

## Markov folyamatok és martingálok (BMEETE95MM07) ütemterv

Balázs Márton  
2011 ősz

Alább egy nagyon hozzávetőleges ütemterv, a félév elején finomodni fog még, aztán úgyse pont így sikerül majd. A *Tematika és irodalomjegyzék* a honlapról részletesebb információt ad az anyagról.

-vel kezdődő hét	Téma	Beadandó
Szept. 5.	Feltételes várható é., konvergenciatípusok, martingálok	-
Szept. 12.	Martingáltételek, egyszerűbb alkalmazások	<b>1. HF:</b> 09.14
Szept. 19.	Martingáltételek, egyszerűbb alkalmazások	<b>2. HF:</b> 09.21
Szept. 26.	További martingál alkalmazások	<b>3. HF:</b> 09.28
Okt. 3.	További martingál alkalmazások	<b>4. HF:</b> 10.05
Okt. 10.	Sztoch. foly. ergodtételek	<b>5. HF:</b> 10.12
Okt. 17.	Sztoch. foly. ergodtételek, martingál CHT	<b>ZH:</b> 10.19, 10.15
Okt. 24.	Martingál CHT, szubadditív ergodtétel	<b>6. HF:</b> 10.26
Okt. 31.~> Nov. 5.	Szubadditív ergodtétel, Markov láncokban martingálok, elnyelési valószínűségek, megállási idők	<b>7. HF:</b> 11.02
Nov. 7.	Markov lánc rekurrenciája; Markov CHT	<b>8. HF:</b> 11.09
Nov. 14.	Elektromos áramkörök; - Szerda TDK konf. -	<b>9. HF:</b> 11.21
Nov. 21.	Elektromos áramkörök; Pontfolyamatok, Poisson folyamat, je-lölés, ritkítás, pontfolyamatok transzformációi	<b>10. HF:</b> 11.23
Nov. 28.	Poisson folyamat transzformációi, származtatott folyamatok	<b>11. HF:</b> 11.30
Dec. 5.	Poisson folyamat további tulajdonságai, rekordok	<b>12. HF:</b> 12.07

### Házi feladatok

Markov folyamatok és martingálok, 2011 ősz

12 darab, összesen 10 pontos feladatsor lesz. Minden feladat annyi pontot ér, amennyi • látható mellette.

#### 1. HF: (beadási határidő: szeptember 14.)

HF 1.1 ••• Legyenek  $X, Y \in \mathcal{L}^1(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ , melyekre tudjuk, hogy  $\mathbf{E}(X|Y) = Y$  m.b., és  $\mathbf{E}(Y|X) = X$  m.b. Mutassuk meg, hogy  $\mathbf{P}\{X = Y\} = 1$ . (Tipp (bár máshogy is lenne szép megoldás, ha  $\mathcal{L}^2$ -beliséget is feltettünk volna): tekintsük a

$$\mathbf{E}(X - Y; X > c, Y \leq c) + \mathbf{E}(X - Y; X \leq c, Y \leq c)$$

kifejezést.)

HF 1.2 ••• Legyen  $\mathcal{G} \subset \mathcal{F}$  az  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$  valószínűségi mezőn  $\sigma$ -algebra. Ha  $X$  már  $\mathcal{G}$ -mérhető, akkor  $\mathbf{E}(X|\mathcal{G}) = X$ , ami azt sugallja, hogy az  $X \mapsto \mathbf{E}(X|\mathcal{G})$  leképzés egyfajta projekció. Mutassuk meg, hogy valóban: az  $\mathcal{L}^2(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$  Hilbert-téren (skalárszorítás az  $\langle X, Y \rangle_{\mathbf{P}} = \mathbf{E}(XY)$ ) ez a leképzés ortogonális projekció az  $\mathcal{L}^2(\Omega, \mathcal{G}, \mathbf{P})$  altérre.

HF 1.3 •••• Legyenek  $\xi_1, \xi_2, \dots$  fae., standard normális változók. (Emlékezzünk, hogy momentumgeneráló függvényük  $\mathbf{E}(e^{\lambda \xi_i}) = e^{\lambda^2/2}$ .) Legyenek továbbá  $a, b \in \mathbb{R}$ ,

$$S_n = \sum_{k=1}^n \xi_k, \quad \text{és} \quad X_n = e^{aS_n - bn}.$$

Mutassuk meg, hogy

$$X_n \rightarrow 0 \text{ m.b.} \Leftrightarrow b > 0,$$

de  $r \geq 1$ -re

$$X_n \rightarrow 0 \text{ } \mathcal{L}^r\text{-ben} \Leftrightarrow r < \frac{2b}{a^2}.$$

#### 2. HF: (beadási határidő: szeptember 21.)

HF 2.1 •• Legyen  $S_n$  egy egyszerű, szimmetrikus bolyongó távolsága az origótól a síkbeli négyzetrácson  $n$  lépés után. Legyen  $\nu_r = \inf\{n : S_n > r\}$ .

