

פתרון תרגיל מספר 3 - כלים מתמטיים

שם: מיכאל גרינבאום, ת.ז: 211747639

10 בנובמבר 2020

1. צ"ל: $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P} \left(G \sim G(n, p) \quad \forall v \text{ s.t. the number of neighbors} \leq 2.01 (n \log(n))^{\frac{1}{2}} \right) = 1$

הוכחה:

נסמן $\alpha = 2.01$, וב- $k = \frac{\alpha-2}{2}$, נשים לב כי

$$\begin{aligned} (n-1) \cdot n^{-\frac{1}{2}} \leq k \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}} &\iff \frac{n^2 - 2n + 1}{n} \leq k^2 \cdot (n \log(n)) \\ &\iff n^2 - 2n + 1 \leq k^2 \cdot n (n \log(n)) \\ &\iff 0 \leq n^2 (k^2 \cdot \log(n) - 1) + 2n - 1 \end{aligned}$$

נשים לב כי $\lim_{n \rightarrow \infty} n^2 (k^2 \cdot \log(n) - 1) + 2n - 1 = \infty$ ולכן ממקום מסוים מתקיים כי $0 \leq n^2 (k^2 \cdot \log(n) - 1) + 2n - 1$

ולכן ממקום מסוים מתקיים כי $\boxed{(n-1) \cdot n^{-\frac{1}{2}} \leq k \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}}$.

נסמן ב- $X_{v_i} = d_i$ משתנה מקרי של מספר השכנים של v_i , נגדיר X_{v_i, v_j} להיות משתנה אינדיקטור של האם הצלע $\{v_i, v_j\}$ קיימת. נשים לב כי $X_{v_i} = \sum_{j \in [n] \setminus \{i\}} X_{v_i, v_j}$ ולכן

$$\mathbb{E}[X_{v_i}] = \mathbb{E} \left[\sum_{j \in [n] \setminus \{i\}} X_{v_i, v_j} \right] = \sum_{j \in [n] \setminus \{i\}} \mathbb{E}[X_{v_i, v_j}] = (n-1) \cdot p = (n-1) \cdot n^{-\frac{1}{2}}$$

עתה נשים לב כי ממקום מסוים מתקיים $(n-1) \cdot n^{-\frac{1}{2}} \leq k \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}$, כלומר קיים $n_0 \in \mathbb{N}$ כך שלכל $n_0 < n \in \mathbb{N}$ מתקיים $(n-1) \cdot n^{-\frac{1}{2}} \leq k \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}$.

יהי $n \geq n_0$

$$\begin{aligned}
\mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^n d_i > \alpha \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}\right) &\leq \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^n X_{v_i} \geq \alpha \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}\right) \stackrel{\text{union bound}}{\leq} \sum_{i=1}^n \mathbb{P}\left(X_{v_i} \geq \alpha \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}\right) \\
&= \sum_{i=1}^n \mathbb{P}\left(X_{v_i} \geq (\alpha - k) \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}} + k \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}\right) \\
&\stackrel{(n-1) \cdot n^{-\frac{1}{2}} \leq k \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}}{\leq} \sum_{i=1}^n \mathbb{P}\left(X_{v_i} \geq (\alpha - k) \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}} + (n-1) \cdot n^{-\frac{1}{2}}\right) \\
&= \sum_{i=1}^n \mathbb{P}\left(X_{v_i} - (n-1) \cdot n^{-\frac{1}{2}} \geq (\alpha - k) \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}\right) \\
&= \sum_{i=1}^n \mathbb{P}\left(X_{v_i} - \mathbb{E}[X_{v_i}] \geq (\alpha - k) \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}\right) \\
&\leq \sum_{i=1}^n \mathbb{P}\left(|X_{v_i} - \mathbb{E}[X_{v_i}]| \geq (\alpha - k) \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}\right) \\
&\stackrel{\text{hoeffding inequality for } X_{v_i}}{\leq} \sum_{i=1}^n 2 \cdot e^{-\frac{\left[(\alpha - k) \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}\right]^2}{2(n-1) \cdot 1^2}} = \sum_{i=1}^n 2 \cdot e^{-\frac{(\alpha - k)^2 \cdot n \log(n)}{2(n-1) \cdot 1^2}} \\
&= 2n \cdot e^{-\frac{(\alpha - k)^2 \cdot n \log(n)}{2(n-1) \cdot 1^2}} = 2e^{\log(n)} \cdot e^{-\frac{n}{n-1} \cdot \frac{(\alpha - k)^2}{2} \cdot \log(n)} = 2e^{\log(n) \cdot \left[1 - \frac{n}{n-1} \cdot \frac{(\alpha - k)^2}{2}\right]} \\
&\leq 2e^{\log(n) \cdot \left[1 - \frac{(\alpha - k)^2}{2}\right]} = 2n^{1 - \frac{(\alpha - k)^2}{2}} = 2n^{1 - \frac{(\alpha - \frac{\alpha-2}{2})^2}{2}} = 2n^{1 - \frac{(2+\alpha)^2}{2}} \\
&= 2n^{1 - \frac{(2+\alpha)^2}{8}} \stackrel{\alpha > 2}{<} 2n^{1 - \frac{(2+2)^2}{8}} = 2n^{-1} = \frac{2}{n}
\end{aligned}$$

