq 0\}$ sa dva stanja, Z (zdrav) i B (bolestan), sa prijelaznim stopama σ iz Z u B , te ρ iz B u Z . Pretpostavite $X_0 = Z$. [4]

[Ukupno 10 bodova]

PMF-Matematički odjel
Sveučilište u Zagrebu
Poslijediplomski stručni studij aktuarske matematike

ISPIT

STOHAISTIČKO MODELIRANJE

14. 4. 2003.

Rješenja

1.

- (a) Budući da Poissonov proces ima nezavisne priraste, uvjetna distribucija od $N(t+s) - N(t)$ uz dano \mathcal{F}_t jednaka je (bezuovjetnoj) distribuciji od $N(t+s) - N(t)$. Zbog stacionarnosti prirasta Poissonovog procesa distribucija od $N(t+s) - N(t)$ jednaka je distribuciji od $N(s)$ koja je Poissonova s parametrom λs .

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\theta^{N(t+s)} | \mathcal{F}_t] &= \mathbb{E}[\theta^{N(t+s)-N(t)} \theta^{N(t)} | \mathcal{F}_t] \\ &= \theta^{N(t)} \mathbb{E}[\theta^{N(t+s)-N(t)}] \\ &= \theta^{N(t)} e^{(\theta-1)\lambda s}.\end{aligned}$$

(b)

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[M(t+s) | \mathcal{F}_t] &= \mathbb{E}[e^{(1-\theta)\lambda(t+s)} \theta^{N(t+s)} | \mathcal{F}_t] \\ &= e^{(1-\theta)\lambda(t+s)} \mathbb{E}[\theta^{N(t+s)} | \mathcal{F}_t] \\ &= e^{(1-\theta)\lambda(t+s)} e^{(\theta-1)\lambda s} \theta^{N(t)} \\ &= e^{(1-\theta)\lambda t} \theta^{N(t)} \\ &= M(t)\end{aligned}$$

- (c) Neka je $X_t, t \geq 0$ martingal. Za vrijeme zaustavljanja T vrijedi $\mathbb{E}[X_T] = \mathbb{E}[X_0]$ u slučaju da je ispunjena jedna od sljedećih pretpostavki:

- (i) T je ograničeno, tj. $T \leq K$ za neku konstantu K .
- (ii) X je ograničen, tj. $|X_t| \leq K$ za neku konstantu K .

- (d) Po teoremu o opcionalnom zaustavljanju vrijedi $\mathbb{E}[M(T_n)] = \mathbb{E}[M(0)]$. Zbog $M(0) = 1$ slijedi

$$\begin{aligned}1 &= \mathbb{E}[M(T_n)] \\ &= \mathbb{E}[e^{(1-\theta)\lambda T_n} \theta^{N(T_n)}] \\ &= \mathbb{E}[e^{(1-\theta)\lambda T_n} \theta^n] \quad (\text{zbog } N(T_n) = n) \\ &= \theta^n \mathbb{E}[e^{(1-\theta)\lambda T_n}]\end{aligned}$$

Stavimo $u = (1-\theta)\lambda$, i riješimo po θ . Dobivamo $\theta = 1 - u/\lambda$. Uvrstimo u gornji račun i dobivamo

$$\mathbb{E}[e^{uT_n}] = \left(1 - \frac{u}{\lambda}\right)^{-n}$$

što je funkcija izvodnica momenata $\Gamma(n, 1/\lambda)$ -distribucije.

2.

- (a) Označimo sa \mathbf{P} prijelaznu matricu Markovljevog lanca. Stacionarna distribucija je vektor $\pi = (\pi_A, \pi_P, \pi_T, \pi_M)$ koji zadovoljava $\pi = \pi\mathbf{P}$. Četvrta jednadžba ovog sustava linearnih jednadžbi glasi:

$$\pi_M = 0.1\pi_A + 0.1\pi_P + 0.2\pi_T + \pi_M.$$

Oдавде slijedi da je $\pi_A = \pi_P = \pi_T = 0$. Zbog $\pi_A + \pi_P + \pi_T + \pi_M = 1$ vrijedi $\pi_M = 1$. Dakle, stacionarna distribucija je $\pi = (0, 0, 0, 1)$.