- (a) Mutassuk meg, hogy  $S_n^2 - n$  martingál.  
 (b) Mutassuk meg, hogy  $r^{-2}\mathbf{E}(\nu_r) \rightarrow 1$  amint  $r \rightarrow \infty$ .

HF 2.2 •• A feladat ugyanez, de ezúttal a síkbeli bolyongó lépései függetlenek, egységnyi hosszúak, és irányuk egyenletes eloszlású.

HF 2.3 ••• Legyenek  $X_1, X_2, \dots$  független, azonos  $\text{Exp}(1)$  eloszlású valószínűségi változók,  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ ,  $\{\mathcal{F}_n\}$  a természetes filtráció. Mutassuk meg, hogy

$$\frac{n!}{(1 + S_n)^{n+1}} e^{S_n}$$

martingál  $\{\mathcal{F}_n\}$ -re nézve.

HF 2.4 ••• Egy urnában  $n$  fehér és  $n$  fekete golyó van. Visszatevés nélkül sorra kihúzzuk őket. Fekete golyó húzásakor 1 forintot fizetünk, fehér golyó esetén 1 forintot kapunk. Jelölje  $X_i$  a pénzünket  $i$  golyó húzása után ( $X_0 = 0$ ). Legyen

$$Y_i = \frac{X_i}{2n - i} \quad (1 \leq i \leq 2n - 1), \quad \text{illetve} \quad Z_i = \frac{X_i^2 - (2n - i)}{(2n - i)(2n - i - 1)} \quad (1 \leq i \leq 2n - 2).$$

- (a) Mutassuk meg, hogy  $Y_i$  és  $Z_i$  martingál.  
 (b) Határozzuk meg  $X_i$  szórásnégyzetét.

3. HF: (beadási határidő: szeptember 28.)

HF 3.1 ••• A fogadó tönkremenetele. Legyenek  $X_1, X_2, \dots$  faevv.,  $\mathbf{P}\{X_i = 1\} = p$ ,  $\mathbf{P}\{X_i = -1\} = q$ , ahol  $0 < p = 1 - q < 1$ , és  $p \neq q$ . Legyenek továbbá  $0 < a < b$  egészek, és

$$S_n := a + X_1 + X_2 + \dots + X_n, \quad T := \inf\{n : S_n = 0 \text{ vagy } S_n = b\}.$$

- (a) Mutassuk meg, hogy  $\mathbf{E}T < \infty$ . Tipp: volt erre egy egyszerű lemmánk.  
 (b) Bizonyítsuk be, hogy

$$M_n := \left(\frac{q}{p}\right)^{S_n} \quad \text{és} \quad N_n := S_n - n(p - q)$$

mindketten martingálok (a természetes filtrációra nézve).

(c) Határozzuk meg a  $\mathbf{P}\{S_T = 0\}$  tönkremenési valószínűséget, és a játék  $\mathbf{E}T$  várható időtartamát.

HF 3.2 Doob opcionális megállási tétel kiterjesztése. Legyen  $\tau \geq 0$  megállási idő,  $\mathbf{E}\tau < \infty$ . Vegyük észre, hogy  $\{\tau \geq k\} = \bigcap_{i=0}^{k-1} \{\tau \neq i\} \in \mathcal{F}_{k-1}$ .

(a) •• Az

$$|X_{\tau \wedge n} - X_0| = \left| \sum_{k=1}^n (X_k - X_{k-1}) \cdot \mathbf{1}\{\tau \geq k\} \right| \leq \sum_{k=1}^{\infty} |X_k - X_{k-1}| \cdot \mathbf{1}\{\tau \geq k\}$$

egyszerű észrevétel és Doob opcionális megállási tétele (iii) pontjának bizonyítása alapján mutassuk meg, hogy ha  $X$  supermartingál, melyre van olyan  $C \in \mathbb{R}$ , hogy

$$\mathbf{E}(|X_k - X_{k-1}| | \mathcal{F}_{k-1}) \leq C \quad \forall k > 0, \text{ m.b.,}$$

akkor  $\mathbf{E}X_\tau \leq \mathbf{E}X_0$ . Martingál esetén természetesen egyenlőség van.

(b) •• Hasonlóan, ha  $M_0 = 0$ , lássuk be, hogy

$$(1) \quad M_{\tau \wedge n}^2 = \sum_{k=1}^n (M_k - M_{k-1})^2 \cdot \mathbf{1}\{\tau \geq k\} + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} (M_i - M_{i-1}) \cdot (M_j - M_{j-1}) \cdot \mathbf{1}\{\tau \geq j\},$$

$$(2) \quad M_\tau^2 = \sum_{k=1}^{\infty} (M_k - M_{k-1})^2 \cdot \mathbf{1}\{\tau \geq k\} + 2 \sum_{1 \leq i < j < \infty} (M_i - M_{i-1}) \cdot (M_j - M_{j-1}) \cdot \mathbf{1}\{\tau \geq j\},$$

(a szummák m.b. véges sok tagból állnak). Legyen  $M$  martingál, melyre  $M_0 = 0$ , és van  $C \in \mathbb{R}$ , hogy

$$|M_k - M_{k-1}| \leq C \quad \forall k > 0, \text{ biztosan.}$$

(Nyilván ezt lehetne gyengíteni, de most elégedjünk meg ennyivel.) Feltesszük továbbá, hogy  $\mathbf{E}\tau^2 < \infty$ . Ekkor lássuk be, hogy (1) jobb oldalának első szummája monotonon konvergál (2) jobb oldalának első szummájához melynek várható értéke véges, a második szummák várható értéke pedig nulla mindkét esetben. Tipp: Fubini tétel. Vonjuk le a következtetést:  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{E}M_{\tau \wedge n}^2 = \mathbf{E}M_\tau^2$ .

