

# KLIČNO ŠTEVILO

Judita Plantev

11. december 2007

Najprej ponovimo definiciji disperzije in kovariance:

**Definicija 1** *Disperzija ali varianca realne slučajne spremenljivke  $X$  je*

$$D(X) = \mathbf{E}[(X - \mathbf{E}[X])^2] = \mathbf{E}[X^2] - (\mathbf{E}[X])^2.$$

**Definicija 2** *Kovarianca dveh slučajnih spremenljivk je*

$$\text{Cov}[X, Y] = \mathbf{E}[(X - \mathbf{E}[X])(Y - \mathbf{E}[Y])] = \mathbf{E}[XY] - \mathbf{E}[X]\mathbf{E}[Y].$$

**Definicija 3** *Maksimalna klika je klika, ki ni vsebovana v nobeni drugi kliki. Največja klika je klika z največjim številom točk izmed vseh klik. **Ključno število** je*

$$\omega(G) = \text{“ velikost največje klike v } G \text{“}.$$

Obravnavali bomo ključno število v slučajnem grafu  $G(n, 1/2)$ . Najprej za fiksno število  $k$  preštejmo število klik velikosti  $k$ . Za vsako množico  $S$ , ki vsebuje  $k$  točk, naj  $X_S$  označi indikatorsko spremenljivko dogodka, da je  $S$  klika. Potem je  $X = \sum_{|S|=k} X_S$  število  $k$ -klik v grafu. Pričakovano število  $k$ -klik v grafu je

$$\mathbf{E}[X] = \sum_{|S|=k} \mathbf{E}[X_S] = \binom{n}{k} 2^{-\binom{k}{2}}.$$

Ta funkcija pade pod 1 približno pri  $k = 2 \log_2 n$ , ki je tipična velikost največje klike v  $G(n, 1/2)$ .

**Lema 1**

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P[\omega(G(n, 1/2)) > 2 \log_2 n] = 0$$

**Dokaz.** Postavimo  $k(n) = \lceil 2 \log_2 n \rceil$  in izračunajmo povprečno število klik te velikosti

$$\mathbf{E}[X] = \binom{n}{k} 2^{-\binom{k}{2}} = \frac{n!}{k!(n-k)!} 2^{-k(k-1)/2} \leq \frac{(2^{k/2})^k}{k!} 2^{-k(k-1)/2} = \frac{2^{k/2}}{k!},$$

saj je

$$\frac{n!}{(n-k)!} \leq n^k = (2^{\log_2 n})^k \leq (2^{\frac{\lceil 2 \log_2 n \rceil}{2}})^k = (2^{k/2})^k.$$

$\frac{2^{k/2}}{k!}$  pa gre proti 0, ko gre  $n \rightarrow \infty$ . Zato je

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P[\omega(G(n, 1/2)) > 2 \log_2 n] = 0.$$

□

Težje je pojasniti, da bo vedno obstajala klika velikosti blizu praga  $2 \log_2 n$ , kar bomo dokazali. Še prej pa ponovimo lemo, ki jo bomo potrebovali v dokazu. Dokaz leme izpustimo.

**Lema 2** *Imamo zaporedje  $X_1, X_2, \dots$  nenegativnih slučajnih spremenljivk, tako da velja*

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{D(X_n)}{(\mathbf{E}[X_n])^2} = 0.$$

*Potem velja*

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P[X_n > 0] = 1.$$

**Izrek 1** *Naj bo  $k(n)$  taka funkcija, da bo*

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \binom{n}{k(n)} 2^{-\binom{k(n)}{2}} = \infty.$$

*Potem velja*

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P[\omega(G(n, 1/2)) \geq k(n)] = 1.$$

**Dokaz.** Pišimo  $E(n, k) = \binom{n}{k} 2^{-\binom{k}{2}}$ . Najprej opazimo, da lahko predpostavimo, da je  $n$  dovolj velik in da je dovolj gledati le tiste  $k$ , za katere velja

$$\frac{3}{2} \log_2 n \leq k < 2 \log_2 n,$$

kjer lahko  $\frac{3}{2}$  zamenjamo s katerokoli konstanto, manjšo od 2. Pokazali smo že, da  $E(n, 2 \log_2 n) \rightarrow 0$ , ko  $n \rightarrow \infty$ . Moramo pokazati še  $E(n, \frac{3}{2} \log_2 n) \rightarrow \infty$ , ko  $n \rightarrow \infty$ . Najprej ocenimo  $\log_2 E(n, k)$ :

$$\log_2 E(n, k) \geq \log_2 \left[ \left( \frac{n}{k} \right)^k 2^{-k^2/2} \right] = k \log_2 n - k \log_2 k - \frac{k^2}{2}.$$

