

Véletlen struktúrák és alkalmazásaik

Előadó: LOVÁSZ LÁSZLÓ

2013 tavasz

*Az előadás leginkább Alon-Spencer [1] könyvét követi. Alább azok a témák vannak részletezve, ahol ettől eltérünk. * jelöli a nem tárgyalt részeket.*

1 Bevezető példák

1.1 2-kromatikus hipergráfok

1.1 TÉTEL. (ERDŐS–HAJNAL) *Ha egy r -gráf élszáma $\leq 2^{r-1}$, akkor 2-színezhető.*

1.2 Ramsey számok

1.2 TÉTEL. (ERDŐS, ERDŐS–SZEKERES)

$$2^{(k-1)/2} \leq R(k, k) \leq \binom{2k-2}{k-1}.$$

1.3 MEGJEGYZÉS. Ezt a bizonyítást el lehet mondani úgy is, hogy csak a megfelelő tulajdonságú gráfok számáról beszélünk, nem beszélve valószínűségekről. Azonban a valószínűségi szemlélet az, ami továbbvezet.

1.3 *Dominált tournament

k -dominált egy tournament, ha bármely k csúcsához van olyan további csúcs, melyből mindegyikhez él megy.

1.4 TÉTEL. (ERDŐS) *Minden k -ra van k -dominált tournament.*

1.4 Tournament Hamilton útjainak száma

1.5 ÁLLÍTÁS. (RÉDEI) *Minden tournamentben van Hamilton út.*

1.6 TÉTEL. (SZELE) *Van olyan n csúcsú tournament, melyben legalább $n!/2^{n-1}$ Hamilton-út van.*

A megfordítást csak kimondjuk.

1.7 TÉTEL. (ALON) Minden $c < 2$ -höz van olyan n_0 , hogy ha $n \geq n_0$, akkor minden n csúcsú tornamentben legfeljebb $n!/c^{n-1}$ Hamilton-út van.

1.5 *LYM egyenlőtlenség, Sperner tétele

Sperner rendszereknek hívjuk az olyan hipergráfot, melyben egyik él sem tartalmaz egy másikat.

1.8 TÉTEL. Sperner rendszerre

$$\sum_{A \in \mathcal{H}} \frac{1}{\binom{n}{|A|}} \leq 1.$$

1.9 KÖVETKEZMÉNY. (SPERNER TÉTELE) $|\mathcal{H}| \leq \binom{n}{\lfloor n/2 \rfloor}$.

1.6 *Bollobás egyenlőtlenség

1.10 TÉTEL. Legyenek $A_1, \dots, A_m, B_1, \dots, B_m$ véges halmazok, és tegyük föl, hogy minden i -re $A_i \cap B_i = \emptyset$, de ha $i \neq j$, akkor $A_i \cap B_j \neq \emptyset$. Ekkor

$$\sum_{i=1}^m \frac{1}{\binom{|A_i|+|B_i|}{|A_i|}} \leq 1.$$

1.11 KÖVETKEZMÉNY. Ha $|A_i| = p$, $|B_i| = q$, akkor $m \leq \binom{p+q}{q}$.

2 Várható érték

2.1 Alsó becslés a független pontok maximális számára

2.1 ÁLLÍTÁS. Legyen G egy n csúcsú, m élű gráf, és legyen $0 \leq p \leq 1$. Ekkor

$$\alpha(G) \geq pn - p^2m.$$

Bizonyítás. Válasszunk ki véletlenszerűen minden pontot p valószínűséggel, majd a kapott pontok által kifeszített minden élnek hagyjuk el valamelyik végpontját. \square

Ha $m \geq n/2$, akkor p legjobb választása $p = n/2m$, és így

$$\alpha(G) \geq \frac{n^2}{4m}.$$

Ennél Turán tételéből sokkal jobb becslés nyerhető:

$$\alpha(G) \geq \frac{n^2}{2m + n}.$$

Erre (és ezzel Turán tételére is) adunk egy véletlent használó bizonyítást. A következő erősebb egyenlőséget igazoljuk:

2.2 TÉTEL.

$$\alpha(G) \geq \sum_{v \in V(G)} \frac{1}{d_v + 1}.$$

2.2 Gráfok keresztezési száma

Egy G gráf $\text{cr}(G)$ keresztezési száma az a minimális c , melyre G legfeljebb c kereszteződéssel lerajzolható a síkba.

2.3 LEMMA.

$$\text{cr}(G) \geq m - 3n + 6.$$

2.4 TÉTEL. (AJTAI, CHVÁTAL, NEWBORN, SZEMERÉDI; LEIGHTON) Ha $|V(G)| = n$ és $|E(G)| = m \geq 5n$, akkor

$$\text{cr}(G) \geq \frac{m^3}{100n^2}$$

Bizonyítás. Válasszunk ki minden pontot p valószínűséggel ($0 < p < 1$), így kapunk egy $G' = (V', E')$ feszített részgráfot. Ekkor

$$\mathbb{E}(|V'|) = pn,$$

$$\mathbb{E}(|E'|) = p^2m,$$

$$\mathbb{E}(\text{cr}(G')) \leq p^4 \text{cr}(G).$$

A 2.3 lemma szerint

$$\text{cr}(G') > |E'| - 3|V'|,$$

és várható értéket véve azt kapjuk, hogy

$$p^4 \text{cr}(G) > p^2m - 3pn, \quad \text{cr}(G) > \frac{m}{p^2} - 3\frac{n}{p^3}.$$

A jobboldal maximuma $p = 9n/(2m)$ értéknél van, ahol az adódik, hogy

$$\text{cr}(G) > \frac{4m^3}{243n^2}.$$

□

A fenti becslésnek sok alkalmazása van különböző geometriai kérdésekre. Például egyszerű bizonyítást ad arra, hogy n síkbeli pont között az 1 távolság csak $O(n^{4/3})$ -szor fordulhat elő.

2.3 Rövid kört nem tartalmazó nagy kromatikus számú gráf

2.5 TÉTEL. (ERDŐS) Minden k, l -hez van olyan gráf, melynek kromatikus száma legalább k , és melyben minden kör hossza legalább l .

Legyen

$$p = \frac{(\log n)^3}{n}, \quad t = \frac{n}{\log n}, \quad l = \frac{\log n}{10 \log \log n}.$$

Ekkor $G(n, p)$ -ben nagy valószínűséggel nincs t elemű független, és a legfeljebb l hosszúságú körök várható száma kisebb, mint $n/4$. Így $n/2$ pontot elhagyva olyan gráfot kapunk, melynek kromatikus száma $> n/(2t)$, és minden körének hossza $> k$.

3 Második momentum módszer

Ha X nemnegatív, egészértékű valószínűségi változó, akkor a Markov egyenlőtlenség szerint

$$P(X > 0) \leq E(X). \quad (1)$$

Ha X nemnegatív valószínűségi változó, akkor a Csebisev Egyenlőtlenség szerint

$$P(X = 0) \leq \frac{\text{Var}(X)}{E(X)^2}. \quad (2)$$

3.1 K_4 küszöbfüggvénye

3.1 TÉTEL. Legyen $p(n) \in [0, 1]$.

(a) Ha $p(n)n^{2/3} \rightarrow 0$, akkor 1-hez tartó valószínűséggel $G(n, p(n))$ -ben nincs teljes négyyszög.

(b) Ha $p(n)n^{2/3} \rightarrow \infty$, akkor 1-hez tartó valószínűséggel $G(n, p(n))$ -ben van teljes négyyszög.

3.2 Prímosztók száma

Legyen $\lambda(n)$ az n szám különböző prímosztóinak száma.