HF 3.3 *Wald azonosságok.* Legyenek  $Y_1, Y_2, \dots$  faevv.-k  $\mathcal{L}^1$ -ben,  $\mu := \mathbf{E}Y_i$ , és  $\tau \geq 1$  megállási idő (a természetes  $\sigma$ -algebra szerint),  $\mathbf{E}\tau < \infty$ . Legyen  $S_n = \sum_{i=1}^n Y_i$ . Mutassuk meg, hogy

- (a) • ekkor  $\mathbf{E}S_\tau = \mu \cdot \mathbf{E}\tau$ .
- (b) •• Ha  $Y_i$  korlátos és  $\mathbf{E}\tau^2 < \infty$  is teljesül (*nyilván ezeket lehetne gyengíteni, de most elégedjünk meg ennyivel*),  $\sigma^2 := \mathbf{D}^2Y_i$ , akkor  $\mathbf{E}(S_\tau - \mu\tau)^2 = \sigma^2 \cdot \mathbf{E}\tau$ . (Ezt általában a  $\mu = 0$  esetben szokás használni.)

*Tipp: Használjunk martingált, és az előző feladat két részét.*

**4. HF:** (beadási határidő: október 5.)

HF 4.1 *Repül az egyenletes, ki tudja hol áll meg...* Legyenek  $Y_1, Y_2, \dots$  faevv., Egyenletes(0, 1) eloszlással. Legyen  $S_n := \sum_{i=1}^n Y_i$ , és  $\tau := \min\{n : S_n > 1\}$ .

- (a) • Mutassuk meg, hogy rögzített  $0 \leq z \leq 1$ -re  $\mathbf{P}\{S_n < z\} = z^n/n!$ . *Figyelem, ez nem igaz  $z > 1$  esetén!*
- (b) • Határozzuk meg  $\mathbf{E}\tau$ -t. *Tipp:  $\tau$  nemnegatív, úgyhogy lehet farokvalószínűségeket összegezni. A farokvalószínűségek viszont szoros összefüggésben vannak az (a) feladattal.*
- (c) • Mivel  $\tau$  megállási idő, a Wald azonosság alapján számoljuk ki  $\mathbf{E}(S_\tau - 1)$ -et, azaz, hogy várhatóan hol van a faevv. egyenletes időközű felújítási folyamatban az 1 után következő első felújítási időpont.

HF 4.2 ••• *A log-optimális portfólió, avagy Bellman optimalitási elv.* Az  $n$ -edik fogadás során egységnyi fogadási összeg nyeresége  $\xi_n$ , ahol  $(\xi_n)_{n \in \mathbb{N}}$  független és azonos eloszlású valószínűségi változók, melyeknek közös eloszlása  $\mathbf{P}\{\xi_n = +1\} = p$ ,  $\mathbf{P}\{\xi_n = -1\} = q$ ,  $q + p = 1$ ,  $p > 1/2$ . Magyarul:  $q < 1/2$  valószínűséggel elveszítjük a befizetett összeget és  $p = 1 - q > 1/2$  valószínűséggel a dupláját nyerjük vissza. Az  $n$ -edik fogadás során  $C_n$  összegre fogadunk.  $Y_0$  a kezdeti vagyونunk és  $Y_n$ -el jelöljük az  $n$ -edik fogadás eredményhirdetése utáni teljes vagyونunkat. Nyilván:  $0 \leq C_n \leq Y_{n-1}$ ,  $n > 0$ . Célunk: rögzített  $N$  számú fogadás során maximalizálni az  $\mathbf{E} \log(Y_N/Y_0)$  várható nyereség rátánkat.  $\mathcal{F}_n = \sigma(\xi_1, \dots, \xi_n)$  a folyamat természetes filtrációja.

- (a) Bizonyítandó, hogy tetszőleges jósolható  $C_n$  fogadási stratégia mellett  $Z_n := \log Y_n - n\alpha$  szupermartingál, ahol  $\alpha = p \log p + q \log q + \log 2$ . Ebből következik, hogy  $\mathbf{E} \log(Y_N/Y_0) \leq N\alpha$ .
- (b) Ám létezik olyan fogadási stratégia, amely mellett a fenti  $Z_n$  martingál. Tehát a várható nyereség ráta fenti optimális felső korlátja megfelelő stratégia választással elérhető.

