

Markov folyamatok és martingálok (BMETE95MM07) ütemterv

Balázs Márton
2012 őszi

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. 3.	Feltételes várható é., konvergenciatípusok, martingálok	-
Szept. 10.	Martingáltételek, egyszerűbb alkalmazások	1. HF: 09.12
Szept. 17.	Martingáltételek, egyszerűbb alkalmazások	2. HF: 09.19
Szept. 24.	- Szerda kari szünet - További martingál alkalmazások	
Okt. 1.	További martingál alkalmazások	3. HF: 10.02; 4. HF: 10.03
Okt. 8.	Sztoch. foly. ergodtételek	5. HF: 10.10
Okt. 15.	Sztoch. foly. ergodtételek, martingál CHT	Szerda ZH
Okt. 22.	- Kedd ünnep - Martingál CHT, szubadditív ergodtételek	6. HF: 10.24
Okt. 29.	Szubadditív ergodtételek, Markov láncokban martingálok, elnyelési valószínűségek, megállási idők	7. HF: 10.31
Nov. 5.	Markov lánc rekurenciája; Markov CHT	8. HF: 11.07
Nov. 12.	Elektromos áramkörök - Szerda TDK konf. -	9. HF: 11.13 (!!)
Nov. 19.	Elektromos áramkörök; Pontfolyamatok, Poisson folyamat, jelölés, ritkítás, pontfolyamatok transzformációi	10. HF: 11.21
Nov. 26.	Poisson folyamat transzformációi, származtatott folyamatok	11. HF: 11.28
Dec. 3.	Poisson folyamat további tulajdonságai, rekordok	12. HF: 12.04

Házi feladatok

Markov folyamatok és martingálok, 2012 őszi

Minden feladat annyi pontot ér, amennyi • látható mellette.

1. HF: (beadási határidő: szeptember 12.)

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 mező σ -algebra. Ha X már \mathcal{G} -mérhető, akkor $\mathbf{E}(X|\mathcal{G}) = X$, ami azt sugallja, hogy az $X \mapsto \mathbf{E}(X|\mathcal{G})$ leképezés egyfajta projekció. Mutassuk meg, hogy valóban: az $\mathcal{L}^2(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ Hilbert-téren (skalárszorzás az $\langle X, Y \rangle_{\mathbf{P}} = \mathbf{E}(XY)$) ez a leképezés ortogonális projekció az $\mathcal{L}^2(\Omega, \mathcal{G}, \mathbf{P})$ altérre.

HF 1.3 •••• Legyenek ξ_1, ξ_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 19.)

- 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: október 2.)

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 szupermartingál, 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 σ -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), $\sigma^2 := \mathbf{D}^2 Y_i$, 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 3.)

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: τ nemnegatív, úgyhogy lehet farokvalószínűségeket összegezni. A farokvalószínűségek viszont szoros összefüggésben vannak az (a) feladattal.*
- (c) • Mivel τ 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 nyeresménye ξ_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 vagyonunk és Y_n -el jelöljük az n -edik fogadás eredményhirdetése utáni teljes vagyonunkat. 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 $Z_n := \log Y_n - n\alpha$ supermartingál, 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-Höfding 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 10.)

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 σ -algebra, $\mathcal{F}_n = \sigma(\{\omega_i\}_{i=1}^n)$, és \mathbf{P} a szorzatmérték, mely szerint ω_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

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

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 $B = \text{AJJAJ}$ $k = 5$ 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 σ -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) ••

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

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

6. HF: (beadási határidő: október 24.)

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*(ϱ) 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 ϱ 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*(ϱ) eloszlás stacionárius eloszlása az $\underline{X}(n)$ folyamatnak.
 (b) •• Ergodikus-e a *Bernoulli*(ϱ) eloszlás ezzel a dinamikával? (Pontosabban a *Bernoulli*(ϱ) kezdeti eloszlás és a dinamika által indukált eloszlás a trajektóriák terén ergodikus-e?) Ha igen, miért, ha nem, mik az extrémális valószínűségi mértékek, ők miért extrémálisak, és hogyan keverhető ki belőlük a *Bernoulli*(ϱ) 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 ergodikusan 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(ρ) eloszlásban fejlődik.
 (e) • Mi köze van a fenti válaszoknak a folyamat irreducibilis komponenseihez? *Megjegyzés: e játékmódban ez triviális, de az élet persze nem mindig ilyen egyszerű.*

7. HF: (beadási határidő: október 31.)

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 ő stacionárius eloszlásában, adjuk meg a CHT-ban szereplő szórás 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 $\mathbf{P}\{X_n = i \mid X_0 = j\}$ 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 7.)

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, λ m.b. konstans is. Részletesen indokoljunk. *(Tipp: szubmultiplikatív 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 $X_{n+1} = X_n + V_n \bmod 1, n \geq 0$.

- (a) • Mutassuk meg, hogy $\{X_n\}_{n=0}^\infty$ egy Markov lánc az $(\mathcal{X}, \mathcal{B})$ állapotterén, \mathcal{B} a Borel σ -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) μ stacionárius eloszlását.
- (d) • Ergodik-e a Markov lánc az előbb talált stacionárius eloszlásban?

9. HF: (beadási határidő: november 13.)

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

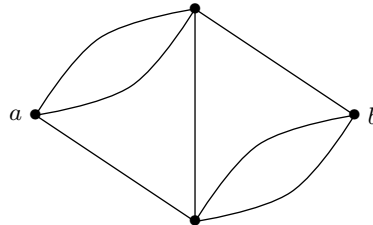
- (a) •• Mutassuk meg, hogy az időmegfordítás, azaz az a leképezés, ami $\{X_n\}$ -t $\{X_{-n}\}$ -be viszi, a Markov láncot átviszi egy $(\Omega, \widehat{\mathcal{F}}, \widehat{\mathbf{P}})$ láncba, melynek szintén μ a stacionárius eloszlása, $\widehat{\pi}$ átmenetvalószínűségei viszont nem feltétlenül egyeznek meg az eredeti π -vel. Határozzuk meg $\widehat{\pi}$ -ot μ és π 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 Π 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 21.)

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 28.) 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 μ stacionárius eloszlást.
- (b) • Legyen f egy kompakt tartójú függvény a nemnegatív egészeken, és U egy megoldása az $[I - \Pi]U = f$ egyenletnek. π alakját felhasználva mutassuk meg, hogy ez az egyenlet egy lineáris másodrendű rekurrens. (Ezért aztán minden f -re van megoldása.)
- (c) • Íme egy **hibás (!)** érvelés: szorozzuk meg a fenti egyenletet a stacionárius μ 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 ∞ -ig. A bal oldalon írjuk fel az összegzést $a-1$ -ig, és válasszuk külön az a -dik tagot. Kihaszználva, hogy $\pi(y, x) = 0$ ha $|x - y| > 1$, és azt, hogy μ stacionárius, a bal oldal jelentősen egyszerűsödik. π és μ 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 4.)

HF 12.1 •• *Rényi forgalommodell*. Kezdetben az autók egy mindkét irányban végtelen autópályán vannak elhelyezve, homogén, α intenzitású N_0 Poisson folyamat szerint. Az autók eme véletlen kezdő helyzetét 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 az (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/ ∞ sor*. Hívások homogén, α 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 α 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.