

החוג לסטטיסטיקה, אוניברסיטת חיפה
מבוא לתהליכים סטוכסטיים 207.2250

פתרון למבחן סופי – מועד א'

7.2.2008

מרצה: יוני נצרת

מתרגלים: גלעד גיא, נעם פז.

חלק א – שאלות נכון/לא נכון:

א-1) נתון $X \sim \exp(\lambda)$. אז קצב הסיכון של X הוא $\frac{1}{\lambda}$.
לא נכון - קצב הסיכון הוא λ .

א-2) יהיו X_1, X_2, \dots סדרת משתנים מקריים i.i.d. נגדיר $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$. אז התהליך $\{S_n, n \geq 1\}$ הוא תהליך בעל אינקרימנטים סטציונרים ובלתי תלויים.
נכון -

$$S_{m+k} - S_m = \sum_{i=m+1}^{m+k} X_i \stackrel{d}{=} \sum_{i=n+1}^{n+k} X_i = S_{n+k} - S_n$$

equal in distribution

אינק' סטצ' - אינק' ב"ת - ניקח $n_1 < n_2 \leq n_3 < n_4$

$$S_{n_2} - S_{n_1} = \sum_{i=n_1+1}^{n_2} X_i$$

בלתי תלויים.

$$S_{n_4} - S_{n_3} = \sum_{i=n_3+1}^{n_4} X_i$$

א-3) יהי $\{N_t, t \geq 0\}$ תהליך פואסון עם פרמטר λ . נסמן:

$$X_n = \begin{cases} 0 & N_n - N_{n-1} = 0 \\ 1 & N_n - N_{n-1} \geq 1 \end{cases} \text{ עבור } n = 1, 2, 3, \dots$$

אזי $G_n = \sum_{i=1}^n X_i$, $n = 0, 1, 2, \dots$ הוא תהליך ספירה ברנולי עם פרמטר "סיכוי להצלחה" $1 - e^{-\lambda}$.

$$\left(\sum_{i=1}^0 X_i = 0 \right) \text{ (הערה)}$$

נכון - G_n הוא סכום של משתנים מקריים ברנולי בלתי תלויים עם סיכוי להצלחה

$$P(N_1 \geq 1) = 1 - e^{-\lambda}$$

א-4) יהי $\{N_t, t \geq 0\}$ תהליך פואסון. נתון ש $N_{18} = 18$ אז בהכרח $\lambda = 1$.
לא נכון - אמנם אם $\lambda = 1$ אז $E[N_{18}] = 18$ אבל ייתכן בהחלט ש $\lambda \neq 1$ ונקבל $N_{18} = 18$.

חלק ב – שאלות אמריקאיות:

ב-1) במשרד גדול ישנה תיבת דואר יוצא. העובדים במשרד מניחים דואר בתיבה ואחראי המשרד מגיע לאסוף את הדואר באופן תקופתי. פריטי הדואר מונחים בתיבה על פי תהליך פואסון עם פרמטר λ . אחראי הדואר מגיע לאסוף את הדואר על פי תהליך פואסון עם פרמטר μ . שני התהליכים הינם בלתי תלויים. מה הסיכוי שכאשר אחראי הדואר מגיעה לתא הוא אוסף יותר מ-5 פריטי דואר?

$$(א) \left(\frac{\mu}{\lambda + \mu}\right)^6 (ב) \left(\frac{\mu}{\lambda + \mu}\right)^5 (ג) \left(\frac{\lambda}{\lambda + \mu}\right)^6 (ד) \left(\frac{\lambda}{\lambda + \mu}\right)^5 (ה) \left(\frac{1}{5}\right)^{\lambda + \mu}$$

פתרון: ד'

ניתן להסתכל על "הגעות" אל תיבת הדואר כתהליך פואסון בעל קצב $\lambda + \mu$. הסיכוי

ש"הגעה" היא פריט דואר הוא $\frac{\lambda}{\lambda + \mu}$ והסיכוי ש"הגעה" היא אחראי המשרד הוא $\frac{\mu}{\lambda + \mu}$.

לאחר כל הגעה של אחראי המשרד נתחיל אוסף ניסויי ברנולי ב"ת עם סיכוי להצלחה $\frac{\mu}{\lambda + \mu}$

(ניסוי עבור כל "הגעה" נוספת). מספר פריטי הדואר הנאספים ב"הגעה" הבאה מתפלג

גיאומטרי סופר כישלונות עם סיכוי הצלחה $\frac{\mu}{\lambda + \mu}$. הסיכוי שיש יותר מ-5 פריטי דואר הוא

הסיכוי לכך שהיו לפחות 5 כישלונות וזה $\left(\frac{\lambda}{\lambda + \mu}\right)^5$.