Zdaj namesto  $k$  vstavimo  $\frac{3}{2} \log_2 n$  in dobimo

$$\begin{aligned} \log_2 E(n, \frac{3}{2} \log_2 n) &\geq \frac{3}{2} \log_2^2 n - o(\log_2^2 n) - \frac{9}{8} \log_2^2 n \\ &= \frac{3}{8} \log_2^2 n - o(\log_2^2 n) \rightarrow \infty \end{aligned}$$

ko  $n \rightarrow \infty$ . Torej res velja  $E(n, \frac{3}{2} \log_2 n) \rightarrow \infty$ , ko  $n \rightarrow \infty$ .

Naj  $X = \sum_{|S|=k(n)} X_S$  označi število klik velikosti  $k(n)$  v  $G(n, 1/2)$ . Po predpostavki izreka velja  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{E}[X] = \infty$ . Ker želimo uporabiti lemo, moramo izračunati disperzijo  $X$ :

$$D(X) = \sum_{|S|=|T|=k} \text{Cov}[X_S, X_T]$$

(zajeli smo vse množice velikosti  $k$ , tudi kadar je  $S = T$ , saj je  $D(X) = \text{Cov}[X, X]$ ). Vemo, da je  $\text{Cov}[X_S, X_T]$  enaka 0, če sta  $X_S$  in  $X_T$  neodvisni slučajni spremenljivki. Spremenljivki  $X_S$  in  $X_T$  pa sta neodvisni, kadar imata  $S$  in  $T$  kvečjemu eno skupno točko (zato pripadajoče klike nimajo skupnih povezav). Torej nas zanimajo le tisti pari  $(S, T)$ , za katere velja  $|S \cap T| \geq 2$ .

$D(X)$  lahko zapišemo kot

$$D(X) = \sum_{t=2}^k C(t),$$

kjer je

$$C(t) = \sum_{|S \cap T|=t} \text{Cov}[X_S, X_T].$$

Za fiksen  $t = |S \cap T|$  imajo klike na  $S$  in  $T$  skupaj  $2 \binom{k}{2} - \binom{t}{2}$  povezav, torej velja

$$\text{Cov}[X_S, X_T] \leq \mathbf{E}[X_S X_T] = 2 \binom{t}{2} - 2 \binom{k}{2}.$$

Ker lahko par podmnožic  $(S, T)$  z  $|S| = |T| = k$  in  $|S \cap T| = t$  izberemo na  $\binom{n}{k} \binom{k}{t} \binom{n-k}{k-t}$  načinov, je

$$C(t) \leq \binom{n}{k} \binom{k}{t} \binom{n-k}{k-t} 2 \binom{t}{2} - 2 \binom{k}{2}.$$

Moramo pokazati, da velja

$$\frac{D(X)}{(\mathbf{E}[X])^2} = \sum_{t=2}^k \frac{C(t)}{(\mathbf{E}[X])^2} \rightarrow 0,$$

saj lahko nato uporabimo lemo. Vsoto razbijemo glede na  $t$  na dva dela. Zaradi lažjega računanja predpostavimo, da je  $k = k(n)$  sodo.

V *prvem delu*, kjer je  $2 \leq t \leq \frac{k}{2}$ , pokažimo, da gre vsota proti 0. Pri ocenjevanju bomo potrebovali, da je  $k < 2 \log_2 n$ . Ker imamo produkt več binomskih koeficientov, jih razširimo, saj se bo kaj pokrajšalo ali lahko kaj ustrezno združimo. Ocenimo