HF 4.3 •••• *Azuma-Höfdding egyenlőtlenség.*

- (a) Legyen  $c > 0$ , és  $-c \leq Y \leq c$  nulla várható értékű valószínűségi változó. Ekkor minden  $\theta \in \mathbb{R}$ -re

$$\mathbf{E}e^{\theta Y} \leq \cosh(\theta c) \leq e^{\theta^2 c^2/2}.$$

*Tipp: minden konvex  $f$  függvényre – például az  $e^{\theta \cdot}$  függvényre is – igaz, hogy*

$$f(y) \leq \frac{c-y}{2c} \cdot f(-c) + \frac{c+y}{2c} \cdot f(c).$$

*ha  $-c \leq y \leq c$ .*

- (b) Legyen  $M$  egy martingál, melyre  $M_0 = 0$ , és valamely  $\{c_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  sorozatra  $|M_n - M_{n-1}| \leq c_n$ ,  $\forall n$ . Ekkor minden  $x > 0$  esetén

$$\mathbf{P}\left\{\sup_{k \leq n} M_k \geq x\right\} \leq e^{-x^2/(2 \sum_{k=1}^n c_k^2)}.$$

*Tipp: kövessük az iterált logaritmus tétel bizonyítása ① részének gondolatmenetét.*

**5. HF:** (beadási határidő: október 12.)

HF 5.1 •• *A Black-Scholes lemma második fele.* Legyen  $N > 0$  egész, és

$$\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_N : \omega_i = \pm 1\},$$

$\mathcal{F}$  a természetes  $\sigma$ -algebra,  $\mathcal{F}_n = \sigma(\{\omega_i\}_{i=1}^n)$ , és  $\mathbf{P}$  a szorzatmérték, mely szerint  $\omega_i$ -k fae.,  $\mathbf{P}\{\omega_i = 1\} = p = 1 - \mathbf{P}\{\omega_i = -1\}$ . Legyen továbbá  $M$  egy martingál az  $\{\mathcal{F}_n\}$  filtrációra nézve. Órán láttuk, hogy van olyan jósolható  $H$  folyamat, hogy

$$M = M_0 + H \bullet Z, \quad \text{azaz} \quad M_n = M_0 + \sum_{k=1}^n H_k \cdot (Z_k - Z_{k-1}) \quad (0 \leq n \leq N),$$

ahol

$$Z_k = \sum_{i=1}^k (\omega_k - 2p + 1).$$

A feladat belátni  $H$  egyértelműségét.

HF 5.2 **••• Szóegyezés.** Egy  $s$  elemű ABC-ből függetlenül, egyenletes eloszlással írunk  $n$  betűt egymás mögé. Legyen  $B$  egy adott,  $k \leq n$  hosszúságú szó, és  $X$  az a szám, ahányszor  $B$  előfordul az  $n$  hosszú betűsorozatunkban. (Átfedés is lehetséges, pl. a  $B = AJJAJ$   $k = 5$  hosszú szó kétszer fordul elő az  $n = 11$  hosszú,  $BAJJAJJAJDF$  sorozatban.). Mutassuk meg, hogy

$$\mathbf{P}\left\{\left|X - (n - k + 1)\left(\frac{1}{s}\right)^k\right| \geq \varepsilon\right\} \leq 2e^{-\varepsilon^2/2nk^2}.$$

HF 5.3 *Golyók és urnák finomítva.*  $m$  golyót egymástól függetlenül, egyenletesen elhelyezünk  $n$  urnába. Legyen  $\mathcal{F}_i$  az első  $i$  golyó helye által generált  $\sigma$ -algebra, és  $M_i = \mathbf{E}(F | \mathcal{F}_i)$ , ahol  $F$  az üres urnák száma az utolsó golyó elhelyezése után. Legyen  $Y_i$  az üres urnák száma az  $i$ . lépés után ( $i = 0, \dots, m$ ). Mutassuk meg, hogy

- (a) •  $M_i = Y_i \cdot \left(\frac{n-1}{n}\right)^{m-i}$  ;  
 (b) ••  $|M_i - M_{i-1}| \leq \left(\frac{n-1}{n}\right)^{m-i}$  ;  
 (c) ••

$$\mathbf{P}\{|F - \mu| \geq \varepsilon\} \leq 2e^{-\frac{\varepsilon^2(n-1/2)}{n^2 - \mu^2}},$$

ahol  $\mu = \mathbf{E}F = n\left(\frac{n-1}{n}\right)^m$ .

**6. HF:** (beadási határidő: október 26.)

HF 6.1 **••** Legyen  $\Omega = \mathbb{Z}$ , és  $T$  az eltolás:  $Tn = n + 1$  ha  $n \in \mathbb{Z}$ . Mutassuk meg, hogy  $\mathbb{Z}$ -n nincs eltolás-invariáns valószínűségi mérték.