ב-2) נתון תהליך קפיצה מרקובי, $\{X_t, t \geq 0\}$, בעל מרחב מצבים $S = \{1, 2, 3, 4\}$ ומטריצת גנראטור

$$Q = \begin{pmatrix} -2 & 2 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & 1 \\ 2 & 0 & 0 & -2 \end{pmatrix}$$

(א) פרופורציית הזמן במצב 2 כפולה מפרופורציית הזמן במצב 3.

(ב) פרופורציית הזמן במצב 2 היא חצי מפרופורציית הזמן במצב 3.

(ג) פרופורציית הזמן במצב 1 שווה לפרופורציית הזמן במצב 4.

(ד) פרופורציית הזמן במצב 1 שווה לפרופורציית הזמן במצב 2.

(ה) אף אחת מהטענות אינה נכונה.

פתרון: ג'

להלן משוואות שווי משקל:

$$2\pi_1 = 2\pi_4$$

$$2\pi_1 = \pi_2$$

$$\pi_2 = \pi_3$$

$$\pi_3 = 2\pi_4$$

$$\pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \pi_4 = 1$$

רואים מהמשוואות ש – א', ב' אינן נכונות, ג' נכונה ו – ד' אינה נכונה.

ב-3) נתון תהליך קפיצה מרקובי $\{X_t, t \geq 0\}$ בעל מרחב מצבים $S = \{1, 2, 3\}$ ומטריצת גנראטור

$$Q = \begin{pmatrix} -2 & 2 & 0 \\ 1 & -2 & 1 \\ 3 & 2 & -5 \end{pmatrix}$$

מהי מטריצת המעבר של שרשרת המרקוב המשוכנת?

$$P = \begin{pmatrix} 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 \end{pmatrix} \quad \text{ג) } P = \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & 1/2 \\ 1/2 & 0 & 1/2 \\ 1/2 & 1/2 & 0 \end{pmatrix} \quad \text{ב) } P = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1/2 & 0 & 1/2 \\ 1/2 & 1/2 & 0 \end{pmatrix} \quad \text{א) } P = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1/2 & 0 & 1/2 \\ 3/5 & 2/5 & 0 \end{pmatrix} \quad \text{ה) } P = \begin{pmatrix} -2 & 0 & 0 \\ 0 & -2 & 0 \\ 0 & 0 & -5 \end{pmatrix} \quad \text{ד) } P = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1/2 & 0 & 1/2 \\ 3/5 & 2/5 & 0 \end{pmatrix}$$

$$P = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1/2 & 0 & 1/2 \\ 3/5 & 2/5 & 0 \end{pmatrix} \quad \text{ה) } P = \begin{pmatrix} -2 & 0 & 0 \\ 0 & -2 & 0 \\ 0 & 0 & -5 \end{pmatrix} \quad \text{ד) } P = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1/2 & 0 & 1/2 \\ 3/5 & 2/5 & 0 \end{pmatrix}$$

פתרון: ה':

פשוט מאוד. אין מה להסביר.

ב-4) נתונות 2 מערכות תורים במצב יציב: $M/M/1$ ו- $M/M/\infty$.

קצבי ההגעה והשרות הינם כדלקמן:

קצב הגעת הצרכנים הוא 2 צרכנים בדקה.

תוחלת זמן השרות היא $\frac{1}{4}$ דקה.

הקצבים זהים עבור 2 המערכות.

עבור מערכת ה- $M/M/1$: נסמן את תוחלת מספר הצרכנים במערכת ע"י L_1 ואת שונות מספר

הצרכנים במערכת ע"י V_1 . עבור מערכת ה- $M/M/\infty$: נסמן את תוחלת מספר הצרכנים

במערכת ע"י L_∞ ואת שונות מספר הצרכנים במערכת ע"י V_∞ .

$$\text{א) } L_1 > L_\infty \text{ וגם } V_1 > V_\infty$$

$$\text{ב) } L_1 > L_\infty \text{ וגם } V_1 < V_\infty$$

$$\text{ג) } L_1 < L_\infty \text{ וגם } V_1 > V_\infty$$

$$\text{ד) } L_1 < L_\infty \text{ וגם } V_1 < V_\infty$$

$$\text{ה) } L_1 = L_\infty \text{ וגם } V_1 = V_\infty$$

פתרון: א'

במערכת $M/M/\infty$ פילוג מספר הצרכנים הוא $Poisson(\rho)$. במערכת $M/M/1$ פילוג מספר הצרכנים הוא $Geometric_0(1-\rho)$. לכן:

$$L_\infty = \rho \quad V_\infty = \rho$$

$$L_1 = \frac{\rho}{1-\rho} \quad V_1 = \frac{\rho}{(1-\rho)^2}$$

נשים לב ש $1-\rho < 1$ ולכן $\frac{1}{1-\rho} > 1$, $\frac{1}{(1-\rho)^2} > 1$ ולכן המדדים (תוחלת שונות) של מערכת $M/M/1$ הינם גבוהים יותר ולכן סעיף א' נכון.