כלומר קיבלנו כי ממקום מסוים מתקיים

$$0 \leq \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^n d_i > \alpha \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}\right) \leq \frac{2}{n}$$

וממשפט סנדוויץ', נסיק כי $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^n d_i > \alpha \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}\right) = 0$ כלומר

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^n d_i \leq \alpha \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} \left[1 - \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^n d_i > \alpha \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}\right)\right] = 1 - 0 = 1$$

$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^n d_i \leq \alpha \cdot (n \log(n))^{\frac{1}{2}}\right) = 1$

כלומר הראנו את הנדרש, שמתקיים

מ.ש.ל. ©

2. צ"ל: $p = n^{-\frac{2}{k-1}}$ הוא ה- *threshold* לתכונה של הופעת K_k בגרף $G \sim G(n, p)$
הוכחה:

תחילה נעשה פיתוח עזר,

נסמן ב- X משתנה מקרי של מספר הופעות של K_k ב- G .

נסמן ב- X_S אינדיקטור של האם תת הגרף שנוצר על ידי הקבוצה S הוא K_k .

נשים לב כי

$$\mathbb{E}[X_S] = \mathbb{P}(X_S = \underbrace{p^{\binom{k}{2}}}_{\text{the probability that all } \binom{k}{2} \text{ edges exists}})$$

ונשים לב כי $X = \sum_{S \subseteq V \wedge |S|=k} X_S$ ולכן נקבל כי

$$\mathbb{E}[X] = \mathbb{E} \left[\sum_{S \subseteq V \wedge |S|=k} X_S \right] = \sum_{S \subseteq V \wedge |S|=k} \mathbb{E}[X_S] = \sum_{S \subseteq V \wedge |S|=k} p^{\binom{k}{2}} = \binom{n}{k} \cdot p^{\binom{k}{2}}$$