HF 6.2 *Ergodicitás játékmódel.* Legyen  $N > 0$  egész,  $\mathcal{X} = \{0, 1\}^N$ , és  $\varrho \in [0, 1]$ . A *Bernoulli*( $\varrho$ ) *szorzatmérték*  $\mathcal{X}$ -en az a  $\mathbf{P}^{(\varrho)}$  eloszlás, mely szerint

$$\mathbf{P}^{(\varrho)}\{\underline{x}\} = \varrho^{\sum_{i=1}^N x_i} \cdot (1 - \varrho)^{\sum_{i=1}^N (1-x_i)}, \quad \underline{x} \in \mathcal{X}.$$

Nagyon formálisan, de csak annyi van ideírva, hogy  $N$  urna mindegyikében egymástól függetlenül  $\varrho$  valószínűséggel van egy golyó,  $1 - \varrho$  valószínűséggel nincs golyó.

Definiáljuk a következő,  $\mathcal{X}$ -ben haladó folyamatot: minden lépésben egyenletesen és mindentől függetlenül választunk egy permutációt az  $\{1, 2, \dots, N\}$  számok  $N!$  permutációja közül, és az aktuális állapotot ezzel megpermutáljuk, azaz az  $n$ . lépésben

$$\underline{X}(n) \mapsto \underline{X}(n+1); \quad X_i(n+1) = X_{\pi_i(n)}(n), \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad n \in \mathbb{Z},$$

ahol a  $\pi(n)$  permutációk különböző  $n$ -ekre függetlenek. Azaz: az urnákat golyóstul megpermutáljuk minden lépésben függetlenül, így kapjuk a következő 0-1 sorozatot az előzőből.

- (a) •• Mutassuk meg, hogy minden  $0 \leq \varrho \leq 1$  esetén a *Bernoulli*( $\varrho$ ) eloszlás stacionárius eloszlása az  $\underline{X}(n)$  folyamatnak.  
 (b) •• Ergodik-e a *Bernoulli*( $\varrho$ ) eloszlás ezzel a dinamikával? (Pontosabban a *Bernoulli*( $\varrho$ ) kezdeti eloszlás és a dinamika által indukált eloszlás a trajektóriák terén ergodik-e?) Ha igen, miért, ha nem, mik az extrémális valószínűségi mértékek, ők miért extrémálisak, és hogyan keverhető ki belőlük a *Bernoulli*( $\varrho$ ) eloszlás? *Indokoljunk!*  
 (c) •• Legyen  $f$  annak indikátora, hogy (a nulla időben) van az első urnában golyó, azaz

$$f : \Omega \rightarrow \{0, 1\} \quad ; \quad f(\{\underline{X}(n)\}_{n \in \mathbb{Z}}) = X_1(0).$$

Határozzuk meg  $f$  ergodikus átlagát, azaz a

$$g = g(\{\underline{X}(n)\}_{n \in \mathbb{Z}}) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} X_1(i) \quad \text{m.b.}$$

valószínűségi változót, mint a trajektóriák (azaz elemi események) függvényét. Mik az invariáns halmazok, és igaz-e, hogy  $g$  ezekre mérhető? *Indokoljunk!*

- (d) • Határozzuk meg  $g$  eloszlását, ha a rendszer Bernoulli( $\rho$ ) eloszlásban fejlődik.
- (e) • Mi köze van a fenti válaszoknak a folyamat irreducibilis komponenseihez? *Megjegyzés: e játékmódelben ez triviális, de az élet persze nem mindig ilyen egyszerű.*

**7. HF:** (beadási határidő: november 2.)

HF 7.1 ••••• Az  $\mathcal{X} = \{-1, 2\}$  kételemű állapotterén tekintsük azt a Markov láncot, melynek átmenetmátrixa

$$\begin{pmatrix} \frac{17}{18} & \frac{1}{18} \\ \frac{1}{9} & \frac{8}{9} \end{pmatrix}.$$

Az órán tanultak mentén bizonyítsunk CHT-t magára az  $X_n$  Markov láncra az  $\delta$  stacionárius eloszlásában, adjuk meg a CHT-ban szereplő szórást is. *(Később lesz erre egy jobb módszerünk is, de most csináljuk izomból: keressük meg a mátrix bal oldali sajátvektorait, az ezekre való felbontás segítségével a  $\mathbf{P}\{X_n = i | X_0 = j\}$  valószínűségek expliciten számolhatók ( $i, j = -1$  vagy  $2$ ). Ezért a feltételes várható értékek is expliciten számolhatók, és erre volt szükség az órán látott sémához ( $X_n$  felbontása egy stacionárius  $Z_n$  folyamat növekményére és egy martingálnövekményre). Ezután jöhet a martingál CHT.)*

HF 7.2 ••••• Az előbbi feladatban bizonyítsunk nagy számok törvényét és centrális határeloszlástételt arra, hogy (stacionárius eloszlásból indulva)  $n$ -ig hányszor történik meg a  $-1 \rightarrow 2$  ugrás. *(Tipp:  $I_i := \mathbf{1}\{X_{i-1} = -1, X_i = 2\} - \mathbf{P}\{X_{i-1} = -1, X_i = 2\}$ , és nagyon figyeljünk arra, hogy ez  $X_{i-1}$ -től is függ, nem csak  $X_i$ -től. Használjuk az előző feladat részeredményeit.)*

