

**פתרון תרגיל בית 9 בהסתברות וסטטיסטיקה  
מתמטית  
88-373 סמסטר ב' תשפ"א**

**זמני עצירה**

**תרגיל 1.** נתבונן בהילוך מקרי פשוט  $S_n$  על  $\mathbb{Z}$  ובשני זמני העצירה

$$\tau_{88} = \min \{n \geq 0 \mid S_n = 88\}$$

$$\tau = \tau_{88} \wedge \tau_{-373} = \min \{n \geq 0 \mid S_n = 88 \text{ או } S_n = -373\}$$

לכל אחד מהמאורעות הבאים, קבעו האם הוא נמצא ב- $\mathcal{F}_{\tau_{88}}$  או ב- $\mathcal{F}_\tau$ , ונמקו:

א.  $A_1 = \{\exists n \geq 0 : S_n = 10\}$

ב.  $A_2 = \{\exists n \geq 0 : S_n = 88373\}$

ג.  $A_3 = \{\exists n \geq 0 : S_n > 0\}$

פתרון. נימוקים לא פורמליים; מומלץ לחשוב איך לכתוב נימוקים פורמליים.

א. נמצא בשניהם, כי אם הגענו ל-88 אז בוודאי שגם בדרך הגענו ל-10.

ב. לא נמצא באף אחד מהם, כי כל המידע שיש לי אפילו עד הזמן  $\tau$  לא מספיק כדי לקבוע האם אני אגיע ל-88373 מתישהו.

ג. נמצא ב- $\tau_{88}$  אבל לא ב- $\tau$ , כי אם הגעתי ל-373- זה לא אומר שהגעתי למספר חיובי בדרך.

**תרגיל 2.** יהיו זמני עצירה ביחס לפילטרציה  $\{\mathcal{F}_n\}$ . הוכיחו את שתי הטענות שהזכרנו בתרגול:

א.  $\tau$  הוא  $\mathcal{F}_\tau$ -מדיד.

ב. אם  $\tau \leq \tau'$  <sup>a.s.</sup> אז  $\mathcal{F}_\tau \subseteq \mathcal{F}_{\tau'}$ .

הוכחה.

א. לכל  $n$ ,  $\{\tau \leq n\} \cap \{\tau \leq n\} = \{\tau \leq n\} \in \mathcal{F}_n$ , לכן  $\{\tau \leq n\} \in \mathcal{F}_\tau$  לכל  $n$ .

ב. יהי  $A \in \mathcal{F}_\tau$ . אז לכל  $n$ ,  $A \cap \{\tau \leq n\} \in \mathcal{F}_n$ . אבל

$$A \cap \{\tau' \leq n\} = \underbrace{A \cap \{\tau \leq n\}}_{\in \mathcal{F}_n} \cap \underbrace{\{\tau' \leq n\}}_{\in \mathcal{F}_n} \in \mathcal{F}_n$$

□

**תרגיל 3.** מבצעים הילוך מקרי על  $\mathbb{Z}$  שמתחיל ב-50. נחשוב על ההילוך בתוך הקטע  $[0, 100]$ . מה הסיכוי שההילוך יגיע ל-45, אז ל-55 ואז יחזור ל-45 לפני שיגיע לאחד מקצוות הקטע?

פתרון. ראיתם בהרצאה שאם הילוך מקרי מתחיל בנקודה 0, הסיכוי שיגיע ל- $(-a)$  לפני שיגיע ל- $b$  הוא  $\frac{a}{a+b}$ . ניעזר בזה פה: הסיכוי להגיע ל-45 לפני 100 הוא  $\frac{5}{55} = \frac{1}{11}$ ; אחר כך הסיכוי להגיע ל-55 לפני 0 הוא  $\frac{5}{55} = \frac{1}{11}$ ; ולבסוף הסיכוי להגיע ל-45 לפני 100 הוא שוב  $\frac{1}{11}$ . בסך הכל הסיכוי הדרוש הוא  $\frac{1}{1331} = \frac{1}{11^3}$ .

**תרגיל 4.** נתבונן בהילוך מקרי מוטה על  $\mathbb{Z}$ , עם הסתברות  $p > \frac{1}{2}$  להתקדם צעד אחד ימינה והסתברות  $q = 1 - p$  להתקדם צעד אחד שמאלה. עבור  $a, b > 0$ , ראינו בתרגול מה הסיכוי שיגיע ל- $(-a)$  לפני שיגיע ל- $b$ .

