

582421 Satunnaisalgoritmit (syksy 2005)

2. välikoe 12.12., ratkaisuja (tehtävät 1 ja 2 KL, tehtävä 3 JK)

1. Verkossa on $N = \binom{n}{3}$ mahdollista kolmiota, ja todennäköisyys sille, että jokin kolmen solmun joukko on kolmio on p^3 . Olkoon $X_i = [\text{solmujoukko } i \text{ on kolmio}]$, jolloin $X = \sum_{i=1}^N X_i$ on verkon sisältämien kolmioiden lukumäärä. Muuttujat X_i eivät ole riippumattomia, koska solmujoukoilla voi olla yhteisiä solmuja. Odotusarvon lineaarisuuden perusteella on kuitenkin $\mathbf{E}[X] = \binom{n}{3}p^3$.

- (a) Jos $p = o(1/n)$, on $\lim_{n \rightarrow \infty} np = 0$. Käytetään seuraavaa tulosta:

$$\mathbf{E}[X] = \sum_{i=0}^N i \Pr(X = i) = \sum_{i=1}^N i \Pr(X = i) \geq \sum_{i=1}^N \Pr(X = i) = \Pr(X \geq 1).$$

Tästä saadaan $\Pr(X > 0) \leq \mathbf{E}[X] = \Theta(n^3 p^3) \rightarrow 0$, kun $n \rightarrow \infty$. Siten $\lim_{n \rightarrow \infty} C(n) = 0$.

- (b) Kun $p = \omega(1/n)$, on $\lim_{n \rightarrow \infty} 1/np = 0$. Tällöin $\mathbf{E}[X] \rightarrow \infty$, joten edellisen kohdan raja ei kerro mitään. Nyt voidaan käyttää toisen momentin menetelmää, jonka mukaan

$$\Pr(X = 0) \leq \frac{\mathbf{Var}[X]}{\mathbf{E}[X]^2}.$$

Varianssi on muotoa

$$\mathbf{Var}[X] = \sum_{i,j} \mathbf{Cov}(X_i, X_j) = \sum_{i,j} \mathbf{E}[X_i X_j] - \mathbf{E}[X_i] \mathbf{E}[X_j].$$

Kun $i = j$, on $\mathbf{E}[X_i X_j] = \mathbf{E}[X_i] = p^3$, joten $\mathbf{Cov}(X_i, X_i) = p^3 - p^6$. Oletetaan sitten, että $i \neq j$. Kovarianssi riippuu nyt siitä, kuinka monta yhteistä solmua on solmukolmikoilla i ja j . Jos yhteisiä solmuja ei ole, tai jos niitä on yksi, on $\mathbf{E}[X_i X_j] = \mathbf{E}[X_i] \mathbf{E}[X_j]$, ja kovarianssi häviää. Mutta jos yhteisiä solmuja on kaksi, on

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[X_i X_j] &= \Pr(X_i X_j = 1) \\ &= \Pr(X_i X_j = 1 \mid X_j = 1) \Pr(X_j = 1) + \Pr(X_i X_j = 1 \mid X_j = 0) \Pr(X_j = 0) \\ &= p^2 \cdot p^3 + 0 \cdot p^3 = p^5. \end{aligned}$$

Tällaisia solmujoukkoja on $\binom{n}{4} \binom{4}{2}$ kappaletta. Yhteensä siis

$$\mathbf{Var}[X] = \binom{n}{3} (p^3 - p^6) + \binom{n}{4} \binom{4}{2} (p^5 - p^6)$$

ja todennäköisyydelle $\Pr(X = 0)$ saadaan yläraja

$$\frac{1}{\binom{n}{3} p^3} (1 - p^3) + \frac{\binom{n}{4} \binom{4}{2}}{\binom{n}{3}^2 p} (1 - p) = \Theta\left(\frac{1}{(np)^3}\right) + \Theta\left(\frac{1}{n^3}\right) + \Theta\left(\frac{1}{pn^2}\right) + \Theta\left(\frac{1}{n^2}\right),$$

jonka jokainen termi lähestyy nollaa suurilla n :n arvoilla. Siis $\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr(X = 0) = 0$ eli $\lim_{n \rightarrow \infty} C(n) = 1$.

2. *Ratkaisu 1.* Ajatellaan palvelimien vastauksia Poisson-prosesseina. Prosessin A parametri on siis α ja prosessin B parametri β . Ensimmäinen tapahtuma yhdistetystä prosessista (jonka parametri on $\alpha + \beta$) tulee odotusarvoisesti ajassa $1/(\alpha + \beta)$. Tämä tapahtuma on prosessista A todennäköisyydellä $\alpha/(\alpha + \beta)$ ja prosessista B todennäköisyydellä $\beta/(\alpha + \beta)$. Toista tapahtumaa voidaan odottaa prosessista B (jos ensimmäinen tuli prosessista A) tai A (päinvastoin). Eksponenttijakauman muistamattomuusominaisuuden perusteella näihin tapahtumiin kuluu aikaa $1/\beta$ ja $1/\alpha$.

Yhteensä kuluvan ajan odotusarvo on siis

$$\frac{1}{\alpha + \beta} + \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \cdot \frac{1}{\beta} + \frac{\beta}{\alpha + \beta} \cdot \frac{1}{\alpha} = \frac{1}{\alpha} + \frac{1}{\beta} - \frac{1}{\alpha + \beta}.$$

Olisi myös voitu odottaa tapahtumia yhdistetystä prosessista. Ensimmäisen tapahtuman jälkeen alkaa toistokoe, joka päättyy, kun toisen tyyppin tapahtuma nähdään ensimmäisen kerran. Tapahtumien lukumäärä on jakautunut geometrisesti.

Ratkaisu 2. Tiedetään, että $X_A \sim \text{Exp}(\alpha)$ ja $X_B \sim \text{Exp}(\beta)$. Olkoon $X = \max(X_A, X_B)$. Koska muuttujat X_A ja X_B ovat riippumattomia, on

$$\begin{aligned} \Pr(X \leq t) &= \Pr(X_A \leq t) \Pr(X_B \leq t) \\ &= (1 - e^{-\alpha t})(1 - e^{-\beta t}) \\ &= 1 - e^{-\alpha t} - e^{-\beta t} + e^{-(\alpha + \beta)t}. \end{aligned}$$

Tiheysfunktio saadaan tästä derivoimalla:

$$f_X(t) = \alpha e^{-\alpha t} + \beta e^{-\beta t} - (\alpha + \beta)e^{-(\alpha + \beta)t}.$$

Odotusarvoa varten on laskettava integraali $\mathbf{E}[X] = \int_0^\infty t f_X(t) dt$. Nyt osittaisintegroimalla nähdään, että $\int_0^\infty a x e^{-ax} dx = 1/a$, joten

$$\mathbf{E}[X] = \frac{1}{\alpha} + \frac{1}{\beta} - \frac{1}{\alpha + \beta}.$$

3. Haluttu Markovin ketju saadaan helposti samalla idealla kuin kurssikirjan sivulla 265 esitetty ketju riippumattomille joukoille.

Itse asiassa I on solmupeite, jos ja vain jos $V - I$ on riippumaton. Tämä nimittäin tarkoittaa, että jokaisella kaarella $(u, v) \in E$ ainakin toinen solmuista u tai v kuuluu joukkoon I , eli yhtäpitävästi millekään kaarelle $(u, v) \in E$ ei päde sekä $u \in V - I$ että $v \in V - I$. Tehtävälle saadaan siis ratkaisu yksinkertaisesti vaihtamalla solmujoukot komplementeikseen.