**8. HF:** (beadási határidő: november 9.)

HF 8.1 (a) •  $\mathbb{R}^d$ -n a  $p$ -norma:

$$\|\mathbf{x}\|_p = \left( \sum_{i=1}^d x_i^p \right)^{1/p} \quad (1 \leq p < \infty)$$

segítségével definiált operátornorma:

$$\|\mathbf{A}\| = \sup_{\mathbf{x} \neq \mathbf{0}} \frac{\|\mathbf{A}\mathbf{x}\|_p}{\|\mathbf{x}\|_p}$$

a valós  $d \times d$  mátrixokon a norma tulajdonságokon kívül szubmultiplikatív is:

$$\|\mathbf{A} \cdot \mathbf{B}\| \leq \|\mathbf{A}\| \cdot \|\mathbf{B}\|.$$

Mutassuk ezt meg a definíció alapján. *(Tipp: Bővítsük a bal oldalt a  $\sup$  alatt  $\|\mathbf{B}\mathbf{x}\|$ -szel.)*

- (b) ••• Legyenek most  $\mathbf{A}_n$  fae. véletlen  $d \times d$  mátrixok, melyekről felteszünk annyi regularitást, amennyi csak szükséges. (Mennyit is...?) Mutassuk meg, hogy a

$$\lambda := \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \ln \left\| \prod_{i=0}^{n-1} \mathbf{A}_i \right\|$$

aszimptotikus növekedési ráta m.b. létezik.

- (c) • Sőt,  $\lambda$  m.b. konstans is. Részletesen indokoljunk. *(Tipp: szubmultiplikativitás és szubadditív ergodtétel.)*

HF 8.2 Legyen  $\mathcal{X} = [0, 1]$  az  $1/2\pi$  sugarú körvonal, melynek 0 és 1 pontjait azonosítjuk egymással. Legyenek  $V_i, i = 1, 2, \dots$  független,  $\text{Exp}(\lambda)$  eloszlású valószínűségi változók, és legyen  $X_{n+1} = X_n + V_n \text{ mod } 1, n \geq 0$ .

- (a) • Mutassuk meg, hogy  $\{X_n\}_{n=0}^\infty$  egy Markov lánc az  $(\mathcal{X}, \mathcal{B})$  állapotterén,  $\mathcal{B}$  a Borel  $\sigma$ -algebra.
- (b) •• Határozzuk meg a  $\pi(x, A)$  átmenetmagot, ha  $x \in \mathcal{X}$  és  $A \in \mathcal{B}$ . Pontosabban: legyen  $0 < a < 1$ , és határozzuk meg az  $\int_0^a \pi(x, dy) = \pi(x, [0, a])$  valószínűséget.
- (c) • Keressük meg a Markov lánc (egy)  $\mu$  stacionárius eloszlását.
- (d) • Ergodikus-e a Markov lánc az előbb talált stacionárius eloszlásban?

**9. HF:** (beadási határidő: november 21.)

HF 9.1 Legyen  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$  egy Markov lánc egy megszámlálható  $\mathcal{X}$  halmazon, melynek átmenetvalószínűsége  $\pi$  és stacionárius eloszlása  $\mu$ .

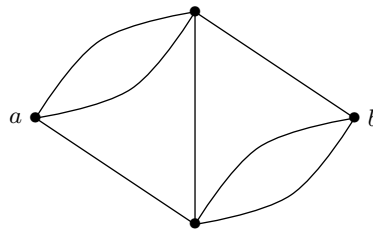
- (a) •• Mutassuk meg, hogy az időmegfordítás, azaz az a leképezés, ami  $\{X_n\}$ -t  $\{X_{-n}\}$ -be viszi, a Markov láncot átviszi egy  $(\Omega, \widehat{\mathcal{F}}, \widehat{\mathbf{P}})$  láncba, melynek szintén  $\mu$  a stacionárius eloszlása,  $\widehat{\pi}$  átmenetvalószínűségei viszont nem feltétlenül egyeznek meg az eredeti  $\pi$ -vel. Határozzuk meg  $\widehat{\pi}$ -ot  $\mu$  és  $\pi$  segítségével.
- (b) •• Mutassuk meg, hogy a feltételes várható érték leképezés:  $\Pi : f(\cdot) \mapsto \sum_y f(y)\pi(\cdot, y)$  egy kontrakció  $\mathcal{L}^p(\mu)$ -n, minden  $p \in [1, \infty]$ -re.
- (c) •• Azt mondjuk, hogy a Markov lánc *reverzibilis*, ha az (a) részben szereplő megfordított  $\widehat{\mathbf{P}}$  megegyezik az eredeti  $\mathbf{P}$ -vel. Mutassuk meg, hogy ez pontosan akkor történik meg, ha  $\Pi$  önadjungált  $\mathcal{L}^2(\mu)$ -n.