עתה נשים לב כי

$$\begin{aligned} \text{Var}[X] &= \text{Var} \left[\sum_{S \subseteq V \wedge |S|=k} X_S \right] = \sum_{S \subseteq V \wedge |S|=k} \text{Var}[X_S] + \sum_{S \subseteq V \wedge |S|=k} \sum_{S \subseteq V \wedge |T|=k \wedge S \neq T} \text{Cov}[X_S, X_T] \\ &= \sum_{S \subseteq V \wedge |S|=k} \left[\mathbb{E}[X_S^2] - (\mathbb{E}[X_S])^2 \right] + \sum_{S \subseteq V \wedge |S|=k} \sum_{S \subseteq V \wedge |T|=k \wedge S \neq T} \text{Cov}[X_S, X_T] \\ &= \sum_{S \subseteq V \wedge |S|=k} \left[p^{\binom{k}{2}} - \left(p^{\binom{k}{2}} \right)^2 \right] + \sum_{S \subseteq V \wedge |S|=k} \sum_{S \subseteq V \wedge |T|=k \wedge S \neq T} \text{Cov}[X_S, X_T] \\ &= \binom{n}{k} \cdot p^{\binom{k}{2}} \left(1 - p^{\binom{k}{2}} \right) + \sum_{S \subseteq V \wedge |S|=k} \sum_{S \subseteq V \wedge |T|=k \wedge S \neq T} \text{Cov}[X_S, X_T] \\ &= \mathbb{E}[X] \cdot \left(1 - p^{\binom{k}{2}} \right) + \sum_{S \subseteq V \wedge |S|=k} \sum_{S \subseteq V \wedge |T|=k \wedge S \neq T} (\mathbb{E}[X_S \cdot X_T] - \mathbb{E}[X_S] \cdot \mathbb{E}[X_T]) \\ &= \mathbb{E}[X] \cdot \left(1 - p^{\binom{k}{2}} \right) + \sum_{S \subseteq V \wedge |S|=k} \sum_{l=2}^{k-1} \sum_{S \subseteq V \wedge |T|=k \wedge |S \cap T|=l} \left(\mathbb{E}[X_S \cdot X_T] - \left(p^{\binom{k}{2}} \right)^2 \right) \\ &= \mathbb{E}[X] \cdot \left(1 - p^{\binom{k}{2}} \right) + \sum_{S \subseteq V \wedge |S|=k} \sum_{l=2}^{k-1} \sum_{S \subseteq V \wedge |T|=k \wedge |S \cap T|=l} \left(p^{2\binom{k}{2} - \binom{l}{2}} - \left(p^{\binom{k}{2}} \right)^2 \right) \\ &= \mathbb{E}[X] \cdot \left(1 - p^{\binom{k}{2}} \right) + \binom{n}{k} \cdot \sum_{l=2}^{k-1} \sum_{S \subseteq V \wedge |T|=k \wedge |S \cap T|=l} \left(p^{2\binom{k}{2} - \binom{l}{2}} - \left(p^{\binom{k}{2}} \right)^2 \right) \\ &= \mathbb{E}[X] \cdot \left(1 - p^{\binom{k}{2}} \right) + \binom{n}{k} \cdot \sum_{l=2}^{k-1} \binom{k}{l} \cdot \binom{n-k}{k-l} \left(p^{2\binom{k}{2} - \binom{l}{2}} - \left(p^{\binom{k}{2}} \right)^2 \right) \\ &< \mathbb{E}[X] \cdot 1 + \binom{n}{k} \cdot \sum_{l=2}^{k-1} \binom{k}{l} \cdot \binom{n-k}{k-l} \cdot p^{2\binom{k}{2} - \binom{l}{2}} \end{aligned}$$

לאחר החישובים, נחלק למקרים:

(א) אם $p = o\left(n^{-\frac{2}{k-1}}\right)$ נשים לב כי

$$0 \leq \mathbb{P}(X > 0) \leq \mathbb{E}[X] = \binom{n}{k} \cdot p^{\binom{k}{2}} = \binom{n}{k} \cdot p^{\frac{k(k-1)}{2}} = \Theta\left(n^k \cdot p^{\frac{k(k-1)}{2}}\right) = \Theta\left(\left(n^{\frac{2}{k-1}} \cdot p\right)^{\frac{k(k-1)}{2}}\right)$$

נשים לב כי $p = o\left(n^{-\frac{2}{k-1}}\right)$ ולכן $\lim_{n \rightarrow \infty} \left(n^{\frac{2}{k-1}} \cdot p\right)^{\frac{k(k-1)}{2}} = 0$ ולכן $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[X] = \lim_{n \rightarrow \infty} \binom{n}{k} \cdot p^{\binom{k}{2}} = 0$

ונקבל כי $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X > 0) = 0$ וממשפט סנדוויץ' נקבל כי $0 \leq \mathbb{P}(X > 0) \leq \mathbb{E}[X]$ כלומר הסיכוי למצוא K_k הוא 0 כש $n \rightarrow \infty$, כלומר התכונה תתקיים בהסתברות 0, כנדרש