3.2 TÉTEL. (TURÁN) Legyen $k \in [n]$ véletlen. Ekkor minden $t > 0$ számra és (t -től függően) elég nagy n -re

$$P(|\lambda(k) - \ln \ln k| > t\sqrt{\ln \ln k}) < \frac{20}{t^2}.$$

Bizonyítás. A legtöbb $k \in [n]$ számra $\ln \ln n \approx \ln \ln k$. Pontosabban, ha $\sqrt{n} \leq k \leq n$, akkor

$$\ln \ln n - \ln \ln k \leq \ln \ln n - \ln \ln \sqrt{n} < 1.$$

Ezért elegendő azt bizonyítani, hogy minden $s > 0$ -ra és (s -től függően) elég nagy n -re

$$P(|\lambda(k) - \ln \ln n| > s\sqrt{\ln \ln k}) < \frac{10}{s^2}.$$

Ehhez vegyük észre, hogy $\lambda(k)$ így írható:

$$\lambda(k) = \sum_{\substack{p \leq n \\ p \text{ prime}}} X_p,$$

ahol

$$X_p = \begin{cases} 1, & \text{ha } p \mid k, \\ 0, & \text{egyébként.} \end{cases}$$

Így

$$\begin{aligned} E(\lambda(k)) &= \sum_p E(X_p) = \frac{1}{n} \sum_p \lfloor \frac{n}{p} \rfloor = \frac{1}{n} \sum_{p \leq n} \left(\frac{n}{p} - \left\{ \frac{n}{p} \right\} \right) \\ &= \sum_{p \leq n} \frac{1}{p} - \frac{1}{n} \sum_{p \leq n} \left\{ \frac{n}{p} \right\} = \ln \ln n + c_1, \end{aligned}$$

ahol $|c_1| \leq 1$. Továbbá,

$$\begin{aligned}
\text{Var}(\lambda(k)) &= \sum_p \text{Var}(X_p) + \sum_{p \neq q} \text{Cov}(X_p, X_q) \leq \mathbb{E}(\lambda(k)) + \frac{1}{n} \sum_{p \neq q} \lfloor \frac{n}{pq} \rfloor - \frac{1}{n^2} \sum_{p \neq q} \lfloor \frac{n}{p} \rfloor \lfloor \frac{n}{q} \rfloor \\
&\leq \mathbb{E}(\lambda(k)) + \frac{1}{n} \sum_{p \neq q} \frac{n}{pq} - \frac{1}{n^2} \sum_{p \neq q} \left(\frac{n}{p} - 1 \right) \left(\frac{n}{q} - 1 \right) \\
&\leq \mathbb{E}(\lambda(k)) + \sum_{p \neq q} \frac{1}{n} \left(\frac{1}{p} + \frac{1}{q} \right) \\
&\leq \mathbb{E}(\lambda(k)) + 2(1 + \ln \ln n) < 4 \ln \ln n.
\end{aligned}$$

Így a Csebisev Egyenlőtlenség szerint

$$\mathbb{P}(|\lambda(k) - \ln \ln n| > s\sqrt{\ln \ln n}) \leq \mathbb{P}(|\lambda(k) - \mathbb{E}(\lambda(k))| > s\sqrt{\ln \ln n} - 3) \leq \frac{\text{Var}(\lambda(k))}{(s\sqrt{\ln \ln n} - 3)^2} < \frac{10}{s^2}.$$

ha n elég nagy. □

3.3 Véletlen gráf maximális teljes részgráfja I

3.3 TÉTEL. Legyen $k = k(n) \geq 1$ egész szám.

(a) Ha $\binom{n}{k} 2^{-\binom{k}{2}} \rightarrow 0$, akkor

$$\mathbb{P}(\omega(G(n, 1/2)) \geq k) \rightarrow 0.$$

(b) Ha $\binom{n}{k} 2^{-\binom{k}{2}} \rightarrow \infty$, akkor

$$\mathbb{P}(\omega(G(n, 1/2)) < k) \rightarrow 0.$$

2013. március
26.

Bizonyítás. Legyen $k_0 = k_0(n)$ az a legkisebb pozitív egész szám, melyre $\binom{n}{k_0} 2^{-\binom{k_0}{2}} < 1$. Könnyű látni, hogy

$$k_0 \sim 2 \log n,$$

és hogy ha $k \leq k_0 - 2$, akkor (b) feltétele áll fenn, míg ha $k \geq k_0 + 1$, akkor (a) feltétele. Ezért feltehetjük, hogy $k \sim 2 \log n$.

Minden k elemű S halmazra, legyen

$$X_S = \begin{cases} 1 & \text{ha } S \text{ teljes részgráf,} \\ \text{egyébként,} & \end{cases}$$

ekkor $X = \sum_S x_S$ a teljes k -asok száma, és

$$\mathbb{E}(X) = \binom{n}{k} 2^{-\binom{k}{2}}. \tag{3}$$

Így

$$\mathbb{P}(\omega(G(n, 1/2)) \geq k) = \mathbb{P}(|X| \geq 1) \leq \mathbb{E}(X) = \binom{n}{k} 2^{-\binom{k}{2}}.$$

Ebből (a) adódik.

A másik oldali becsléshez kiszámítjuk a szórást.

$$\text{Var}(X) = \sum_S \text{Var}(X_S) + \sum_{S \neq T} \text{Cov}(X_S, X_T).$$

Az első szumma kisebb, mint $\mathbb{E}(X)$. A másodikban csak azok a tagok nem nullák, ahol S és T legalább két pontban metszik egymást. Ha $|S \cap T| = i$, akkor

$$\text{Cov}(X_S, X_T) = 2^{-2\binom{k}{2} + \binom{i}{2}} - 2^{-2\binom{k}{2}} < 2^{-2\binom{k}{2} + \binom{i}{2}},$$

és így, felhasználva, hogy az ilyen (S, T) párok száma $\binom{n}{k} \binom{k}{i} \binom{n-k}{k-i}$,

$$\text{Var}(X) \leq \mathbb{E}(X) + \sum_{i=2}^{k-1} \binom{n}{k} \binom{k}{i} \binom{n-k}{k-i} 2^{-2\binom{k}{2} + \binom{i}{2}}.$$

A (2) egyenlőtlenség szerint elég azt megmutatni, hogy $\text{Var}(X)/\mathbb{E}(X)^2 \rightarrow 0$. A fentiekből

$$\begin{aligned} \frac{\text{Var}(X)}{\mathbb{E}(X)^2} &\leq \frac{1}{\mathbb{E}(X)} + \sum_{i=2}^{k-1} \frac{\binom{n}{k} \binom{k}{i} \binom{n-k}{k-i} 2^{-2\binom{k}{2} + \binom{i}{2}}}{\binom{n}{k}^2 2^{-2\binom{k}{2}}} \\ &= \frac{1}{\binom{n}{k}} \sum_{i=2}^k \binom{k}{i} \binom{n-k}{k-i} 2^{\binom{i}{2}}. \end{aligned}$$

A szummában nézzük két egymásutáni tag hányadosát:

$$\binom{k}{i+1} \binom{n-k}{k-i-1} 2^{\binom{i+1}{2}} / \left(\binom{k}{i} \binom{n-k}{k-i} 2^{\binom{i}{2}} \right) = \frac{2^i (k-i)^2}{(i+1)(n-2k+i+1)}.$$

Kis számolgatással látható, hogy ez $i = 2$ esetén 1-nél jóval kisebb, majd i -vel monoton nő, valahol (nem fontos, hogy hol) túllépi az 1-et, és $i = k - 1$ esetén már igen nagy. Így a két szélső tag valamelyike a legnagyobb, és a többiek összege kisebb, mint ezek összegének kétszerese (ha n elég nagy). De a két szélső tag kicsi:

$$\frac{\binom{k}{2} \binom{n-k}{k-2} 2^{\binom{2}{2}}}{\binom{n}{k}} = k(k-1) \frac{(n-k) \dots (n-2k+3)}{n(n-1) \dots (n-k+1)} < \frac{k(k-1)}{n(n-1)} \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty),$$

és

$$\frac{\binom{k}{k} \binom{n-k}{0} 2^{\binom{k}{2}}}{\binom{n}{k}} = \frac{1}{\binom{n}{k}} 2^{\binom{k}{2}} \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty).$$

□

4 Martingálok

Valószínűségi változóknak egy X_1, X_2, \dots sorozatát *martingálnak* nevezzük, ha minden $k \geq 0$ indexre

$$\mathbb{E}(X_{k+1} \mid X_1, \dots, X_k) = X_k.$$

Hozzávehetjük mindig az $X_0 = E(X_1)$ értéket (ez tehát olyan valószínűségi változó, ami nem változik). Minden martingálra

$$X_0 = E(X_1) = E(X_2) = \dots$$

Valószínűségi változóknak egy X_1, X_2, \dots sorozatát *szupermartingálnak* nevezzük, ha minden $k \geq 0$ indexre

$$E(X_{k+1} \mid X_1, \dots, X_k) \leq X_k.$$

Minden szupermartingálra

$$X_0 \geq E(X_1) \geq E(X_2) \geq \dots$$

A submartingálok hasonlóan definiálhatók.

Három tételt mondunk ki martingálokra, melyeknek kombinatorikai alkalmazásai vannak, de ezek közül a harmadikkal foglalkozunk részletesen.