א. כמה זמן בתוחלת ייקח לו להגיע לאחד מקצוות הקטע  $[-a, b]$ ? (פה כדאי להשתמש במרטינגל הלא אקספוננציאלי)

ב. כמה זמן ייקח לו להגיע ל- $b$ ?

פתרון. נסמן  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ , כאשר  $S_0 = 0$ ,  $X_i = \begin{cases} 1, & p \\ -1, & 1-p \end{cases}$ . ניזכר שראינו שני

מרטינגלים:  $M_n = \left(\frac{1-p}{p}\right)^{S_n}$  ו- $M'_n = S_n - (2p-1)n$ . נסמן על ידי  $\tau_{-a}$  את זמן הפגיעה הראשון ב- $(-a)$ , על ידי  $\tau_b$  את זמן הפגיעה הראשון ב- $b$ , ועל ידי  $\tau = \tau_{-a} \wedge \tau_b$  את זמן הפגיעה באחד מקצוות הקטע. ראינו בתרגול

$$P(\tau_{-a} < \tau_b) = \frac{1 - \left(\frac{1-p}{p}\right)^b}{\left(\frac{1-p}{p}\right)^{-a} - \left(\frac{1-p}{p}\right)^b}$$

בפרט, שימו לב ש- $P(\tau_b < \infty) = 1$ , כי אם נשאיף  $a \rightarrow \infty$  נקבל שהסיכוי הנ"ל שואף ל-0.

א. ניעזר ב- $M'_n$ . זמן העצירה  $\tau$  סופי כמעט תמיד (כמו בתרגול) והמרטינגל חסום עד אליו, לכן אפשר להשתמש במשפט העצירה של דוב ולקבל

$$\begin{aligned} 0 &= \mathbb{E}[M'_0] = \mathbb{E}[M'_\tau] = \\ &= P(\tau_{-a} < \tau_b) \cdot \mathbb{E}[(-a) - (2p-1)\tau \mid \tau_{-a} < \tau_b] + P(\tau_{-a} > \tau_b) \cdot \mathbb{E}[b - (2p-1)\tau \mid \tau_{-a} > \tau_b] = \\ &= -a \cdot P(\tau_{-a} < \tau_b) + b \cdot P(\tau_{-a} > \tau_b) - (2p-1)\mathbb{E}[\tau] \end{aligned}$$

כלומר

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\tau] &= \frac{b \cdot P(\tau_{-a} > \tau_b) - a \cdot P(\tau_{-a} < \tau_b)}{2p-1} = \frac{b \cdot (1 - P(\tau_{-a} < \tau_b)) - a \cdot P(\tau_{-a} < \tau_b)}{2p-1} = \\ &= \frac{b}{2p-1} - \frac{a+b}{2p-1} \cdot P(\tau_{-a} < \tau_b) \end{aligned}$$

ב. נגדיר  $\xi_N = \tau_{-N} \wedge \tau_b$ . אז סדרה מונוטונית עולה המתכנסת ל- $\tau_b$  (כי הוא סופי כמעט תמיד), לכן אפשר להשתמש במשפט ההתכנסות המונוטונית ולחשב את  $\mathbb{E}[\xi_N]$ . אבל  $\lim_{N \rightarrow \infty} P(\tau_{-N} < \tau_b) = 0$ , ולכן  $\mathbb{E}[\tau_b] = \frac{b}{2p-1}$ .

**תרגיל 5.** הסיקו מאי-שוויון דוב את אי-שוויון קולמוגורוב: אם  $X_1, \dots, X_n$  משתנים מקריים בלתי-תלויים עם תוחלת 0,  $S_k = \sum_{i=1}^k X_i$ , ו- $\lambda > 0$ , אז

$$P\left(\max_{1 \leq k \leq n} |S_k| \geq \lambda\right) \leq \frac{1}{\lambda^2} \text{Var}(S_n) = \frac{1}{\lambda^2} \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i)$$

הוכחה. כיוון ש- $\mathbb{E}[X_i] = 0$ ,  $\text{Var}(S_n) = \mathbb{E}[S_n^2]$ . מאי-שוויון דוב על  $S_n^2$ ,

$$P\left(\max_{1 \leq k \leq n} |S_k| \geq \lambda\right) = P\left(\max_{1 \leq k \leq n} S_k^2 \geq \lambda^2\right) \leq \frac{\mathbb{E}[S_n^2]}{\lambda^2}$$

□

כנדרש.