(ב) אם $p = \omega \left(n^{-\frac{2}{k-1}} \right)$ נשים לב כי

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X=0) &\leq \frac{\text{Var}[X]}{\mathbb{E}[X]^2} < \frac{\binom{n}{k} \cdot p^{\binom{k}{2}} \cdot 1 + \binom{n}{k} \cdot \sum_{l=2}^{k-1} \binom{k}{l} \cdot \binom{n-k}{k-l} \cdot p^{2\binom{k}{2} - \binom{l}{2}}}{\left[\binom{n}{k} \cdot p^{\binom{k}{2}} \right]^2} \\ &= \frac{\Theta \left(\binom{n}{k} \cdot p^{\binom{k}{2}} \right) + \Theta \left(n^k \cdot \sum_{l=2}^{k-1} \Theta \left(n^{k-l} \cdot p^{2\binom{k}{2} - \binom{l}{2}} \right) \right)}{\Theta \left(n^{2k} \cdot p^{2\binom{k}{2}} \right)} \\ &= \frac{\Theta \left(\binom{n}{k} \cdot p^{\binom{k}{2}} \right) + \sum_{l=2}^{k-1} \Theta \left(n^{2k-l} \cdot p^{2\binom{k}{2} - \binom{l}{2}} \right)}{\Theta \left(n^{2k} \cdot p^{2\binom{k}{2}} \right)} \end{aligned}$$

$$\frac{\Theta \left(\binom{n}{k} \cdot p^{\binom{k}{2}} \right)}{\Theta \left(n^{2k} \cdot p^{2\binom{k}{2}} \right)} = \frac{1}{\Theta \left(n^k \cdot p^{\binom{k}{2}} \right)} = \frac{1}{\Theta \left(n^k \cdot p^{\frac{k(k-1)}{2}} \right)} = \frac{1}{\Theta \left(\left(n^{\frac{2}{k-1}} \cdot p \right)^{\frac{k(k-1)}{2}} \right)}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\Theta \left(\left(n^{\frac{2}{k-1}} \cdot p \right)^{\frac{k(k-1)}{2}} \right)} = 0 \text{ ולכן } \lim_{n \rightarrow \infty} \left(n^{\frac{2}{k-1}} \cdot p \right)^{\frac{k(k-1)}{2}} = \infty \text{ ולכן } p = \omega \left(n^{-\frac{2}{k-1}} \right)$$

עתה, יהי $1 \leq l \leq k-1$, תחילה נשים לב כי

$$\begin{aligned} \frac{\Theta \left(n^{2k-l} \cdot p^{2\binom{k}{2} - \binom{l}{2}} \right)}{\Theta \left(n^{2k} \cdot p^{2\binom{k}{2}} \right)} &= \frac{1}{\Theta \left(n^l \cdot p^{\binom{l}{2}} \right)} = \frac{1}{\Theta \left(n^l \cdot p^{\frac{l(l-1)}{2}} \right)} = \frac{1}{\Theta \left(\left[n \cdot p^{\frac{l-1}{2}} \right]^l \right)} = \frac{1}{\omega \left(\left[n \cdot n^{-\frac{2}{k-1} \cdot \frac{l-1}{2}} \right]^l \right)} \\ &= \frac{1}{\omega \left(\left[n \cdot n^{-\frac{l-1}{k-1}} \right]^l \right)} = \frac{1}{\omega \left(\left[n^{\frac{k-l}{k-1}} \right]^l \right)} = \frac{1}{\omega \left(\left[n^{\frac{k-l}{k-1}} \right]^l \right)} \end{aligned}$$

$$\text{עתה נשים לב כי } \frac{k-l}{k-1} > 0 \text{ ולכן } \lim_{n \rightarrow \infty} \omega \left(\left[n^{\frac{k-l}{k-1}} \right]^l \right) = \infty \text{ ולכן מתקיים כי } \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\omega \left(\left[n^{\frac{k-l}{k-1}} \right]^l \right)} = 0$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\Theta \left(n^{2k-l} \cdot p^{2\binom{k}{2} - \binom{l}{2}} \right)}{\Theta \left(n^{2k} \cdot p^{2\binom{k}{2}} \right)} = 0$$