4.1 *Megállási Tétel

Legyen (X_0, X_1, \dots) valószínűségi változóknak egy sorozata (az értékük nem kell, hogy szám legyen). Egy T nemnegatív egész értékű valószínűségi változót *megállási időnek* nevezünk (az (X_0, X_1, \dots) sorozatra vonatkozóan), ha minden $k \geq 0$ -ra a $T = k$ esemény független az X_{k+1}, X_{k+2}, \dots változóktól. Számítógéptudományi alkalmazásokban szokás ezt *megállási szabálynak* is hívni: azt, hogy a sorozatot megállítjuk-e k lépés után, az addigi változó-értékek ismeretében döntjük el (esetleg randomizált algoritmussal), a későbbi változókat nem ismerve.

4.1 TÉTEL. Legyen (X_1, X_2, \dots) olyan szubmartingál, melyre $|X_{m+1} - X_m|$ korlátos, és legyen T olyan megállási idő, melyre $E(T)$ véges. Ekkor $E(X_T) \leq X_0$. Ha (X_1, X_2, \dots) martingál, akkor egyenlőség áll.

4.2 KÖVETKEZMÉNY. Indítsunk el 0-ból egy bolyongást az egyenes rácspontjain, és álljunk meg, ha vagy a -ba, vagy $-b$ -be jutunk ($a, b \in \mathbb{Z}_+$). Annak a valószínűsége, hogy a -ban állunk meg, $b/(a+b)$. A megtett lépések várható száma ab .

4.2 *Konvergencia Tétel

4.3 TÉTEL. (DOOB) Ha X_1, X_2, \dots korlátos martingál, akkor 1 valószínűséggel $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n$ létezik.

Alkalmazás: Pólya-urna.

4.3 Azuma Egyenlőtlenség

4.4 TÉTEL. Legyen X_1, X_2, \dots olyan martingál, melyre $|X_{m+1} - X_m| \leq 1$ minden m -re. Ekkor

$$P(X_m \geq X_0 + \lambda) < e^{-\lambda^2/(2m)}.$$

Ha $\lambda = \varepsilon m$, akkor azt kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(X_m - X_0 \geq \varepsilon m) < e^{-\varepsilon^2 m/2}.$$

Ugyanezt $(-X_m)$ -re is alkalmazva kapjuk, hogy

$$\mathbb{P}(|X_m - X_0| \geq \varepsilon m) < 2e^{-\varepsilon^2 m/2}.$$

Érdekes még a $\lambda = c\sqrt{m}$ választás:

$$\mathbb{P}(X_m - X_0 \geq c\sqrt{m}) < e^{-c^2/2}.$$

4.5 KÖVETKEZMÉNY. (BERNSTEIN–CSERNOV–HOEFFDING) Legyenek X_1, X_2, \dots független azonos eloszlású valószínűségi változók, $|X_i| \leq 1$. Ekkor

$$\mathbb{P}\left(\left|\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m X_m - \mathbb{E}(X_1)\right| > \varepsilon\right) < 2e^{-\varepsilon^2 m/2}.$$

4.6 KÖVETKEZMÉNY. Legyenek $(\Omega, \mathcal{A}, \pi)$ egy valószínűségi mező, és legyen $f : \Omega^n \rightarrow \mathbb{R}$ olyan mérhető függvény, melyre

$$|f(x_1, \dots, x_n) - f(y_1, \dots, y_n)| \leq 1$$

ha (x_1, \dots, x_n) és (y_1, \dots, y_n) csak egy koordinátában különböznek. Ekkor

$$\mathbb{P}(f(x) - \mathbb{E}(f(x)) > \varepsilon n) < e^{-\varepsilon^2 n/2}.$$

és

$$\mathbb{P}(|f(x) - \mathbb{E}(f(x))| > \varepsilon n) < 2e^{-\varepsilon^2 n/2}.$$

4.3.1 Véletlen leképezés képhalmaza

4.7 TÉTEL. Legyen $|S| = n$, és legyen $\phi : S \rightarrow S$ véletlen leképezés. Ekkor

$$\mathbb{P}\left(\left||\phi(S)| - \left(1 - \frac{1}{e}\right)n\right| > \lambda\right) < 2e^{-\lambda^2/(2n)}.$$

4.3.2 Véletlen részgráf élszáma

4.8 TÉTEL. Legyen G n csúcsú m élű gráf, jelölje $d = m/\binom{n}{2}$ az élsűrűségét, legyen $k \geq 1$, és legyen S a $V(G)$ egy véletlen k elemű részhalmaza. Ekkor

$$\mathbb{P}\left(\left|\frac{|E(G[S])|}{\binom{k}{2}} - d\right| > \varepsilon\right) \leq e^{-\varepsilon^2 k/8}.$$

Legyenek v_1 véletlen pont $V(G)$ -ben, v_2 véletlen pont $V(G) \setminus \{v_1\}$ -ben, stb. v_k véletlen pont $V(G) \setminus \{v_1, \dots, v_{k-1}\}$ -ben, és $S = \{v_1, \dots, v_k\}$. Legyen

$$X_m = \frac{1}{k-1} \mathbb{E}(|E(G[S])| \mid v_1, \dots, v_m).$$

Ekkor X_0, X_1, \dots, X_k martingál, és

$$|X_{m+1} - X_m| \leq 1.$$

Továbbá $X_0 = d \frac{k}{2}$. Így Azuma egyenlőtlensége szerint

$$\mathbb{P} \left(\left| \frac{|E(G[S])|}{\binom{k}{2}} - d \right| > \varepsilon \right) = \mathbb{P} \left(|X_k - X_0| > \varepsilon \frac{k}{2} \right) < \exp \left(-\frac{\varepsilon^2 k}{8} \right).$$

4.9 MEGJEGYZÉS. Választhatnánk a v_1, v_2, \dots, v_k csúcsokat egymástól függetlenül, és alkalmazhatnánk a 4.6 Következmenyt. Ekkor azonban egy maradéktagot kellene külön megbecsülnünk, amit abból kapunk, hogy két v_i egybeesik.

4.3.3 Véletlen részgráf kromatikus száma

4.10 TÉTEL. Minden G gráfhoz és $1 \leq k \leq |V(G)|$ egész számhoz van olyan $s = s(G, k)$ szám, hogy a $V(G)$ egy véletlen k elemű S részhalmazára

$$\mathbb{P}(|\chi(G[S]) - s| > \varepsilon k) \leq e^{-\varepsilon^2 k/2}.$$

Konkrétan $s = \mathbb{E}(\chi(G[S]))$, de erről nehéz a definíciónál többet mondani. Legyen $v_1, v_2 \dots$ mint fentebb, és legyen

$$X_m = \mathbb{E}(\chi(G[S]) \mid v_1, \dots, v_m).$$

Ekkor X_0, X_1, \dots, X_k martingál, és

$$|X_{m+1} - X_m| \leq 1.$$

Így Azuma egyenlőtlensége szerint

$$\mathbb{P}(|X_k - X_0| > \varepsilon k) < e^{-\varepsilon^2 k/2}.$$

4.3.4 Véletlen gráf maximális teljes részgráfja II

Legyen k_0 a legkisebb olyan egész szám, melyre

$$\binom{n}{k_0} 2^{-\binom{k_0}{2}} \leq 1.$$

4.11 TÉTEL. Legyen $k = k_0 - 3$. Ekkor $G = G(n, 1/2)$ -re teljesül, hogy

$$\mathbb{P}(\omega(G) < k) \leq \exp\left(\frac{-n^2}{64k^8}\right).$$

Bizonyítás. Legyen N a teljes k -asok száma G -ben, legyen M az olyan $\{X, Y\}$ párok száma, melyekre $X, Y \subseteq V(G)$, $|X| = |Y|$ és $|X \cap Y| \geq 2$, és legyen A az élidegen teljes k -asok maximális száma G -ben. Nyilvánvaló, hogy $\mathbb{P}(\omega(G) < k) = \mathbb{P}(N = 0) = \mathbb{P}(A = 0)$. A $\mathbb{P}(N = 0)$ valószínűsége felső becslést kaphatunk a Második Momentum Módszerrel, de ez nem elég éles.