HF 9.2 Legyen  $X_n$  egy irreducibilis Markov lánc, mely a nemnegatív egész számokon lépked, és átmenetvalószínűségei nullák, ha nem szomszédos egészek között vannak:  $\pi(i, j) = 0$ , ha  $|i - j| \neq 1$ .

- (a) • Mutassuk meg, hogy amennyiben van stacionárius eloszlás (azaz a lánc pozitív rekurrens), akkor a lánc reverzibilis.
- (b) •• Ennek segítségével határozzuk meg a stacionárius eloszlást, mint az átmenetvalószínűségek függvényét.
- (c) • Adjunk feltételt az átmenetvalószínűségekre, melyek garantálják, hogy a lánc pozitív rekurrens, illetve nem pozitív rekurrens.

10. HF: (beadási határidő: november 23.)

HF 10.1 Legyen  $X_n$  egy egyszerű bolyongás az alábbi gráfon:



- (a) • Határozzuk meg a Markov láncnak megfelelő ellenállshálózatot.
- (b) •• Az ellenállshálózat segítségével minden  $x$  csúcsra határozzuk meg a  $\mathbf{P}_x\{\tau_a < \tau_b\}$  valószínűségeket.
- (c) • Az ellenállshálózat segítségével minden  $x$  csúcsra határozzuk meg, hogy várhatóan hányszor jár ott a lánc, mielőtt  $b$ -ben elnyelődik, ha  $a$ -ból indul.

HF 10.2 A 9.2. feladatban

- (a) • Írjuk fel a láncnak megfelelő ellenállshálózatot, mint az átmenetvalószínűségek függvényét.
- (b) • Adjunk feltételt az átmenetvalószínűségekre, melyek garantálják, hogy a lánc rekurrens, illetve tranziens.

HF 10.3 A 9.2. feladatban legyen

$$\pi(i, j) := \begin{cases} 1, & \text{ha } i = 0, j = 1; \\ \frac{1}{2} + \frac{\alpha}{i}, & \text{ha } i > 0, j = i + 1; \\ \frac{1}{2} - \frac{\alpha}{i}, & \text{ha } i > 0, j = i - 1; \\ 0, & \text{minden más esetben} \end{cases} \quad \left(-\frac{1}{2} < \alpha < \frac{1}{2}\right).$$

- (a) •• Mutassuk meg, hogy a lánc pozitív rekurrens, ha  $\alpha < -1/4$ , és nem pozitív rekurrens, ha  $\alpha > -1/4$ .
- (b) •• Mutassuk meg, hogy a lánc rekurrens, ha  $\alpha < 1/4$ , és tranziens, ha  $\alpha > 1/4$ .

11. HF: (beadási határidő: november 30.) Kicst visszanezünk korábbra, a CHT-re:

HF 11.1 ••• 7.1-es feladat újra, ezúttal az órán látott markovi módszerrel.

HF 11.2 Tekintsük a következő bolyongást a nemnegatív egészeken:

$$\pi(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{2} & \text{ha } x = y \geq 0. \\ \frac{1-\delta}{4} & \text{ha } y = x+1, x \geq 1, \\ \frac{1+\delta}{4} & \text{ha } y = x-1, x \geq 1, \\ \frac{1}{2} & \text{ha } x = 0, y = 1. \end{cases}$$

- (a) •• Mutassuk meg, hogy a lánc pozitív rekurrens, és határozzuk meg a  $\mu$  stacionárius eloszlást.  
 (b) • Legyen  $f$  egy kompakt tartójú függvény a nemnegatív egészeken, és  $U$  egy megoldása az  $[I - \Pi]U = f$  egyenletnek.  $\pi$  alakját felhasználva mutassuk meg, hogy ez az egyenlet egy lineáris másodrendű rekurzió. (Ezért aztán minden  $f$ -re van megoldása.)  
 (c) • Íme egy **hibás (!)** érvelés: szorozzuk meg a fenti egyenletet a stacionárius  $\mu$  eloszlással, majd összegezzük:

$$\begin{aligned} \sum_{x,y=0}^{\infty} \mu(y)(\delta_{yx} - \pi(y, x))U_x &= \sum_{y=0}^{\infty} \mu(y)f(y) \\ \sum_{x=0}^{\infty} \mu(x)U_x - \sum_{x=0}^{\infty} \left( \sum_{y=0}^{\infty} \mu(y)\pi(y, x) \right) U_x &= \sum_{y=0}^{\infty} \mu(y)f(y) \\ \sum_{x=0}^{\infty} \mu(x)U_x - \sum_{x=0}^{\infty} \mu(x)U_x &= \sum_{y=0}^{\infty} \mu(y)f(y) \\ 0 &= \sum_{y=0}^{\infty} \mu(y)f(y), \end{aligned}$$

ami persze nem stimmelhet, hiszen  $f$  tetszőleges kompakt tartójú függvény. Hol a hiba az érvelésben?