$$\text{כלומר הראנו כי כל איבר שואף ל-0 בביטוי } \frac{\Theta \left(\binom{n}{k} \cdot p^{\binom{k}{2}} \right) + \sum_{l=2}^{k-1} \Theta \left(n^{2k-l} \cdot p^{2\binom{k}{2} - \binom{l}{2}} \right)}{\Theta \left(n^{2k} \cdot p^{2\binom{k}{2}} \right)}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\Theta \left(\binom{n}{k} \cdot p^{\binom{k}{2}} \right) + \sum_{l=2}^{k-1} \Theta \left(n^{2k-l} \cdot p^{2\binom{k}{2} - \binom{l}{2}} \right)}{\Theta \left(n^{2k} \cdot p^{2\binom{k}{2}} \right)} = 0 \text{ לכן } 0.$$

ועתה

$$0 \leq \mathbb{P}(X=0) \leq \frac{\Theta \left(\binom{n}{k} \cdot p^{\binom{k}{2}} \right) + \sum_{l=2}^{k-1} \Theta \left(n^{2k-l} \cdot p^{2\binom{k}{2} - \binom{l}{2}} \right)}{\Theta \left(n^{2k} \cdot p^{2\binom{k}{2}} \right)}$$

ממשפט סנדוויץ' נקבל כי $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X=0) = 0$ ולכן נקבל כי

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X > 0) = \lim_{n \rightarrow \infty} 1 - \mathbb{P}(X=0) = 1 - 0 = 1$$

כלומר הראנו כי $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X > 0) = 1$, כלומר התכונה של מציאת K_k בגרף מתקיימת בהסתברות 1.

מחיבור א' וב' נקבל ש- $p = n^{-\frac{2}{k-1}}$ הוא אכן ה- *threshold* לתכונה של מציאת K_k בגרף $G \sim G(n, p)$, כנדרש.

מ.ש.ל.⊙

3. פתרון:

(א) צ"ל: $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(T \subseteq S) = \Theta\left(\left(\frac{k}{n}\right)^t\right)$
הוכחה:

נסמן $T = \{x_1, \dots, x_t\}$, נשים לב כי

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(T \subseteq S) &= \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^t x_i \in S\right) = \prod_{i=1}^t \mathbb{P}\left(x_i \in S \mid \bigcap_{j=1}^{i-1} x_j \in S\right) = \prod_{i=1}^t \frac{k-i}{n-i} \\ &= \frac{k \cdot (k-1) \cdot \dots \cdot (k-t+1)}{n \cdot (n-1) \cdot \dots \cdot (n-t+1)} = \Theta\left(\frac{k^t}{n^t}\right) = \Theta\left(\left(\frac{k}{n}\right)^t\right) \end{aligned}$$

מ.ש.ל.א.⊙

(ב) צ"ל: S מכילה $\Omega\left(\frac{k^3}{n}\right)$ סדרות אריתמטיות באורך 3
הוכחה:

נסמן $l = 3$,

נבחין כי סדרה שהיא אריתמטית l מקיימת $a_n = a_1 + d \cdot (n-1)$ כאשר $d = a_2 - a_1$ לכל $1 \leq n \leq l$.
נגדיר X משתנה שסופר כמה סדרות אריתמטיות יש באורך l .
נגדיר $X_{a_1, d}$ משתנה אינדיקטור שאומר האם $a_1, a_1 + d, \dots, a_1 + (l-1) \cdot d$ היא סדרה אריתמטית.
נשים לב שבשביל ש- $X_{a_1, d}$ תהיה אריתמטית צריך להתקיים כי $a_1 + (l-1) \cdot d \leq n$, כלומר $d \leq \left\lfloor \frac{n-a_1}{l-1} \right\rfloor$.

נשים לב שיש $\Theta(n^2)$ סדרות אריתמטיות ונסמן מספר זה ב- N .