ב-5) נתונה מערכת תורים $M/M/1/30$ במצב יציב. קצב הגעת הצרכנים הוא $\lambda = 1$. תוחלת זמן השרות היא $\frac{1}{\mu} = 4$ דקות. מהי תוחלת מספר הצרכנים אשר עוזבים את המערכת בדקה?

$$4 \left(1 - 4^{30} \frac{1-4}{1-4^{31}} \right) \quad (\text{א})$$

$$1 - 4^{30} \frac{1-4}{1-4^{31}} \quad (\text{ב})$$

$$\frac{1}{4} \left(1 - \left(\frac{1}{4} \right)^{30} \frac{1-1/4}{1-(1/4)^{31}} \right) \quad (\text{ג})$$

$$\frac{1}{4} \left(1 - \frac{1-1/4}{1-(1/4)^{31}} \right) \quad (\text{ד})$$

$$\frac{1-1/4}{1-(1/4)^{31}} \quad (\text{ה})$$

פתרון: ב'

המערכת במצב יציב אז קצב עזיבת הצרכנים שווה לקצב כניסת הצרכנים. קצב כניסת הצרכנים הוא: $\lambda(1-\pi_{30})$.

במערכת $\rho = \frac{\lambda}{\mu} = 4$. $\pi_{30} = 4^{30} \frac{1-4^{30}}{1-4^{31}}$. לכן הפתרון הוא תשובה ב'.

ב-6) נתון תהליך קפיצה מרקובי $\{X_t, t \geq 0\}$ בעל מרחב מצבים $S = \{1, 2, 3, 4, 5\}$ ומטריצת גנראטור

$$Q = \begin{pmatrix} -4 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & -3 & 3 & 0 & 0 \\ 0 & 3 & -3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -2 & 2 \\ 0 & 0 & 0 & 2 & -2 \end{pmatrix}$$

נתון $P(X_0 = 1) = 1$.

- (א) הסיכוי שהתהליך יגיעה אי פעם למצב 2 שווה לסיכוי שהתהליך יגיעה אי פעם למצב 3.
 (ב) הסיכוי שהתהליך יגיעה אי פעם למצב 4 הוא $\frac{1}{4}$.
 (ג) הסיכוי שהתהליך יגיעה אי פעם למצב 4 הוא $\frac{1}{2}$.
 (ד) תשובות א' ו- ב' נכונות.
 (ה) תשובות א' ו- ג' נכונות.

פתרון: ה'

נסתכל על השרשרת המשוכנת:

$$P = \begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

. יש מחלקה חולפת: $\{1\}$ ו-2 מחלקות מתמידות: $\{2, 3\}, \{4, 5\}$.

2, 3 הינם באותה מחלקה מתמידה ולכן תשובה א' נכונה.
 הסיכוי להגיעה אי פעם ל-4 תלוי אך ורק בקפיצה הראשונה ויש סיכוי של $\frac{1}{2}$ שבקפיצה הראשונה ניכנס למחלקה המתמידה $\{4, 5\}$. לכן תשובה ג' נכונה.
 לכן הפתרון הוא ה'.

ב-7) נתון תהליך קפיצה מרקובי $\{X_t, t \geq 0\}$ בעל מרחב מצבים $S = \{0, 1, 2, \dots\}$ ומטריצת גנראטור

$$Q = \begin{pmatrix} -1 & 1 & 0 & 0 & 0 & \dots \\ 2 & -3 & 1 & 0 & 0 & \dots \\ 0 & 2 & -3 & 1 & 0 & \dots \\ 0 & 0 & 2 & -3 & 1 & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 2 & -3 & \ddots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \ddots \end{pmatrix}$$

- (א) פרופורציית הזמן שהשרשרת שוהה במצב 0 היא $\frac{1}{3}$.
 (ב) פרופורציית הזמן שהשרשרת שוהה במצב 0 היא $\frac{1}{2}$.
 (ג) פרופורציית הזמן שהשרשרת שוהה במצב 0 היא $\frac{1}{4}$.
 (ד) לא ניתן לחשב את פרופורציית הזמן שהשרשרת שוהה במצב 0 בגלל שמרחב המצבים הוא אינסופי.
 (ה) אף אחת מהטענות אינה נכונה.