Az Azuma egyenlőtlenség 4.6 következményét alkalmazzuk az

$$A = \alpha(X_{12}, X_{13}, \dots, X_{n-1,n})$$

függvényre, ahol X_{ij} annak az indikátora, hogy i és j össze vannak-e kötve G -ben. Nyilvánvaló, hogy egy X_{ij} -t megváltoztatva, $\alpha(X_{12}, X_{13}, \dots, X_{n-1,n})$ legfeljebb 1-gyel változik. (Emiatt használjuk A -t, és nem N -et, ami sokkal többet tud változni.) Legyen $a = \mathbf{E}(A)$, $n_0 = \mathbf{E}(N)$, $m_0 = \mathbf{E}(M)$, akkor

$$\mathbf{P}(A = 0) = \mathbf{P}(A - \mathbf{E}(A) \leq -a) \leq \exp\left(-\frac{a^2}{n(n-1)}\right).$$

Itt a -t alulról kell becsülnünk. Ehhez a 2.1 Állítást használjuk. Legyen \mathcal{G} az a gráf, melynek csúcsai a teljes k -asok, és kettő akkor van összekötve, ha van közös élük. Ekkor $N = |V(\mathcal{G})|$, $M = |E(\mathcal{G})|$, $A = \alpha(\mathcal{G})$, és így minden $0 \leq q \leq 1$ esetén $A \geq qN - q^2M$, és várható értéket véve $a \geq qn_0 - q^2m_0$. Így a $q = \frac{n_0}{2m_0}$ választással (amiről majd ellenőrizni kell, hogy legfeljebb 1), azt kapjuk, hogy

$$a \geq \frac{n_0^2}{4m_0}.$$

Itt

$$n_0 = \binom{n}{k} 2^{-\binom{k}{2}} \quad \text{és} \quad m_0 = \frac{1}{2} \sum_{i=2}^{k-1} \binom{n}{k} \binom{k}{i} \binom{n-k}{k-i} 2^{-2\binom{k}{2} + \binom{i}{2}}$$

A 3.3 tétel bizonyításához hasonló módon kiszámítható, hogy

$$\frac{1}{8} k^4 n_0 \leq m_0 \leq \frac{2k^4}{n^2} n_0^2.$$

Innen $q < 1$ és $a \geq \frac{n_0^2}{8k^4}$, és ezt helyettesítve, és azt használva, hogy $k \sim 2 \log n$, a tétel következik. \square

4.3.5 Véletlen gráf kromatikus száma

4.12 TÉTEL. Legyen $n \geq 1$ egész, $p \in [0, 1]$ és $G = G(n, p)$. Ekkor van olyan $c > 0$, hogy

$$\mathbf{P}(|\chi(G) - c| > \lambda \sqrt{n-1}) < 2e^{-\lambda^2/2}.$$

De mi ez a c érték? A 4.11 tételből levezethető:

4.13 KÖVETKEZMÉNY. Minden $\varepsilon > 0$ -ra

$$\mathbf{P}\left(\left|\chi(G) - \frac{n}{2 \log n}\right| > \varepsilon \frac{n}{2 \log n}\right) = o(n).$$

5 Lokális Lemma

5.1 TÉTEL. Legyenek A_1, \dots, A_n események, és tegyük föl, hogy minden A_i -hez van $n - d - 1$ másik esemény úgy, hogy azoktól A_i teljesen független. Tegyük föl, hogy $\mathbb{P}(A_i) \leq 1/(e(d+1))$ minden i -re. Ekkor $\mathbb{P}(\bar{A}_1 \wedge \dots \wedge \bar{A}_n) > 0$.

Általánosabb alakja:

5.2 TÉTEL. Legyenek A_1, \dots, A_n események, és tegyük föl, hogy vannak olyan $x_1, \dots, x_n \in (0, 1)$ valós számok, és minden i -hez van olyan $S_i \subseteq \{1, \dots, n\} \setminus \{i\}$, hogy minden $S \subseteq S_i$ -re

$$\mathbb{P}\left(A_i \mid \bigwedge_{j \in S} \bar{A}_j\right) \leq x_i \prod_{j \notin S_i} (1 - x_j).$$

Ekkor

$$\mathbb{P}(\bar{A}_1 \wedge \dots \wedge \bar{A}_n) \geq \prod_{j=1}^n (1 - x_j) > 0.$$

A bevezető alakon kívül még két következményt érdemes megfogalmazni:

5.3 KÖVETKEZMÉNY. Legyenek A_1, \dots, A_n események, és tegyük föl, hogy minden i -hez van olyan $S_i \subseteq \{1, \dots, n\} \setminus \{i\}$, $|S_i| = n - d - 1$, hogy minden $S \subseteq S_i$ -re

$$\mathbb{P}\left(A_i \mid \bigwedge_{j \in S} \bar{A}_j\right) \leq \frac{1}{e(d+1)}.$$

Ekkor

$$\mathbb{P}(\bar{A}_1 \wedge \dots \wedge \bar{A}_n) > 0.$$

5.4 KÖVETKEZMÉNY. Legyenek A_1, \dots, A_n események, és tegyük föl, hogy minden i -hez van olyan $S_i \subseteq \{1, \dots, n\} \setminus \{i\}$, hogy A_i teljesen független az $\{A_j : j \in S_i\}$ eseményektől, továbbá

$$\sum_{j \notin S_i} \mathbb{P}(A_j) \leq \frac{1}{4}.$$

Ekkor

$$\mathbb{P}(\bar{A}_1 \wedge \dots \wedge \bar{A}_n) > 0.$$

5.5 MEGJEGYZÉS. A függetlenségi feltételt gyakran úgy adjuk meg, hogy definiálunk a $V = \{1, \dots, n\}$ egy gráfot, melyre az áll, hogy minden i csúcsra az A_i esemény teljesen független az $\{A_j : j \in V \setminus N(i) \setminus \{i\}\}$ eseményektől (figyelem: nem csak külön-külön mindegyiktől!).

5.1 Brooks tétel hipergráfra

5.6 TÉTEL. Ha egy k -uniform hipergráfban minden él legfeljebb 2^{k-3} másik élt metsz, akkor a hipergráf 2 színnel színezhető.

5.7 KÖVETKEZMÉNY. Ha egy k -uniform hipergráfban minden pont foka legfeljebb $2^{k-3}/k$, akkor a hipergráf 2 színnel színezhető.

5.8 KÖVETKEZMÉNY. Ha egy k -uniform hipergráfban bármely két élnek legfeljebb egy közös pontja van, és éleinek száma legfeljebb $4^{k-4}/k^3$, akkor a hipergráf 2 színnel színezhető.

5.2 k -val osztható hosszúságú irányított kör

Könnyű bebizonyítani, hogy ha egy gráfban minden befok legalább δ , akkor van benne legalább $\delta + 1$ hosszúságú irányított kör. Mi mondható még a körök hosszáról?

5.9 TÉTEL. Legyen G irányított gráf, legyen a maximális kifok Δ és a minimális befok δ . Ekkor minden $1 \leq k \leq \delta/(1 + \ln(1 + \delta\Delta))$ egész számra van G -ben olyan irányított kör, melynek hossza osztható k -val.

5.3 Fedések felbontása

5.10 TÉTEL. Legyen \mathcal{H} olyan hipergráf, melyben minden pont foka legalább k , és minden pontra a pontot tartalmazó élek uniója legfeljebb 2^{k-3} elemű. Ekkor \mathcal{H} felbontható két olyan hipergráf uniójára, melyek mindegyike minden csúcsot lefed.

5.11 KÖVETKEZMÉNY. Ha \mathcal{F} nyílt egységkörök olyan halmaza, mely minden pontot legalább k -szor és legfeljebb $2^{k/2-6}$ -szorosan fednek le, akkor \mathcal{F} felbontható két olyan halmaz uniójára, melyek mindegyike minden pontot lefed.

5.4 *Latin transzverzális

5.12 TÉTEL. (ERDŐS–SPENCER) Legyen A olyan $n \times n$ mátrix, melyben minden elem legfeljebb $(n-1)/(4e)$ -szer fordul elő. Ekkor van olyan π permutáció, hogy az $a_{i\pi(i)}$ elemek mind különbözőek.

6 Vapnik-Cservonenkisz dimenzió

6.1 Lefogás és törtlefogás

Legyen (V, \mathcal{H}) egy hipergráf, $n = |V|$, $m = |\mathcal{H}|$. A

$$\begin{aligned} & \text{minimize} && \sum_{i \in V} x_i \\ & \text{subject to} && x_i \geq 0 \quad (i \in V) \\ & && \sum_{i \in E} x_i \geq 1 \quad (E \in \mathcal{H}). \end{aligned} \tag{4}$$

linearis program minden megoldását *tört-lefogó halmaznak*, a program optimális értékét a *törtlefogási számnak* nevezzük, és $\tau^* = \tau^*(\mathcal{H})$ -val jelöljük. Nyilvánvaló, hogy τ^* alsó korlátot ad a lefogó pontok minimális $\tau(\mathcal{H})$ számára. Kérdés, hogy mennyire éles ez a korlát, és egy optimális törtlefogásból (ami polinomiális időben kiszámítható) megkonstruálható-e egy közelítő egész megoldás.