עתה נשים לב כי $X = \sum_{a_1 \in [n]} \sum_{d=1}^{\left\lfloor \frac{n-a_1}{l-1} \right\rfloor} X_{a_1, d}$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X] &= \mathbb{E}\left[\sum_{a_1 \in [n]} \sum_{d=1}^{\left\lfloor \frac{n-a_1}{l-1} \right\rfloor} X_{a_1, d}\right] = \sum_{a_1 \in [n]} \sum_{d=1}^{\left\lfloor \frac{n-a_1}{l-1} \right\rfloor} \mathbb{E}[X_{a_1, d}] \\ &= \sum_{a_1 \in [n]} \sum_{d=1}^{\left\lfloor \frac{n-a_1}{l-1} \right\rfloor} \mathbb{P}(\{a_1, a_1 + d, \dots, a_1 + (l-1) \cdot d\} \subseteq S) \\ &= \sum_{a_1 \in [n]} \sum_{d=1}^{\left\lfloor \frac{n-a_1}{l-1} \right\rfloor} \Theta\left(\left[\frac{k}{n}\right]^l\right) = \Theta\left(N \cdot \left[\frac{k}{n}\right]^l\right) = \Theta\left(n^2 \cdot \left[\frac{k}{n}\right]^l\right) = \Theta\left(\frac{k^l}{n^{l-2}}\right) \end{aligned}$$

יהיו a_1, d_a בטווחים המתאימים, נשים לב כי עתה נשים לב כי

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\left[\sum_{b_1 \in [n]} \sum_{d_b=1 \wedge (b_1 \neq a_1 \vee d_a \neq d_b)}^{\left\lfloor \frac{n-b_1}{l-1} \right\rfloor} X_{a_1, d_a} \cdot X_{b_1, d_b}\right] &= \sum_{b_1 \in [n]} \sum_{d_b=1 \wedge (b_1 \neq a_1 \vee d_a \neq d_b)}^{\left\lfloor \frac{n-b_1}{l-1} \right\rfloor} \mathbb{E}[X_{a_1, d_a} \cdot X_{b_1, d_b}] \\ &\stackrel{*}{=} \Theta(1) \cdot \Theta\left(\frac{k^4}{n^4}\right) + \Theta(n) \cdot \Theta\left(\frac{k^5}{n^5}\right) + N \cdot \Theta\left(\frac{k^6}{n^6}\right) \\ &= \Theta\left(\frac{k^4(1+k)}{n^4}\right) + N \cdot \mathbb{P}(T \subseteq S \wedge |T| = 6) \end{aligned}$$

הסיבה ש- \star נכונה מ- 3 אבחנות:

i. תחילה המקרה ש- $|\{a_1, a_1 + d_a, a_1 + 2d_a\} \cap \{b_1, b_1 + d_b, b_1 + 2d_b\}| = 2$ מתקיים רק מספר סופי של פעמים $\Theta(1)$ בגלל שצריך ש- $d_a = d_b$ ושגם $a_1 + d_a \in \{b_1, b_1 + d_b, b_1 + 2d_b\}$ והפוך וההסתברות למאורע היא

$$\Theta\left(\frac{k^4}{n^4}\right) \cdot \Theta(1) \quad \mathbb{P}(T \subseteq S \wedge |T| = 4) = \Theta\left(\frac{k^4}{n^4}\right)$$

ii. במקרה ש- $|\{a_1, a_1 + d_a, a_1 + 2d_a\} \cap \{b_1, b_1 + d_b, b_1 + 2d_b\}| = 1$ מתקיים כפעמיים שלוש לכל b_1 ויש n מהם ולכן המאורע קורה $\Theta(n)$ פעמים וההסתברות למאורע היא $\Theta\left(\frac{k^5}{n^5}\right)$ $\mathbb{P}(T \subseteq S \wedge |T| = 5) = \Theta\left(\frac{k^5}{n^5}\right)$ מפה נקבל

$$\Theta\left(\frac{k^5}{n^5}\right) \cdot \Theta(n) \quad \text{שהתוחלת במקרה זה היא}$$

iii. והמקרה האחרון הוא $|\{a_1, a_1 + d_a, a_1 + 2d_a\} \cap \{b_1, b_1 + d_b, b_1 + 2d_b\}| = 0$ שמתקיים $\Theta(n^2 - n - 1) = N$ (מחיסור שאר האפשרויות) פעמים וההסתברות למאורע היא $\Theta\left(\frac{k^6}{n^6}\right)$ $\mathbb{P}(T \subseteq S \wedge |T| = 6) = \Theta\left(\frac{k^6}{n^6}\right)$

$$\mathbb{P}(T \subseteq S \wedge |T| = 6) \cdot N \quad \text{מפה נקבל שהתוחלת במקרה זה היא}$$

