

החוג לסטטיסטיקה, אוניברסיטת חיפה
מבוא לתהליכים סטוכסטיים 207.2250

תשובות למבחן ביניים מס' 2

4.1.2008

מרצה: יוני נצרת.
 מתרגלים: גלעד גיא, נעם פז.

(1-א) יש טעות בשאלה, כוונת המשורר הייתה: $X_n = \begin{cases} 0 & N_n - N_{n-1} = 0 \\ 1 & N_n - N_{n-1} \geq 1 \end{cases}$ במקרה זה התשובה היא **נכון**. כפי שהשאלה כתובה, לא ברור מהו X_n כאשר $N_n - N_{n-1} > 1$ ולכן השאלה בוטלה.

(2-א) **לא נכון**. נתון ש $N_{10} = 0$ אז המשתנה המקרי T_1 מתפלג כמו משתנה מקרי אקספוננציאלי מוזז ב - 10: ז"א

$$f_{T_1}(t) = \begin{cases} 0 & t < 10 \\ \lambda e^{-\lambda(t-10)} & t \geq 10 \end{cases}$$

פילוג אחיד מתקבל כאשר נתון היה ש $N_{10} = n$ עבור $n > 0$.

(3-א) **נכון**. שרשרת מרקוב פריקה בעלת מרחב מצבים בגודל 3, חייבת להכיל 2 או 3 מחלקות קשירות. במידה ויש 2 מחלקות קשירות אז אחת היא עם 2 מצבים ואחת עם מצב 1, במידה ויש 3 מחלקות קשירות אז כל אחת עם מצב יחיד. נתון בנוסף שכל המצבים מתמידים, אז אותה מחלקה שיש בה מצב יחיד היא כזאת עם מצב סופג.

(4-א) **נכון**:

$$N_{12.5} - N_{10} \sim \text{Poisson}(2.5\lambda)$$

$$N_{11.5} - N_9 \sim \text{Poisson}(2.5\lambda)$$

אם כך המשתנים המקריים הללו הינם שווי התפלגות. אמנם הם לא בלתי תלויים אבל זאת לא הייתה השאלה!!!

(1-ב) השאלה היא למעשה $E[N_{1/2}] = ?$. כי הרי אפשר להניח שתהליך הפואסון N_t סופר כמה אנשים הגיעו לרכבת משעה 8:00 (כאשר יחידות הזמן של t הן שעות). ידוע שמספר האנשים שמגיעים בכל שעה (n) מתפלג: $N_n - N_{n-1} \sim \text{Poisson}(\lambda)$ וידוע (הנבחן צריך לדעת) ש $Var(\text{Poisson}(\lambda)) = \lambda$. ולכן על פי נתוני השאלה, $\lambda = 20$ ולכן

$$E[N_{1/2}] = 10 \text{ ולכן } N_{1/2} \sim \text{Poisson}(20 \cdot \frac{1}{2} = 10)$$

(2-ב) ראשית נבחין שהשרשרת בעלת מטריצת המעבר

$$P = \begin{pmatrix} 1/3 & 2/3 & 0 \\ 1/3 & 0 & 2/3 \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

היא אי-פריקה (קל לבדוק). אם כך התשובות הנכונות הן או א' או ג'.
 את ב' אפשר לפסול בגלל שבשרשרת אי-פריקה סופית $\pi_i > 0$ (גדול ממש מ-0) ולכן לא יכול להיות ש $\pi_3 = 1$ (בגלל שאז $\pi_2 = \pi_1 = 0$).

ה' הוא סעיף בשביל כאלו שבאמת לא הבינו את החומר – וניתן לפסול.
 עכשיו בשביל להחליט בין א' ל- ג' ניתן לחשב במפורש את (π_1, π_2, π_3) או להסתכל על המשוואה שמקבלים מהעמודה השלישית $\pi_2 \frac{2}{3} = \pi_3$ ואז רואים שתשובה ג' היא הנכונה.

ב-3) נתון $\sum_{n=1}^{\infty} p_{10,10}^{(n)} = 1.356$ (מתכנס) אז לכן מצב 10 הוא חולף. השרשרת אי-פריקה – אז יש לה מחלקת קשירות אחת וכל המצבים הם מאותו סוג (חולפים). אז גם מצב 15 הוא חולף ולכן הטור $\sum_{n=1}^{\infty} p_{15,15}^{(n)}$ מתכנס \leq אז תשובה ג' נכונה ותשובות ב' ד' ה' לא נכונות.
 תשובה א' היא לא נכונה: אמנם זהו סכום של ערכים שהם הסתברויות, אז מה? אלו לא הסתברויות של מאורעות בהכרח זרים.