Tekintsük (4) egy optimális x megoldását, és legyen $p_i = x_i/\tau^*$. Ekkor $(p_i : i \in V)$ egy valószínűségeloszlás V -n, melyben minden $E \in \mathcal{H}$ él valószínűsége legalább $1/\tau^*$.

Két (nem lényegesen különböző) módon próbálhatunk meg ebből lefogó halmazt konstruálni:

(a) Generáljunk v_1, v_2, \dots csúcsokat a p eloszlásból, és álljunk meg, ha minden él le van fogva.

(b) Minden csúcsról egymástól függetlenül cp_i valószínűséggel eldöntjük, hogy ki akarjuk-e választani, és reménykedünk abban, hogy a kiválasztott pontok minden élt lefognak.

Az (a) változatban könnyen látható, hogy nagy valószínűséggel polinomiális számú lépés után megállunk. Legyen T_{rand} az így megkonstruált (véletlen) lefogó halmaz mérete.

Egy rögzített A élre, annak a valószínűsége, hogy az első t kiválasztott pont nem fogja le,

$$\left(1 - \frac{1}{\tau^*}\right)^t < e^{-t/\tau^*}.$$

Így

$$\mathbb{P}(T_{\text{rand}} > t) < me^{-t/\tau^*},$$

és ha $t > \tau^* \ln(2m)$, akkor nagyobb, mint $1/2$ annak a valószínűsége, hogy minden élt lefognak, vagyis $1/2$ -nél nagyobb valószínűséggel

$$T_{\text{rand}} \leq \tau^* \ln(2m) \leq \tau \ln(2m). \quad (5)$$

Jobb becslést kapunk, ha a Lokális Lemmát alkalmazzuk, 5.3 változatában. Tegyük fel, hogy \mathcal{H} minden éle legfeljebb D másik élt metsz. Legyen $S = \{v_1, \dots, v_t\}$, és legyenek a „rossz” események azok, hogy S nem fog le egy adott élt. Ha

$$De^{-t/\tau^*} < \frac{1}{4},$$

akkor a Lokális Lemma szerint pozitív valószínűséggel minden él le lesz fogva. Továbbá,

$$\mathbb{E}(|S|) \leq \tau^* \ln(4D) \leq \tau \ln(4D). \quad (6)$$

Algoritmikus szempontból ez a becslés sem igazán érdekes, mert a mohó algoritmus kicsit jobb korlátot ad, igen gyors algoritmussal együtt:

6.1 ÁLLÍTÁS. *Ha egy H hipergráf maximális foka D , akkor a mohó algoritmus által adott T_{moho} lefogó halmazra*

$$|T_{\text{moho}}| \leq \left(1 + \frac{1}{2} + \dots + \frac{1}{D}\right) \tau^*(H).$$

6.2 Becslés a Vapnik-Cservonenkisz dimenzió alapján

Egy H hipergráf *Vapnik-Cservonenkisz dimenziója* az a legnagyobb k egész szám, melyre van olyan $S \subseteq V(H)$, $|S| = k$, hogy minden $X \subseteq S$ halmazhoz van olyan $A \in H$, melyre $X = S \cap A$.

6.2 LEMMA. (SAUER–SHELAH) *Ha H Vapnik-Cservonenkisz dimenziója k , akkor $|H| \leq 1 + n + \dots + \binom{n}{k}$.*

6.3 TÉTEL. *Ha egy H hipergráf Vapnik-Cservonenkisz dimenziója k , akkor*

$$T_{\text{rand}} \leq 8k\tau^*(H) \log(k\tau^*(H)).$$

Legyen $t = \lceil 8k\tau^*(H) \log(k\tau^*(H)) \rceil$ és $s = \lceil 4k \log(k\tau^*(H)) \rceil$. Legyen p annak a valószínűsége, hogy van olyan A él, melyet $\{v_1, \dots, v_t\}$ nem metsz. Annak a B eseménynek a valószínűségét fogjuk kétféleképpen megbecsülni, hogy van olyan A él, melyet $\{v_1, \dots, v_t\}$ nem metsz, de $\{v_{t+1}, \dots, v_{2t}\}$ legalább s pontban metsz.

Tegyük föl, hogy van olyan A él, melyet $\{v_1, \dots, v_t\}$ nem metsz. Csebisev Egyenlőtlensége szerint

$$\mathbb{P}\left(|E \cap \{v_{t+1}, \dots, v_{2t}\}| \leq s\right) < \frac{1}{2}.$$

Így

$$\mathbb{P}(B) > \frac{1}{2}p. \tag{7}$$

Másrészt, a B esemény valószínűsége nem változik, ha a $\{v_1, \dots, v_{2t}\}$ pontokat véletlenszerűen permutáljuk. Ha egy $A \in \mathcal{H}$ legalább s pontot tartalmaz $\{v_1, \dots, v_{2t}\}$ -ből, akkor annak a valószínűsége hogy a permutáció után ezek közül mind a második felében lesz

$$\frac{\binom{2t-s}{t}}{\binom{2t}{t}} \leq \left(1 - \frac{s}{2t}\right)^t < e^{-s/2}.$$

Ezt a korlátot nem kell minden $A \in \mathcal{H}$ élre összeadni, hanem csak olyanokra, melyeknek a $\{v_1, \dots, v_{2t}\}$ halmazzal különböző metszeteket adnak. Az ilyenek száma a 6.2 Lemma szerint legfeljebb

$$\binom{2t}{d} + \binom{2t}{d-1} + \dots + 1 < (2t)^d.$$

Így

$$\mathbb{P}(B) = (2N)^d e^{-s/2} < 1/4$$

(7)-gyel összevetve adódik, hogy $p \leq 1/2$.

Kicsit gondosabb számolás azt mutatja, hogy legalább $1/2$ valószínűséggel $T_{\text{rand}} = O(k\tau^* \log \tau^*)$.

6.3 ε -hálók és ε -minták

Legyen (V, \mathcal{H}) egy hipergráf és $\varepsilon > 0$. Egy $S \subseteq V$ halmaz ε -háló, ha bármely $A \in \mathcal{H}$, $|A| > \varepsilon|V|$ halmazt metsz. Egy $S \subseteq V$ halmaz ε -minta, ha bármely $A \in \mathcal{H}$ halmazra

$$\left| \frac{|A \cap S|}{|S|} - \frac{|A|}{|V|} \right| \leq \varepsilon.$$

6.4 KÖVETKEZMÉNY. Legyen \mathcal{H} Vapnik-Cservonenkisz-dimenziója k , ekkor minden $\varepsilon > 0$ -ra van (V, \mathcal{H}) -ban olyan S ε -háló, melyre

$$|S| \leq 8 \frac{k}{\varepsilon} \ln \frac{k}{\varepsilon}.$$

A fenti bizonyítás módosításával belátható:

6.5 KÖVETKEZMÉNY. Legyen \mathcal{H} Vapnik-Cservonenkisz-dimenziója k , ekkor minden $\varepsilon > 0$ -ra van (V, \mathcal{H}) -ban olyan S ε -minta, hogy

$$|S| \leq \text{const} \frac{k}{\varepsilon^2} \ln \frac{k}{\varepsilon}.$$

6.6 KÖVETKEZMÉNY. Legyen V egy n elemű pontthalmaz a síkban. Ekkor van olyan $S \subseteq V$ halmaz, hogy minden T háromszögre

$$\left| \frac{|T \cap S|}{|S|} - \frac{|T \cap V|}{|V|} \right| \leq \varepsilon,$$

és

$$|S| \leq \text{const} \frac{1}{\varepsilon^2} \ln \frac{1}{\varepsilon}.$$

6.7 KÖVETKEZMÉNY. Legyen $f : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}_+$ olyan integrálható függvény, melyre $\int f = 1$. Ekkor van olyan $S \subseteq \mathbb{R}^2$ véges halmaz, melyre minden T háromszögre

$$\left| \int_T f - \frac{|T \cap S|}{|S|} \right| \leq \varepsilon,$$

és

$$|S| \leq \text{const} \frac{1}{\varepsilon^2} \ln \frac{1}{\varepsilon}.$$

7 *Szitamódszerek

Legyenek A_1, \dots, A_n tetszőleges események. Minden $I \subseteq [n] = \{1, \dots, n\}$ halmazra legyen $A_I = \bigwedge_{i \in I} A_i$. A szitaformula szerint

$$\mathbb{P}(\bar{A}_1 \wedge \dots \wedge \bar{A}_n) = \sum_{I \subseteq [n]} (-1)^{|I|} \mathbb{P}(A_I).$$