לאחר אבחנה זאת נקבל כי

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X^2] &= \mathbb{E}\left[\left(\sum_{a_1 \in [n]} \sum_{d=1}^{\lfloor \frac{n-a_1}{l-1} \rfloor} X_{a_1, a_2}\right)^2\right] = \mathbb{E}\left[\sum_{a_1 \in [n]} \sum_{d=1}^{\lfloor \frac{n-a_1}{l-1} \rfloor} X_{a_1, a_2}^2 + \sum_{a_1 \in [n]} \sum_{d_a=1}^{\lfloor \frac{n-a_1}{l-1} \rfloor} \sum_{b_1 \in [n]} \sum_{d_b=1 \wedge (b_1 \neq a_1 \vee d_a \neq d_b)}^{\lfloor \frac{n-b_1}{l-1} \rfloor} X_{a_1, d_a} \cdot X_{b_1, d_b}\right] \\ &= \sum_{a_1 \in [n]} \sum_{d=1}^{\lfloor \frac{n-a_1}{l-1} \rfloor} \mathbb{E}[X_{a_1, a_2}^2] + \sum_{a_1 \in [n]} \sum_{d_a=1}^{\lfloor \frac{n-a_1}{l-1} \rfloor} \mathbb{E}\left[\sum_{b_1 \in [n]} \sum_{d_b=1 \wedge (b_1 \neq a_1 \vee d_a \neq d_b)}^{\lfloor \frac{n-b_1}{l-1} \rfloor} X_{a_1, d_a} \cdot X_{b_1, d_b}\right] \\ &= \sum_{a_1 \in [n]} \sum_{d=1}^{\lfloor \frac{n-a_1}{l-1} \rfloor} \Theta\left(\frac{k^3}{n}\right) + \sum_{a_1 \in [n]} \sum_{d_a=1}^{\lfloor \frac{n-a_1}{l-1} \rfloor} \left[\Theta\left(\frac{k^4(1+k)}{n^4}\right) + N \cdot \mathbb{P}(T \subseteq S \wedge |T| = 6)\right] \\ &= \Theta\left(n^2 \cdot \frac{k^3}{n^2}\right) + \Theta\left(n^2 \frac{k^4(1+k)}{n^4}\right) + N^2 \cdot \mathbb{P}(T \subseteq S \wedge |T| = 6) \\ &= \Theta\left(\frac{k^3}{n} + \frac{k^4(1+k)}{n^2}\right) + N^2 \cdot \mathbb{P}(T \subseteq S \wedge |T| = 6) \end{aligned}$$

נזכר שבמקור חישובנו $\mathbb{E}[X] = N \cdot \mathbb{P}(T \subseteq S \wedge |T| = 3)$ ולפי סעיף א' נקבל

$$\mathbb{E}[X] = N \cdot \frac{k \cdot (k-1) \cdot (k-2)}{n \cdot (n-1) \cdot (n-2)}$$

שעתה נשים לב כי עבור $x < y$ מתקיים כי $y \geq x \iff xy - x \geq xy - y \iff \frac{x}{y} \geq \frac{x-1}{y-1}$ נשתמש בזה ונקבל:

$$\begin{aligned} N^2 \cdot \mathbb{P}(T \subseteq S \wedge |T| = 6) &\leq \mathbb{E}[X]^2 \\ \iff N^2 \cdot \frac{k \cdot \dots \cdot (k-5)}{n \cdot \dots \cdot (n-5)} &\leq \left(N \cdot \frac{k \cdot (k-1) \cdot (k-2)}{n \cdot (n-1) \cdot (n-2)}\right)^2 \\ \iff \frac{(k-3) \cdot \dots \cdot (k-5)}{(n-3) \cdot \dots \cdot (n-5)} &\leq \frac{k \cdot (k-1) \cdot (k-2)}{n \cdot (n-1) \cdot (n-2)} \\ \iff \text{true by lemma } \frac{x}{y} \geq \frac{x-1}{y-1} &\iff y \geq x \end{aligned}$$