- (d) •• Tegyük rendbe a dolgokat. Mivel  $f$  kompakt tartójú, vegyünk egy olyan  $a$ -t, hogy  $f(z) = 0$  ha  $z \geq a$ . A fenti egyenletet összegezzük  $a$ -ig csak, a jobb oldalon nem számít, hogy  $a$ -ig megyünk vagy  $\infty$ -ig. A bal oldalon írjuk fel az összegzést  $a-1$ -ig, és válasszuk külön az  $a$ -dik tagot. Kihasznlva, hogy  $\pi(y, x) = 0$  ha  $|x - y| > 1$ , és azt, hogy  $\mu$  stacionárius, a bal oldal jelentősen egyszerűsödik.  $\pi$  és  $\mu$  konkrét alakját beírva (és a határok környékén nagyon figyelve) végül mutassuk meg, hogy  $U$  exponenciálisan növekszik nagy  $a$ -kra, vagy konstanshoz tart, és ez utóbbi pontosan akkor történik, ha  $\sum_x f(x)\mu(x) = 0$ .  
 (e) • Tudunk-e CHT-t bizonyítani a  $\sum_{j=0}^n f(X_j)$  mennyiségre, ha  $\sum_x f(x)\mu(x) = 0$ ?

**12. HF:** (beadási határidő: december 7.)

HF 12.1 •• *Rényi forgalommodell.* Kezdetben az autók egy mindkét irányban végtelen autópályán vannak elhelyezve, homogén,  $\alpha$  intenzitású  $N_0$  Poisson folyamat szerint. Az autók eme véletlen kezdő helyzeteit  $X_n$ -ek jelölik. Mindegyik autó kap egy mindentől független, véletlen  $-\infty < V_n < \infty$  kezdősebességet, és ezzel a sebességgel egyenletesen halad az autópályán (negatív sebesség azt jelenti, hogy balra megy az autó). Feltesszük, hogy  $\mathbf{E}|V_1| < \infty$ , és az autók sosem ütköznek, a modellben inkább áthaladnak egymáson.

- (a) Mi az autók  $N_t$  helyzetének eloszlása  $t$ -kor?  
 (b) Legyen  $T_n$  az a(z esetleg negatív) időpillanat, amikor az  $n$ . autó áthalad az origón. Határozzuk meg a  $\sum_n \epsilon_{T_n}$  pontfolyamat eloszlását.

HF 12.2 •• *M/G/ $\infty$  sor.* Hívások homogén,  $\alpha$  intenzitású Poisson folyamat szerint kezdődnek  $(0, \infty)$ -ben. Minden hívás hossza mindentől független,  $G$  eloszlású. Legyen  $N(t)$  a  $t$ -kor folyamatban levő hívások száma. Határozzuk meg  $N(t)$  eloszlását egy adott  $t$  esetén.

HF 12.3 •• Tekintsük az  $N = \sum_n \epsilon_{X_n}$  Poisson folyamatot  $(0, \infty]$ -en, melynek intenzitás-mértéke  $\mu(dx) = \alpha x^{-\alpha-1} dx$ , ha  $x > 0$ ; itt  $\alpha > 0$  paraméter. Legyen  $Y_1 = \sup_n X_n$  a legnagyobb pont, és  $Y_2$  a második legnagyobb pont (ezek m.b. léteznek, miért is?). Határozzuk meg  $Y_1$  és  $Y_2$  együttes eloszlását.

HF 12.4 • *Harry és a jégeső;* ez is Resnick 1992. Harry éttermének laposteteje van, mely jégesőben fokozott veszélynek van kitéve. Amikor jégeső esik a tetőre, kárt okoz a közvetlen becsapódás, de ezután visszapattan a jég szem, és másodszor is becsapódva ismét megüti a tetőt. Harry és a biztosítási szakember is egyetértenek, hogy az elsődleges becsapódások síkbeli Poisson folyamat szerint hagytak

nyomot a tetőn. Azonban Harry úgy gondolja, hogy az összes becsapódásnyom, tehát az elsődleges és a másodlagos becsapódások nyomai együttesen is Poisson folyamatot alkotnak. A biztosítási szakember ezzel nem ért egyet. Melyiküknek van igaza?

HF 12.5 ••• Egy önkiszolgáló üzlethez homogén  $\alpha$  intenzitású Poisson folyamat szerint érkeznek az ügyfelek. A  $j$ . ügyfél  $V_j$  ideig vásárol, azután  $F_j$  ideig fizet (sor nincs). A  $\{V_j, F_j\}_j$  valószínűségi változó párosok különböző  $j$ -kre függetlenek, és a Poisson folyamattól is függetlenek, egyazon  $j$ -re viszont  $V_j$  és  $F_j$  egymástól általában nem függetlenek. Legyenek  $X(t)$  illetve  $Y(t)$  a vásárlással illetve fizetéssel foglalkozó vásárlók száma  $t$ -kor. Határozzuk meg  $X(t)$  és  $Y(t)$  együttes eloszlását  $V_j$  és  $F_j$  együttes eloszlásának függvényében.