- (b) Označimo sa τ trajanje (u godinama) naknade za trajnu onesposobljenost. Računamo distribuciju od τ :

$$\begin{aligned}\mathbb{P}[\tau = k] &= \mathbb{P}[\text{član sheme je kroz } k \text{ godina trajno onesposobljen,} \\ &\quad \text{i u } k + 1\text{-voj godini umire}] \\ &= \mathbb{P}[k - 1 \text{ uzastopnih prijekaza is stanja } T \text{ u stanje } T, \\ &\quad \text{te prijelaz iz stanja } T \text{ u stanje } M] \\ &= 0.8^{k-1} 0.2\end{aligned}$$

Dakle, τ ima geometrijsku distribuciju s parametrom 0.2. Slijedi,

$$\mathbb{E}[\tau] = \frac{1}{0.2} = 5 \text{ godina.}$$

- (c) Vrijedi:

$$\begin{aligned}p_{AP}^{(3)} = \mathbf{P}_{AP}^3 &= 0.75 \times 0.105 + 0.1 \times 0.14 = 0.09275 \\ p_{AT}^{(3)} = \mathbf{P}_{AT}^3 &= 0.75 \times 0.0875 + 0.1 \times 0.135 + 0.05 \times 0.64 = 0.111125\end{aligned}$$

Rješenje je $0.09275 + 0.111125 = 0.203875$.

- (d) Neka je $B = \{\text{aktivan član nikada neće dobiti nagradu}\}$. Tada vrijedi:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}[B] &= \mathbb{P}[B, \text{prvi korak u } A] + \mathbb{P}[B, \text{prvi korak u } M] \\ &= \mathbb{P}[\text{prvi korak u } A] \mathbb{P}[B \mid \text{prvi korak u } A] \\ &\quad + \mathbb{P}[\text{prvi korak u } M] \mathbb{P}[B \mid \text{prvi korak u } M] \\ &= 0.75\mathbb{P}[B] + 0.1 \quad (\text{zbog Markovljevog svojstva})\end{aligned}$$

Rješavanjem jednadžbe slijedi $\mathbb{P}[B] = 0.4$.

Alternativno rješenje: Vjerojatnost da aktivan član nikada ne dobije naknadu jednaka je vjerojatnosti da aktivan član nikada ne posjeti stanja P i T . To će se dogoditi ako član sheme prelazi iz stanja A u stanje A sve dok konačno ne prijeđe u stanje M . Vjerojatnost tog događaja je

$$\begin{aligned} & 0.1 + 0.75 \times 0.1 + 0.75^2 \times 0.1 + 0.75^3 \times 0.1 + \dots \\ = & 0.1 \sum_{k=0}^{\infty} 0.75^k \\ = & 0.1 \frac{1}{1 - 0.75} \\ = & 0.4 \end{aligned}$$

3.

- (a) Očekivanje stohastičkog integrala $\int_0^t V_s dB_s$ jednako je 0. Budući da je $V_s^2 \geq 0$, slijedi da je $\mathbb{E}[\int_0^t V_s^2 ds] \geq 0$. Zato je

$$\mathbb{E}[X_t] = X_0 + \mathbb{E}\left[\int_0^t V_s^2 ds\right] \geq X_0.$$

- (b) Vrijedi $dX_t = V_t dB_t + V_t^2 dt$. Kada je volatilitnost V_t velika, član $V_t^2 dt$ utječe na povećanje od X_t , što je u skladu s pretpostavkom. Kada je volatilitnost V_t mala, jedino što možemo reći je da je promjena cijene zlata, dX_t , mala, ali ne možemo zaključiti da je cijena X_t mala.

Slično kao u (a) zaključujemo da za vremena $s \leq t$ vrijedi $\mathbb{E}[X_s] \leq \mathbb{E}[X_t]$, odnosno da očekivana cijena zlata uvijek raste, neovisno o volatilitnosti.

Zaključujemo da predloženi model **nije** prikladan.