$$\begin{aligned} \frac{C(t)}{(\mathbf{E}[X])^2} &\leq \frac{\binom{n}{k} \binom{k}{t} \binom{n-k}{k-t} 2^{\binom{t}{2} - 2\binom{k}{2}}}{\left(\binom{n}{k}\right)^2 2^{-2\binom{k}{2}}} \leq \frac{\binom{k}{t} \binom{n-k}{k-t} 2^{\binom{t}{2}}}{\binom{n}{k}} \\ &\leq \frac{k^t}{t!} \cdot \frac{(n-k)(n-k-1)\dots(n-2k+t+1)}{(k-t)!} \cdot \frac{k!}{n(n-1)\dots(n-k+1)} \cdot 2^{\binom{t}{2}} \\ &\leq k^{2t} \frac{1}{n(n-1)\dots(n-k+1) \cdot t!} \cdot 2^{t^2/2} \leq k^{2t} n^{-t} 2^{t^2/2} \\ &\leq k^{2t} (2^{-k/2})^t 2^{t^2/2} = (k^2 2^{-k/2} 2^{t/2})^t \leq (k^2 2^{-k/4})^t, \end{aligned}$$

saj je  $t \leq \frac{k}{2}$ . Lahko zapišemo

$$\sum_{t=2}^{k/2} \frac{C(t)}{(\mathbf{E}[X])^2} \leq \sum_{t=2}^{k/2} q^t,$$

kjer je  $q = k^2 2^{-k/4} = o(1)$  in tako gre vsota na levi proti 0.

V *drugem delu*, kjer velja  $\frac{k}{2} < t \leq k$ , pokažimo, da je  $\sum_{t=k/2+1}^k C(t) \setminus \mathbf{E}[X] = o(1)$  za  $k \geq \frac{3}{2} \log_2 n$ . Ker je  $\mathbf{E}[X] \rightarrow \infty$ , bo veljalo tudi  $\sum_{t=k/2+1}^k C(t) \setminus (\mathbf{E}[X])^2 \rightarrow 0$ . V tem delu je lažje oceniti binomske koeficiente. Pri ocenjevanju uporabimo formulo  $\binom{n}{k} \leq n^k$  in dobimo

$$\begin{aligned} \frac{C(t)}{\mathbf{E}[X]} &\leq \frac{\binom{k}{t} \binom{n-k}{k-t} 2^{\binom{t}{2} - \binom{k}{2}}}{\binom{n}{k}} \leq \frac{\binom{k}{k-t} \binom{n}{k-t} 2^{\binom{t}{2} - \binom{k}{2}}}{\binom{n}{k}} \\ &\leq k^{k-t} n^{k-t} 2^{(t^2 - k^2 - t + k)/2} \\ &= (kn)^{k-t} 2^{-(k-t)(k+t-1)/2} = (kn 2^{-(k+t-1)/2})^{k-t} \\ &\leq (2^{\log_2 k + (2/3)k - (k+t-1)/2})^{k-t} \\ &\leq (2^{\log_2 k + (2/3)k - (3/4)k})^{k-t}, \end{aligned}$$

saj je  $t > \frac{k}{2}$ . Ker je  $2^{\log_2 k + (2/3)k - (3/4)k} = o(1)$ , po ocenjevanju z geometrijskimi vrstami sledi, da velja  $\sum_{t=k/2+1}^k C(t)/(\mathbf{E}[X])^2 \rightarrow 0$ , kot smo trdili. Dokazali smo torej, da je  $\lim_{n \rightarrow \infty} D(X)/(\mathbf{E}[X])^2 = 0$ . Po lemi sledi  $\lim_{n \rightarrow \infty} P[X > 0] = 1$ . Torej je  $\lim_{n \rightarrow \infty} P[\omega(G(n, 1/2)) \geq k(n)] = 1$ .  $\square$

**Opomba.** Če izberemo  $k(n) = (2 - \varepsilon) \log_2 n$ , pogoji izreka veljajo za vsak  $\varepsilon > 0$ . To pomeni, da število klik  $\omega(G(n, 1/2))$  vedno leži med  $(2 - \varepsilon) \log_2 n$  in  $2 \log_2 n$ . Koncentracija števila klik je celo močnejša. Leta 1976 so Bollobás, Erdős in Matula dokazali, da obstaja taka funkcija  $k(n)$ , da velja

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P[k(n) \leq \omega(G(n, 1/2)) \leq k(n) + 1] = 1.$$

## Literatura

- [1] J. Matoušek, J. Vondrak, *The probabilistic method (Lecture Notes)*, <http://kam.mff.cuni.cz/matousek/lectnotes.html>.