7.1 Bonferoni egyenlőtlenségek

Legyen $k \geq 0$ egész. Ha k páros, akkor

$$\mathbb{P}(\bar{A}_1 \wedge \cdots \wedge \bar{A}_n) \leq \sum_{|I| \leq k} (-1)^{|I|} \mathbb{P}(A_I), \quad (8)$$

míg ha k páratlan, akkor

$$\mathbb{P}(\bar{A}_1 \wedge \cdots \wedge \bar{A}_n) \geq \sum_{|I| \leq k} (-1)^{|I|} \mathbb{P}(A_I). \quad (9)$$

7.2 Brunn szita

Legyen $f(k) \geq 0$ tetszőleges egészértékű függvény az $\{1, \dots, n\}$ halmazon, és legyen

$$\mathcal{I} = \{I \subseteq \{1, \dots, n\} : |I \cap \{1, \dots, k\}| \leq 2f(k), k = 1, \dots, n\}.$$

Ekkor

$$\mathbb{P}(\bar{A}_1 \wedge \cdots \wedge \bar{A}_n) \leq \sum_{I \in \mathcal{I}} (-1)^{|I|} \mathbb{P}(A_I).$$

7.3 Selberg szita

7.1 LEMMA. Minden $I \subseteq [n]$ részhalmazhoz legyen λ_I egy valós szám, továbbá $\lambda_\emptyset = 1$. Ekkor

$$\mathbb{P}(\bar{A}_1 \wedge \cdots \wedge \bar{A}_n) \leq \sum_{I, J \subseteq \{1, \dots, n\}} \lambda_I \lambda_J \mathbb{P}(A_{I \cup J}). \quad (10)$$

Megjegyezzük, hogy $\lambda_I = (-1)^{|I|}$ választással az egyenlőség teljesül.

Legyen $0 < a_i < 1$, $b_i = 1 - a_i$, $a_I = \prod_{i \in I} a_i$ és $b_I = \prod_{i \in I} b_i$. Minden $\mathcal{A} \subseteq 2^{[n]}$ halmazrendszerre és $J \subseteq [n]$ halmazra legyen

$$\mathcal{A}/J = \{I \subseteq [n] \setminus J : I \cup J \in \mathcal{A}\}, \quad Q_{\mathcal{A}} = \sum_{I \in \mathcal{A}} \frac{a_I}{b_I}, \quad Q_J = Q_{\mathcal{A}/J} = \sum_{\substack{I \subseteq [n] \setminus J \\ I \cup J \in \mathcal{A}}} \frac{a_I}{b_I}.$$

Megjegyezzük, hogy $\mathcal{A}/J \subseteq \mathcal{A}$, így $Q_{\mathcal{A}/J} \leq Q_{\mathcal{A}}$.

7.2 LEMMA. Legyen $\mathcal{A} \subseteq 2^{[n]}$ egy leszálló halmazrendszer. Ekkor

$$\sum_{I, J \in \mathcal{A}} \lambda_I \lambda_J a_{I \cup J} \quad (11)$$

minimuma a $\lambda_\emptyset = 1$ feltétel mellett $1/Q_{\mathcal{A}}$, amit a

$$\lambda_I = (-1)^{|I|} \frac{Q_{\mathcal{A}/I}}{b_I Q_{\mathcal{A}}} \quad (12)$$

választás ad.

Bizonyítás. Alakítsuk át (11)-et:

$$\begin{aligned} \sum_{I,J} \lambda_I \lambda_J a_{I \cup J} &= \sum_{I,J} \lambda_I \lambda_J \frac{a_I a_J}{a_{I \cap J}} = \sum_{I,J} \lambda_I \lambda_J a_I a_J \sum_{K \subseteq I \cap J} \frac{b_K}{a_K} \\ &= \sum_K \frac{b_K}{a_K} \sum_{K \subseteq I} \sum_{J \supseteq K} \lambda_I \lambda_J a_I a_J = \sum_K \frac{b_K}{a_K} \left(\sum_{I \supseteq K} a_I \lambda_I \right)^2 = \sum_K \frac{b_K}{a_K} \mu_K^2, \end{aligned}$$

ahol

$$\mu_K = \sum_{I \supseteq K} a_I \lambda_I. \quad (13)$$

Itt λ_I -t kifejezhetjük a μ_K -kkal:

$$\lambda_I = \frac{1}{a_I} \sum_{K \supseteq I} (-1)^{|K-I|} \mu_K, \quad (14)$$

mert a μ_K -k nyilvánvalóan meghatározzák a λ_I -ket és a (14) által definiált λ_I -k kielégítik (13)-et. A (13) és (14) egyenletekből következik, hogy $\lambda_I = 0$ minden $I \notin \mathcal{A}$ -ra akkor és csak akkor, ha $\mu_I = 0$ minden $I \notin \mathcal{A}$ -ra. Így (11) minimuma a $\lambda_\emptyset = 1$ feltétel mellett ugyanaz, mint

$$\sum_{K \in \mathcal{A}} \frac{b_K}{a_K} \mu_K^2 \quad (15)$$

minimuma a

$$\sum_{K \in \mathcal{A}} (-1)^{|K|} \mu_K = 1 \quad (16)$$

feltétel mellett. Tovább alakítva

$$\sum_{K \in \mathcal{A}} \frac{b_K}{a_K} \mu_K^2 = \sum_{K \in \mathcal{A}} \frac{a_K}{b_K} \left(\frac{b_K}{a_K} \mu_K - \frac{(-1)^{|K|}}{Q_{\mathcal{A}}} \right)^2 + \frac{1}{Q_{\mathcal{A}}}. \quad (17)$$

Mivel

$$\mu_K = \frac{(-1)^{|K|}}{Q_{\mathcal{A}}} \cdot \frac{a_K}{b_K} \quad (18)$$

a változóknak egy olyan választása, mely minimalizálja (17) jobboldalát, és ugyanakkor kielégíti a (16) feltételt, azt kapjuk, hogy a (15) minimuma $1/Q_{\mathcal{A}}$ és (18) adja a μ -k optimális választását. Ebből (14) alapján λ_I értéke is könnyen adódik. \square

7.3 KÖVETKEZMÉNY. Legyen $\mathcal{A} \subseteq 2^{[n]}$ egy leszálló halmazrendszer és $\varepsilon > 0$. Tegyük fel, hogy minden $K \in \mathcal{A}$ halmazra $|\mathbb{P}(A_K) - a_K| < \varepsilon$. Ekkor

$$\mathbb{P}(\bar{A}_1 \dots \bar{A}_n) \leq \frac{1}{Q_{\mathcal{A}}} + \varepsilon \left(\sum_{I \in \mathcal{A}} \frac{Q_I}{Q_{\mathcal{A}_I}} \right)^2.$$

Bizonyítás. Legyen $P(A_K) = a_K + r_K$, ahol $|r_K| \leq \varepsilon$, és legyen λ a (12) szerint választva. Ekkor a 7.1 Lemma szerint

$$P(\bar{A}_1 \dots \bar{A}_n) \leq \sum_{I, J \subseteq \{1, \dots, n\}} \lambda_I \lambda_J P(A_{I \cup J}) = \sum_{I, J \subseteq \{1, \dots, n\}} \lambda_I \lambda_J a_{I \cup J} + \sum_{I, J \subseteq \{1, \dots, n\}} \lambda_I \lambda_J r_{I \cup J}.$$

Itt a 7.2 Lemma szerint az első tag $\frac{1}{Q_A}$, a második pedig így becsülhető:

$$\left| \sum_{I, J \subseteq \{1, \dots, n\}} \lambda_I \lambda_J r_{I \cup J} \right| \leq \varepsilon \sum_{I, J \subseteq \{1, \dots, n\}} |\lambda_I| \cdot |\lambda_J| = \varepsilon \left(\sum_{I \subseteq \{1, \dots, n\}} |\lambda_I| \right)^2.$$