ב-4) נשים לב שהשרשרת בעלת מטריצת המעבר

$$P = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1/2 & 1/2 & 0 \end{pmatrix}$$

היא מחזורית: במידה ומתחילים במצב 1 או 2 (בזמן 0) אז נמצאים במצבים 1 או 2 רק בזמנים הזוגיים (דרושים 2 צעדים לחזור לקבוצת מצבים זו) ובזמנים האי-זוגיים נמצאים תמיד במצב 3. במידה ומתחילים במצב 3 (בזמן 0) אז בזמנים האי-זוגיים נמצאים במצב 1 או 2 והסיכוי להיות במצב 1 בזמנים אלו הוא $1/2$.

לכן טענות א', ב' ו- ג' נכונות והתשובה הנכונה היא ה'.

ב-5) תרגיל טכני פשוט: תשובה ג' היא הנכונה:

$$\begin{aligned} P(N_4 = 3, N_5 = 5) &= P(N_5 - N_4 = 2, N_4 = 3) \\ &\stackrel{\text{independent increments}}{=} P(N_5 - N_4 = 2)P(N_4 = 3) \\ &\stackrel{\text{stationary increments}}{=} P(N_1 = 2)P(N_4 = 3) \\ &= e^{-1\lambda} \frac{(1\lambda)^2}{2!} e^{-4\lambda} \frac{(4\lambda)^3}{3!} = e^{-5\lambda} \lambda^5 \frac{16}{3} \end{aligned}$$

שאלות פתוחות:

(א) הנציג מגיע לבדוק הודעות כל 12 דקות בדיוק. מספר ההודעות אשר נצברו במהלך 12 הדקות בין בדיקה לבדיקה (או בין תחילת המשמרת לבדיקה) מתפלג

$$Poisson\left(\frac{12}{60} \cdot 20 = 4\right) \text{ ולכן הסיכוי שאין הודעות הוא } e^{-4}.$$

(ב) נסתכל על תהליך פואסון שמתחיל ב 12:00 או מייד לאחר בדיקת ההודעות ע"י הנציג. יש כאן עניין קטן הקשור ליחידות הזמן. במידה ואנו רוצים להתייחס לזמן בשעות אז $\lambda = 20$ במידה ורוצים להתייחס לזמן בדקות אז $\lambda = \frac{20}{60} = \frac{1}{3}$ (ניתן לחשב גם כך וגם כך כמובן). נניח כי יחידת הזמן היא דקות, אז אנו מתבקשים לחשב:

$P(T_1 > 10 | N_{12} = 1)$. אנו יודעים ש $T_1 |_{N_{12}=1} \sim uniform(0,12)$ (את זה צריכים להוכיח בסעיף הבא).

$$P(T_1 > 10 | N_{12} = 1) = 1 - \frac{10}{12} = \frac{1}{6} \text{ ולכן } .$$

(ג) בסעיף הקודם השתמשנו בתכונה $T_1 |_{N_t=1} \sim uniform(0, t)$ ההוכחה פשוטה וניתנה בהרצאה (או חוברת ההרצאות). – הסטודנטים נתבקשו ללמוד הוכחה זו (סעיף 13 ברשימת הנושאים לבוחן).

(ד) כאן מסתכלים רק על תהליך הפואסון של בדיקת ההודעות זהו תהליך אם קצב $\mu = 2$ הודעות בשעה. אנו מתקשים לחשב:

$$P(N_{1/6} - N_0 > 0, N_{1+1/6} - N_1 > 0, N_{2+1/6} - N_2 > 0, \dots, N_{7+1/6} - N_7 > 0)$$

$$\stackrel{\text{stationary and independent increments}}{=} P(N_{1/6} - N_0 > 0)^8 = (1 - e^{-2 \cdot \frac{1}{6}})^8 \\ = (1 - e^{-1/3})^8$$

(ה) הגעת "פריטים" שהם "הודעות" או "בדיקות" היא על פי תהליך פואסון בעל קצב 22.

"פריט" הוא "בדיקה" בסיכוי $\frac{2}{22}$ ו"הודעה" בסיכוי $\frac{20}{22}$. ניתן להתייחס לכל הגעה של "פריט" כאל ניסוי ברנולי שהסיכוי להצלחה בו הוא $\frac{2}{22}$. אם כך מספר הניסויים

בין "הצלחה" ל"הצלחה" מתפלג גיאומטרית סופר כישלונות עם פרמטר

$$p = \frac{2}{22} = \frac{1}{11} \text{ . זהו בדיוק מספר ההודעות שממתינות לנציג בכל בדיקה:}$$

מספר ההודעות הממתינות \equiv מספר הכישלונות.

אם כך פונקציות מסת ההסתברות היא:

$$P(X = k) = \left(\frac{10}{11}\right)^k \frac{1}{11} \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

(ו) זאת הוכחה סטנדרטית שניתנה בהרצאה (ובחוברת ההרצאות) – הסטודנטים נתבקשו ללמוד הוכחה זו (סעיף 10 ברשימת הנושאים לבוחן).