**תרגיל 6.** היעזרו באי-שוויון קולמוגורוב על מנת להוכיח את משפט שני הטורים של קולמוגורוב: יהיו  $X_1, X_2, \dots$  משתנים מקריים בלתי-תלויים עם תוחלות  $\mu_n$  ושונויות  $\sigma_n^2$  סופיות. אם  $\sum_{n=1}^{\infty} \mu_n < \infty$  ו- $\sum_{n=1}^{\infty} \sigma_n^2 < \infty$ , אז  $\sum_{n=1}^{\infty} X_n$  מתכנס כמעט תמיד. ראינו בעבר שהמאורע שהטור מתכנס הוא מאורע  $0-1$ , והמשפט הזה מציג לנו קריטריון מספיק להתכנסות כמעט תמיד.

(רמז: הוכיחו שסדרת הסכומים החלקיים היא סדרת קושי כמעט תמיד, על ידי כך שתבחרו  $\varepsilon > 0$ , ותראו שלכל  $N \in \mathbb{N}$  מתקיים  $\lim_{N \rightarrow \infty} P(\sup_{n \geq N} |S_n - S_N| \geq \lambda) = 0$ ).  
העשרה: הזכרנו בתרגול קריטריון הכרחי ומספיק להתכנסות של טור משתנים מקריים, שנקרא משפט שלושת הטורים של קולמוגורוב. אתם מוזמנים לקרוא עליו בקישור הזה.

הוכחה. בה"כ אפשר להניח ש- $\mathbb{E}[X_n] = 0$  לכל  $n \in \mathbb{N}$ ; אחרת נחליף את  $X_n$  ב- $X_n - \mu_n$ , וכיוון שטור התוחלות מתכנס זה לא ישפיע על התכנסות הטור המקורי. נגדיר  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ . יהי  $\varepsilon > 0$ , ויהי  $N \in \mathbb{N}$ . מאי-שוויון קולמוגורוב

$$\begin{aligned} P\left(\sup_{n \geq N} |S_n - S_N| \geq \lambda\right) &= \lim_{k \rightarrow \infty} P\left(\sup_{N \leq n \leq N+k} |S_n - S_N| \geq \lambda\right) \leq \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\mathbb{E}[(S_{N+k} - S_N)^2]}{\lambda^2} = \\ &= \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{1}{\lambda^2} \sum_{n=N}^{N+k} \mathbb{E}[X_n^2] = \frac{1}{\lambda^2} \sum_{n=N}^{\infty} \mathbb{E}[X_n^2] \xrightarrow{N \rightarrow \infty} 0 \end{aligned}$$

לכן קיים  $N \in \mathbb{N}$  שעבורו  $P(\sup_{n \geq N} |S_n - S_N| \geq \lambda) < \varepsilon$ . שימו לב שלכל  $m, n \geq N$

$$|S_n - S_m| \leq |S_n - S_N| + |S_m - S_N| \leq 2 \sup_{k \geq N} |S_k - S_N|$$

מפה אפשר להסיק שסדרה הסכומים החלקיים היא סדרת קושי כמעט תמיד, ולכן הטור מתכנס כמעט תמיד. □

**תרגיל 7.** יהי הילוך מקרי מוטה על  $\mathbb{Z}$ . הוכיחו שהמרטינגל האקספוננציאלי המתאים לו מתכנס, וקבעו מהו הגבול.

הוכחה. המרטינגל האקספוננציאלי מתכנס כי הוא מרטינגל אי-שלילי. נסמן על ידי  $p$  את ההסתברות להתקדם ימינה. נחלק לשני מקרים:

• אם  $p > \frac{1}{2}$ , אז  $\frac{1-p}{p} < 1$  וההילוך המקרי מתכנס ל- $\infty$ , ולכן  $M_n = \left(\frac{1-p}{p}\right)^{S_n} \rightarrow 0$

• אם  $p < \frac{1}{2}$ , אז  $\frac{1-p}{p} > 1$  וההילוך המקרי מתכנס ל- $-\infty$ , ולכן  $M_n = \left(\frac{1-p}{p}\right)^{S_n} \rightarrow 0$

□

בהצלחה!