Innen (12) alapján következik a Lemma. □

Megjegyezzük, hogy a maradéktag így alakítható át:

$$\sum_{I \in \mathcal{A}} \frac{Q_I}{Q_A b_I} = \frac{1}{Q_A} \sum_{I \in \mathcal{A}} \sum_{\substack{K \supseteq I \\ K \in \mathcal{A}}} \frac{a_{K \setminus I}}{b_K} = \frac{1}{Q_A} \sum_{K \in \mathcal{A}} \frac{1}{b_K} \sum_{I \subseteq K} a_{K \setminus I} = \frac{1}{Q_A} \sum_{K \in \mathcal{A}} \prod_{i \in K} \frac{1 + a_i}{1 - a_i}.$$

7.4 KÖVETKEZMÉNY. Legyen $\varepsilon, \delta > 0$, és tegyük fel, hogy az előző következmény feltételei mellett

$$\prod_{i \in K} \left(1 + \frac{1}{a_i} \right) \leq C$$

minden $I \in \mathcal{A}$ halmazra. Ekkor

$$P(\bar{A}_1 \dots \bar{A}_n) \leq \frac{1}{Q_A} + \varepsilon C^2.$$

Bizonyítás. A 7.3 Következménybeli maradéktagot kell becsülnünk:

$$\sum_{K \in \mathcal{A}} \prod_{i \in K} \frac{1 + a_i}{1 - a_i} = \sum_{K \in \mathcal{A}} \prod_{i \in K} \left(1 + \frac{1}{a_i} \right) \frac{a_i}{1 - a_i} \leq a \sum_{K \in \mathcal{A}} \prod_{i \in K} \frac{a_i}{1 - a_i} = C Q_A,$$

és így a maradéktag legfeljebb εC^2 . □

Alkalmazásként bebizonyítjuk a következő számelméleti tételt:

7.5 KÖVETKEZMÉNY. Minden elég nagy x számra

$$\pi(x) \leq 4 \frac{x}{\ln x}.$$

Bizonyítás. Legyenek p_1, \dots, p_n a \sqrt{x} -nél nem nagyobb prímszámok, és a korábbiakhoz hasonlóan legyen $p_K = \prod_{i \in K} p_i$. Legyen $a_i = 1/p_i$. Legyen $M = \lfloor x^{2/5} \rfloor$, és legyen $\mathcal{A} = \{K \subseteq [n] : p_K \leq M\}$. Legyen z az $[x]$ halmazból egyenletes eloszlás szerint választott véletlen szám, és jelölje A_i azt az eseményt, hogy $p_i \mid z$. Ekkor

$$P(\bar{A}_1 \dots \bar{A}_n) = P(z \text{ prím}, z > \sqrt{x}) = \frac{\pi(x) - \pi(\sqrt{x})}{x},$$

és így

$$\pi(x) = \mathbb{P}(\bar{A}_1 \dots \bar{A}_n)x + O(\sqrt{x}). \quad (19)$$

A 7.4 Következmenyt alkalmazzuk. Minden $K \subseteq [n]$ halmazra

$$\mathbb{P}(A_K) = \mathbb{P}(p_K | z) = \frac{1}{x} \lfloor \frac{x}{p_K} \rfloor,$$

és így

$$|\mathbb{P}(A_K) - a_K| < \frac{1}{x}$$

minden $K \subseteq [n]$ halmazra. Továbbá ha $K \in \mathcal{A}$, akkor

$$\prod_{i \in K} \left(1 + \frac{1}{a_i}\right) = \prod_{i \in K} (1 + p_i) \leq M \prod_{i \in K} \left(1 + \frac{1}{p_i}\right) < M \exp\left(\sum_{i \in K} \frac{1}{p_i}\right).$$

Itt

$$\sum_{i \in K} \frac{1}{p_i} \leq \sum_{p < M} \frac{1}{p} < \ln \ln x,$$

és így

$$\prod_{i \in K} \left(1 + \frac{1}{a_i}\right) < M \exp(\ln \ln x) \leq x^{1/3} \ln x.$$

Tehát a 7.4 Következmeny feltételei teljesülnek $\varepsilon = 1/x$ és $C = x^{1/3} \ln x$ választással, és ezért

$$\mathbb{P}(\bar{A}_1 \dots \bar{A}_n) \leq \frac{1}{Q_{\mathcal{A}}} + \frac{1}{x} x^{2/3} (\ln x)^2 = \frac{1}{Q_{\mathcal{A}}} + x^{-1/3} (\ln x)^2.$$

Az első tag becsléséhez

$$Q = \sum_{K \in \mathcal{A}} \frac{a_K}{b_K} = \sum_{K \in \mathcal{A}} \prod_{i \in K} \frac{a_i}{1 - a_i} = \sum_{K \in \mathcal{A}} \prod_{i \in K} (a_i + a_i^2 + \dots) = \sum_{K \in \mathcal{A}} \prod_{i \in K} \left(\frac{1}{p_i} + \frac{1}{p_i^2} + \dots\right).$$

Az utóbbi szorzatot kifejtve, $\frac{1}{k}$ alakú tagokat kapunk, és biztosan megkapunk minden olyan tagot, melyben $k \leq M$. Így

$$Q_{\mathcal{A}} \geq \sum_{k=1}^M \frac{1}{k} > \frac{1}{3} \ln x.$$

Így

$$\frac{1}{Q_{\mathcal{A}}} + x^{-1/3} (\ln x)^2 \leq \frac{3}{\ln x} + x^{-1/3} (\ln x)^2 \leq \frac{3 + o(1)}{\ln x}.$$

Ebből (19) alapján

$$\pi(x) \leq \frac{(3 + o(1))x}{\ln x} + O(\sqrt{x}) = \frac{3 + o(1)x}{\ln x}.$$

□

7.6 MEGJEGYZÉS. 1. Gondosabb számolással a 4-es konstans $2 + o(1)$ -re csökkenthető. A Selberg-szítát használva a pontos $1 + o(1)$ is bizonyítható, de az sokkal bonyolultabban.

2. A $\pi(x) = O(x/\ln x)$ becslés a fenténél egyszerűbb elemi eszközökkel is bizonyítható (lásd pl. Erdős-Surányi [2]). A Selberg-szita azonban más irányú általánosításokhoz is használható, például a fenti bizonyításhoz hasonlóan levezethető a következő tétel.

7.7 KÖVETKEZMÉNY. Legyen $0 < l < k$, és legyen x a k -hoz képest elég nagy szám. Ekkor az $l, k + l, \dots, k(x - 1) + l$ számtani sorozatban előforduló prímek száma nem nagyobb, mint

$$3 \cdot \frac{k}{\varphi(k)} \cdot \frac{x}{\log x}.$$

8 Korrelációs egyenlőtlenségek

8.1 A 4-Függvény Tétel

Bármely S halmaz és $\mathcal{A}, \mathcal{B} \subseteq 2^S$ esetén legyen $\mathcal{A} \cup \mathcal{B} = \{A \cup B : A \in \mathcal{A}, B \in \mathcal{B}\}$, $\mathcal{A} \cap \mathcal{B} = \{A \cap B : A \in \mathcal{A}, B \in \mathcal{B}\}$ és $\mathcal{A} \setminus \mathcal{B} = \{A \setminus B : A \in \mathcal{A}, B \in \mathcal{B}\}$. Bármely $\alpha : 2^S \rightarrow \mathbb{R}_+$ függvényre legyen $\alpha(\mathcal{A}) = \sum_{A \in \mathcal{A}} \alpha(A)$.

8.1 TÉTEL. (AHLWEDE-DAYKIN 4-FÜGGVÉNY-TÉTELE) Legyen S véges halmaz és $\alpha, \beta, \gamma, \delta : 2^S \rightarrow \mathbb{R}_+$ olyan halmazfüggvények, melyekre

$$\alpha(A)\beta(B) \leq \gamma(A \cup B)\delta(A \cap B)$$

teljesül bármely két $A, B \subseteq S$ halmazra. Ekkor

$$\alpha(\mathcal{A})\beta(\mathcal{B}) \leq \gamma(\mathcal{A} \cup \mathcal{B})\delta(\mathcal{A} \cap \mathcal{B})$$

teljesül bármely két $\mathcal{A}, \mathcal{B} \subseteq 2^S$ halmazrendszerre.

8.2 KÖVETKEZMÉNY. Legyen L véges disztributív háló, és $\alpha, \beta, \gamma, \delta : L \rightarrow \mathbb{R}_+$ olyan függvények, melyekre

$$\alpha(x)\beta(y) \leq \gamma(x \vee y)\delta(x \wedge y)$$

teljesül bármely két $x, z \in L$ elemre. Ekkor

$$\alpha(X)\beta(Y) \leq \gamma(X \vee Y)\delta(X \wedge Y)$$

teljesül bármely két $X, Y \subseteq L$ halmazra.