- (c) Neka je X_t , $t \geq 0$, oblika

$$dX_t = Y_t dB_t + Z_t dt,$$

gdje je B_t standardno Brownovo gibanje, te neka je $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ dvaput diferencijabilna; tada je

$$df(X_t) = f'(X_t)Y_t dB_t + [f'(X_t)Z_t + \frac{1}{2}f''(X_t)Y_t^2] dt.$$

- (d) Imamo $dX_t = V_t dB_t + V_t^2 dt$. Koristimo Itôvu lemu za $f(x) = e^{-2x}$. Vrijedi $f'(x) = -2e^{-2x}$ i $f''(x) = 4e^{-2x}$. Uz $M_t = f(X_t)$ imamo

$$\begin{aligned} dM_t &= f'(X_t) dX_t + \frac{1}{2}f''(X_t) (dX_t)^2 \\ &= -2e^{-2X_t}(V_t dB_t + V_t^2 dt) + \frac{1}{2}4e^{-2X_t}V_t^2 dt \\ &= -2M_t V_t dB_t - 2M_t V_t^2 dt + 2M_t V_t^2 dt \\ &= -2M_t V_t dB_t \end{aligned}$$

- (e) Iz (d) čitamo $M_t = M_0 + \int_0^t M_s V_s dB_s$, tj. M_t je stohastički integral, te je zato martingal.

4.

- (a) Slika 1. sugerira realizaciju stacionarnog vremenskog niza. Box-Jenkinsov pristup identifikaciji modela nalaže provjeru grafova uzoračke autokorelacijske i parcijalne autokorelacijske funkcije. Teorijska parcijalna autokorelacijska funkcija $\phi(k)$ AR(p) modela je nula za $k > p$. Stoga parcijalna autokorelacijska funkcija uzorka $\hat{\phi}(k)$ treba biti blizu nule za svaki $k > p$. To jest, parcijalna autokorelacijska funkcija uzorka $\hat{\phi}(k)$ treba biti odrezana u nekoj vrijednosti $k = p^*$. Slika 3. sugerira da je $p^* = 2$.
- (b) Koeficijenti -0.48 i -0.40 su neispravni, jer uz takve koeficijente ne vrijedi $\text{Corr}(X_t, X_{t-1}) = -0.48$ i $\text{Corr}(X_t, X_{t-2}) = -0.40$ (vidi dio (c)).
- (c) Prvo uočimo da vrijedi $\text{Cov}(X_{t-1}, e_t) = \text{Cov}(X_{t-2}, e_t) = 0$ i $\text{Cov}(X_t, e_t) = \sigma^2$. “Množimo” jednadžbu $X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + e_t$ redom s X_t, X_{t-1}, X_{t-2} i računamo kovarijance. Slijedi:

$$\begin{aligned}\gamma_0 &= \alpha_1 \gamma_1 + \alpha_2 \gamma_2 + \sigma^2 \\ \gamma_1 &= \alpha_1 \gamma_0 + \alpha_2 \gamma_1 \\ \gamma_2 &= \alpha_1 \gamma_1 + \alpha_2 \gamma_0\end{aligned}$$

Dijeljenjem druge i treće jednadžbe s γ_0 , slijedi da autokorelacije $\rho_1 = \text{Corr}(X_t, X_{t-1})$ i $\rho_2 = \text{Corr}(X_t, X_{t-2})$ zadovoljavaju sustav:

$$\begin{aligned}\rho_1 &= \alpha_1 + \alpha_2 \rho_2 \\ \rho_2 &= \alpha_1 \rho_1 + \alpha_2\end{aligned}$$

Rješavanjem slijedi:

$$\rho_1 = \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_2}, \quad \rho_2 = \frac{\alpha_1^2}{1 - \alpha_2} + \alpha_2.$$

- (d) Izjednačavamo teorijske vrijednost ρ_1 i ρ_2 izračunate u (c) s uzoračkim vrijednostima $\hat{\rho}_1 = -0.48$ i $\hat{\rho}_2 = -0.40$. Slijedi:

$$-0.48 = \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_2}, \quad -0.40 = \frac{\alpha_1^2}{1 - \alpha_2} + \alpha_2.$$

Iz prve jednadžbe imamo $\alpha_1 = -0.48(1 - \alpha_2)$. Uvrstimo u drugu: slijedi $\alpha_2 \approx -0.82$, otkud $\alpha_1 \approx -0.87$.

5.

(a) Generatorska matrica jednaka je

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} -0.4 & 0.4 & 0 \\ 0.1 & -0.4 & 0.3 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Kolmogorovljeve jednadžbe unaprijed glase $P'(t) = P(t)\mathbf{A}$.