ולכן קיבלנו כי $N^2 \cdot \mathbb{P}(T \subseteq S \wedge |T| = 6) \leq \mathbb{E}[X]^2$ עכשיו נקבל כי

$$\begin{aligned} \text{Var}[X] &= \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2 = \Theta\left(\frac{k^3}{n} + \frac{k^4(1+k)}{n^2}\right) + N^2 \cdot \mathbb{P}(T \subseteq S \wedge |T| = 6) - \mathbb{E}[X]^2 \\ &\leq \Theta\left(\frac{k^3}{n} + \frac{k^4(1+k)}{n^2}\right) + \mathbb{E}[X]^2 - \mathbb{E}[X]^2 = \Theta\left(\frac{k^3}{n} + \frac{k^4(1+k)}{n^2}\right) \end{aligned}$$

ועתה נקבל כי

$$\begin{aligned}\mathbb{P}\left(X < \frac{1}{3}\mathbb{E}[X]\right) &= \mathbb{P}\left(X - \mathbb{E}[X] < \frac{-2}{3}\mathbb{E}[X]\right) = \mathbb{P}\left(-(X - \mathbb{E}[X]) > \frac{2}{3}\mathbb{E}[X]\right) \\ &\leq \mathbb{P}\left(|X - \mathbb{E}[X]| \geq \frac{2}{3}\mathbb{E}[X]\right) \\ &\stackrel{\text{chebyshev inequality}}{\leq} \frac{\text{Var}[X]}{\left(\frac{2}{3}\mathbb{E}[X]\right)^2} = \frac{\Theta\left(\frac{k^3}{n} + \frac{k^4(1+k)}{n^2}\right)}{\Theta\left(\frac{k^6}{n^2}\right)} = \Theta\left(\frac{n}{k^3} + \frac{1+k}{k^2}\right) \\ &= o\left(\frac{n}{n} + \frac{1+n^{\frac{1}{3}}}{n^{\frac{2}{3}}}\right) = o(1)\end{aligned}$$

כלומר הראנו כי $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}\left(X < \frac{1}{3}\mathbb{E}[X]\right) = 0$ עתה

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}\left(X \geq \frac{1}{3}\mathbb{E}[X]\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} 1 - \mathbb{P}\left(X < \frac{1}{3}\mathbb{E}[X]\right) = 1 - 0 = 1$$

כלומר קיבלנו כי $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}\left(X \geq \frac{1}{3}\mathbb{E}[X]\right) = \Theta\left(\frac{k^3}{n}\right) = \Omega\left(\frac{k^3}{n}\right) = 1$
כלומר הראנו שיש $\Omega\left(\frac{k^3}{n}\right)$ סדרות אריתמטיות בהסתברות 1, כנדרש.

מ.ש.ל.ב. ☺

(ג) **צ"ל:** S מכילה 0 סדרות אריתמטיות באורך 4
הוכחה:

נסמן $l = 4$,

נגדיר X ואת $X_{a_1, d}$ כמו שהגדרנו בסעיף הקודם כתלות ב- l .
לפי חישוב התוחלת בהתחלה של הסעיף הקודם נקבל כי

$$\mathbb{E}[X] = \Theta\left(\frac{k^l}{n^{l-2}}\right) \stackrel{l=4}{=} \Theta\left(\frac{k^4}{n^2}\right) = o\left(\frac{\sqrt{n^4}}{n^2}\right) = o(1)$$

כלומר קיבלנו כי $\mathbb{E}[X] = o(1)$, כלומר $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[X] = 0$ ולכן

$$0 \leq \mathbb{P}(X > 0) \leq \mathbb{E}[X]$$

ממשפט סנדוויץ' נקבל כי $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X > 0) = 0$ ולכן

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X = 0) = \lim_{n \rightarrow \infty} 1 - \mathbb{P}(X > 0) = 1 - 0 = 1$$

כלומר הראנו כי $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X = 0) = 1$, כלומר יש 0 סדרות אריתמטיות בהסתברות 1, כנדרש.

מ.ש.ל.ג. ☺