(ד) רשום ביטוי לפרופורציית הזמן שבו הטלפון אינו בשימוש (רמז: ניתן להשתמש בסעיף ג').

פתרון:

לאור הסעיף הקודם, זהו הסיכוי לכך ש ב $M/M/7/7$ (עם קצבי הגעה ושרות מוחלפים) המערכת

$$\pi_{not\ in\ use} = \frac{\frac{(\mu/\lambda)^7}{7!}}{\sum_{i=0}^7 \frac{(\mu/\lambda)^i}{i!}}$$

מלאה:

הערה: למי שלא הצליח בסעיף הקודם, ניתן גם לפתור מעקרונות ראשונים: פיתוח משוואות שווי משקל מפורטות (או שימוש בנוסחה הכללית של תהליך לידה מוות).

(ה) הנח כעת שעל האי ישנם 2 אנשים בלבד. בנוסף הנח: $\lambda = \mu = 1$. מהי תוחלת מספר האנשים הממתנים בתור לטלפון.

פתרון:

עכשיו:

$$Q = \begin{pmatrix} -2 & 2 & 0 \\ 1 & -1 & 1 \\ 0 & 1 & -1 \end{pmatrix}$$

דומה לסעיף הקודם (ד') ניתן להשתמש בתוצאה דומה לזו של סעיף ג') (מערכת $M/M/2/2$). לצורך קבלת $(\pi_0 \ \pi_1 \ \pi_2)$. ואז הפתרון הוא

$$L_q = 0 \cdot \pi_0 + 0 \cdot \pi_1 + 1 \cdot \pi_2 = \pi_2 \stackrel{\text{equivalence to } M/M/2/2}{=} \frac{\frac{(1/1)^0}{0!}}{\sum_{i=0}^2 \frac{(1/1)^i}{i!}} = \frac{1}{1+1+\frac{1}{2}} = \frac{2}{5}$$

לחלופין ניתן לפתור משוואות שווי משקל או משוואות שווי משקל מפורטות: להלן המשוואות המפורטות:

$$\begin{aligned} 2\pi_0 &= \pi_1 \\ \pi_1 &= \pi_2 \\ \pi_0 + \pi_1 + \pi_2 &= 1 \end{aligned}$$

$$\frac{1}{2}\pi_2 + \pi_2 + \pi_2 = 1$$

והפתרון הוא:

$$\pi_2 = \frac{2}{5}$$

ללא קשר לסעיפים הקודמים:

הוכח את הטענות הבאות באופן מדויק ותמציתי:

(1) יהי $\{N_t, t \geq 0\}$ תהליך פואסון עם קצב λ . אז: $N_t |_{N_{t+s}=n} \sim Bin(n, \frac{t}{t+s})$

פתרון:

$$\begin{aligned}
 P(N_t = k | N_{t+s} = n) &= \frac{P(N_t = k, N_{t+s} = n)}{P(N_{t+s} = n)} = \frac{P(N_t = k, N_{t+s} - N_t = n - k)}{P(N_{t+s} = n)} \\
 &\stackrel{\text{ind' stat' increments}}{=} \frac{P(N_t = k)P(N_{t+s} - N_t = n - k)}{P(N_{t+s} = n)} = \frac{e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda s} \frac{(\lambda s)^{n-k}}{(n-k)!}}{e^{-\lambda(t+s)} \frac{(\lambda(t+s))^n}{n!}} = \binom{n}{k} \frac{t^k s^{n-k}}{(t+s)^{k+n-k}} \\
 &= \binom{n}{k} \left(\frac{t}{t+s}\right)^k \left(\frac{s}{t+s}\right)^{n-k}
 \end{aligned}$$

(ז) תהי $\{X_n, n \geq 0\}$, שרשרת מרקוב בעלת מרחב מצבים $S = \{1, \dots, N\}$ ומטריצת מעבר P . אז

$$P^{(2)} = P^2. \text{ (האיבר ה- } i, j \text{ של } P^{(2)} \text{ הוא } P(X_2 = j | X_0 = i))$$

פתרון:

$$\begin{aligned}
 p_{i,j}^{(2)} = P(X_2 = j | X_0 = i) &\stackrel{\text{law of total probability}}{=} \sum_{k=1}^N P(X_2 = j | X_1 = k, X_0 = i) P(X_1 = k | X_0 = i) \\
 &\stackrel{\text{Markov property}}{=} \sum_{k=1}^N P(X_2 = j | X_1 = k) P(X_1 = k | X_0 = i) \stackrel{\text{Time Homogenous}}{=} \sum_{k=1}^N P(X_1 = j | X_0 = k) P(X_1 = k | X_0 = i) \\
 &= \sum_{k=1}^N p_{kj} p_{ik}
 \end{aligned}$$