(b) Tražimo τ takav da je za $t \geq \tau$, $p_{AD}(t) \geq p_{AA}(t)$. Rješavamo jednadžbu $p_{AD}(\tau) \geq p_{AA}(\tau)$, odnosno

$$1 - \frac{3}{2}e^{-0.2\tau} + \frac{1}{2}e^{-0.6\tau} = \frac{1}{2}e^{-0.2\tau} + \frac{1}{2}e^{-0.6\tau}.$$

Slijedi: $1/2 = e^{-0.2\tau}$, tj., $\tau = \log 2/0.2 = 3.4657$. Budući da je $p_{AA}(0) = 1$, $\lim_{t \rightarrow \infty} p_{AD}(t) = 1$ i rješenje jednadžbe $p_{AD}(\tau) \geq p_{AA}(\tau)$ je jedinstveno, slijedi $p_{AD}(t) \geq p_{AA}(t)$ za sve $t \geq 3.4657$.

(c) Vrijeme boravka u stanju A je eksponencijalno s parametrom 0.4. Zato je očekivano vrijeme boravka u stanju A (prije prijelaza u stanje B) jednako $1/0.4 = 2.5$.

(d) Označimo sa C događaj da kompanija koja počinje u stanju B ne posjeti stanje A do trenutka t . Označimo sa T_0 prvo vrijeme zadržavanja (u stanju B). Događaj C će se dogoditi ukoliko proces do trenutka t nije izašao iz stanja B (t.j., $T_0 > t$), ili je izašao i otišao u stanje D (t.j., $T_0 \leq t$ i $X_{T_0} = D$). Slijedi:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[C] &= \mathbb{P}[C, T_0 > t] + \mathbb{P}[C, T_0 \leq t] \\ &= \mathbb{P}[T_0 > t] + \mathbb{P}[T_0 \leq t, X_{T_0} = D] \\ &= e^{-0.4t} + \int_0^t 0.4e^{-0.4s} \frac{0.3}{0.4} ds \\ &= e^{-0.4t} + \frac{3}{4}(1 - e^{-0.4t}) \\ &= \frac{3}{4} + \frac{1}{4}e^{-0.4t} \end{aligned}$$

6.

- (a) Linearni kongruentni generator je specificiran izborom tri pozitivna cijela broja:

$$\begin{aligned} a, & \quad \text{multiplikator;} \\ c, & \quad \text{prirast;} \\ m, & \quad \text{modul; } \quad m > a, m > c \end{aligned}$$

Da bismo dobili željeni niz slučajnih brojeva x_1, x_2, \dots, x_N , prvo generiramo niz cijelih brojeva X_1, X_2, \dots, X_N počevši od početne vrijednosti X_0 (koja se naziva *sjeme*). Niz cijelih brojeva generiran je upotrebom rekursivnog pravila

$$X_{n+1} = (aX_n + c)(\text{mod } m), \quad n = 0, 1, 2, \dots, N - 1.$$

Nakon toga, x_k se definira kao X_k/m , $k = 1, 2, \dots, N$.

- (b) Koristimo metodu inverzne transformacije. Funkcija distribucije Pareto distribucije s parametrima $\alpha = 3$ i $\lambda = 1$ jednaka je

$$F(x) = 1 - \left(\frac{1}{1+x} \right)^3.$$

Inverzna funkcija dobije se rješavanjem jednadžbe $u = F(x)$. Slijedi

$$F^{-1}(u) = (1 - u)^{-1/3} - 1.$$

Za dane vrijednosti pseudoslučajnih brojeva u_j , $j = 1, 2, 3$, računamo $x_j = F^{-1}(u_j)$. Slijedi $x_1 = 0.304956$, $x_2 = 0.6025$ i $x_3 = 0.237244$.

- (c) Vrijeme čekanja u stanju Z je eksponencijalno s parametrom σ , a vrijeme čekanja u stanju B je eksponencijalno s parametrom ρ . Pomoću dane formula simuliramo pseudoslučajan niz y_0, y_2, y_4, \dots iz eksponencijalne distribucije s parametrom σ , te pseudoslučajan niz y_1, y_3, y_5, \dots iz eksponencijalne distribucije s parametrom ρ . Neka je $t_j = y_0 + y_1 + \dots + y_j$, $j = 1, 2, \dots$. To su (simulirani) trenuci kada proces mijenja stanje. Za dano vrijeme t nađemo j takav da je $t_{j-1} \leq t < t_j$. Definiramo

$$x_t = \begin{cases} Z, & j \text{ paran} \\ B, & j \text{ neparan} \end{cases}$$