(Itt $X \vee Y = \{x \vee y : x \in X, y \in Y\}$, és $\alpha(X) = \sum_{x \in X} \alpha(x)$ stb.)

8.3 KÖVETKEZMÉNY. Legyen L véges disztributív háló, és legyen $X, Y \subseteq L$. Ekkor

$$|X| \cdot |Y| \leq |X \vee Y| \cdot |X \wedge Y|.$$

8.4 KÖVETKEZMÉNY. (MARICA–SCHÖNHEIM) Legyen S véges halmaz és $\mathcal{H} \subseteq 2^S$. Ekkor

$$|\mathcal{H} \setminus \mathcal{H}| \geq |\mathcal{H}|.$$

8.5 TÉTEL. (KLEITMAN) Legyen S véges halmaz és legyen $\mathcal{A}, \mathcal{B} \subseteq 2^S$. Ha \mathcal{A}, \mathcal{B} mindkettő leszálló vagy fölszálló, akkor

$$|\mathcal{A} \cap \mathcal{B}| \geq 2^{-n} |\mathcal{A}| \cdot |\mathcal{B}|,$$

míg ha \mathcal{A}, \mathcal{B} egyike leszálló, másika fölszálló, akkor

$$|\mathcal{A} \cap \mathcal{B}| \leq 2^{-n} |\mathcal{A}| \cdot |\mathcal{B}|.$$

Ezt így is fogalmazhatjuk:

8.6 KÖVETKEZMÉNY. Legyen S véges halmaz, $\mathcal{A}, \mathcal{B} \subseteq 2^S$, és legyen X az S egy véletlen részhalmaza (egyenletesen választva az összes közül). Ha \mathcal{A}, \mathcal{B} mindkettő leszálló vagy fölszálló, akkor

$$P(X \in \mathcal{A}, X \in \mathcal{B}) \geq P(X \in \mathcal{A})P(X \in \mathcal{B}),$$

míg ha \mathcal{A}, \mathcal{B} egyike leszálló, másika fölszálló, akkor

$$P(X \in \mathcal{A}, X \in \mathcal{B}) \leq P(X \in \mathcal{A})P(X \in \mathcal{B}).$$

8.2 Az FKG Egyenlőtlenség

8.7 TÉTEL. (FORTUIN–KASTELEYN–GINIBRE) Legyen L véges disztributív háló, és $\mu : L \rightarrow \mathbb{R}_+$ olyan függvény, melyre

$$\mu(x)\mu(y) \leq \mu(x \vee y)\mu(x \wedge y)$$

teljesül bármely két $x, z \in L$ elemre (logszubmoduláris függvény). Ekkor bármely két monoton növekvő $f, g : L \rightarrow \mathbb{R}_+$ függvényre

$$\left(\sum_{x \in L} \mu(x)f(x) \right) \left(\sum_{x \in L} \mu(x)g(x) \right) \leq \left(\sum_{x \in L} \mu(x)f(x)g(x) \right) \left(\sum_{x \in L} \mu(x) \right).$$

Másszóval,

8.8 KÖVETKEZMÉNY. Legyen L véges disztributív háló, és $\mu : L \rightarrow \mathbb{R}_+$ olyan valószínűségeloszlás L -en, melyre

$$\mu(x)\mu(y) \leq \mu(x \vee y)\mu(x \wedge y)$$

teljesül bármely két $x, z \in L$ elemre. Legyen X véletlen pont a μ eloszlásból. Ekkor bármely két monoton növekvő $f, g : L \rightarrow \mathbb{R}_+$ függvényre

$$E(f(X))E(g(X)) \leq E(f(x)g(x)).$$

8.9 PÉLDA. Legyen G egy $n \times n$ -es négyzetrács. Töröljük el minden élét $1/2$ valószínűséggel, egymástól függetlenül. Legyen A az az esemény, hogy a bal aló sarokból a jobb felső sarokba vezet út a maradék gráfban. Legyen B ugyanez az esemény a másik két sarok között. Ekkor A és B pozitívan korreláltak az FKG egyenlőtlenség szerint: $P(A \wedge B) \geq P(A)P(B)$.

8.3 *Parciális rendezések lineáris kiterjesztései

Legyen (P, \leq) egy véges parciálisan rendezett halmaz, és legyen \mathcal{L} a lineáris kiterjesztéseinek halmaza. \mathcal{L} elemeit úgy is tekintjük, mint monoton bijektív $P \rightarrow \{1, \dots, |P|\}$ leképezéseket. Legyen \preceq egy véletlen lineáris kiterjesztés.

8.10 TÉTEL. *Bármely három $a, b, c \in P$ elemre*

$$P(a \preceq b, a \preceq c) \geq P(a \preceq b)P(a \preceq c).$$

9 Közelítő leszámlálás I: Elágazó leszámlálás

Legyen F k szintű gyökeres fa, melynek minden levele az alsó szinten van. Legyen N levele. Meg akarjuk becsülni N -t úgy, hogy a fát véletlen módszerrel lokálisan vizsgáljuk.

9.1 PÉLDA. Legyen G olyan gráf, melyben minden pont foka legfeljebb D , és legyen $k > D$. Ekkor Brooks tétele szerint G kiszínezhető k színnel, de hányféleképpen? Názvánvaló, hogy színezések száma $(k - D)^n$ és k^n között van. Legyen $p(G, k)$ a G gráf k színnel való színezéseinek száma ($k \in \mathbb{Z}_+$). Ennek pontos kiszámítása NP-nehéz.

Ezt a problémát a következőképpen írhatjuk le fával. Sorbarendezzük a csúcsokat. Kiindulunk az üres színezésből, ez a gyökér. Ezt k -féleképpen terjeszthetjük ki az első csúcsra, tehát k felé ágazunk. Általában az r -edik szint csúcsai a fában az első r csúcs összes legális színezésének felelnek meg, egy csúcs utódai pedig a színezés kiterjesztései. A levelek a $|V(G)|$ -edik szinten vannak, és számuk a színezések száma.

Minden u levélhez legyen P_u a gyökérből u -ba vezető út. Legyen X olyan véletlen levél, melyet úgy kapunk, hogy a gyökérből kiindulva minden pontban a lefelé menő élekből egyet egyenletes eloszlás szerint választunk, és azon lépünk lefelé („naív véletlen pont”). Legyen Y egyenletesen választott véletlen pont.

Minden gyökértől levélig vezető P útra legyen $d(P)$ a le-fokok szorzata (a levelet kivéve). Ekkor

$$P(X = u) = \frac{1}{d(P_u)}.$$

Innen következik, hogy

$$\sum_u \frac{1}{d(P_u)} = 1$$

és

$$\mathbb{E}(d(P_X)) = N.$$

A $d(P_X)$ valószínűségi változó szórása igen nagy lehet, ezért használhatóbbak az alábbi becslések:

9.2 LEMMA.

$$\mathbb{E}(\log d(P_X)) \leq \log N \leq \mathbb{E}(\log d(P_Y)).$$

Bizonyítás. Mivel $\log x$ konkáv, a Jensen egyenlőtlenség szerint

$$\mathbb{E}(\log d(P_Y)) = -\frac{1}{N} \sum_u \log \frac{1}{d(P_u)} \geq -\frac{1}{N} \cdot N \cdot \log \frac{1}{N} = \log N.$$

Másrészt $x \log x$ konvex, így

$$\mathbb{E}(\log d(P_X)) = -\sum_u \frac{1}{d(P_u)} \log \frac{1}{d(P_u)} \leq N \left(-\frac{1}{N} \log \frac{1}{N}\right) = \log N.$$

Megjegyzés: $\mathbb{E}(\log d(P_X))$ éppen az X entrópiája. □

9.1 Brézman tétele

9.3 TÉTEL. (BRÉGMAN) Legyenek d_1, \dots, d_n egy egyszerű páros G gráf „alsó” pontosztályának fokszámai. Ekkor G teljes párosításainak száma legfeljebb

$$(d_1!)^{1/d_1} \dots (d_n!)^{1/d_n}.$$

9.4 MEGJEGYZÉS. (a) Ha minden fok nagy, akkor ez jól közelíthető azzal, hogy $d_1 \dots d_n / e^n$. Ha a gráf d -reguláris, akkor ez $(d/e)^n$.

(b) Ha a gráf nem egyszerű, akkor csak a triviális $d_1 \dots d_n$ felső korlát mondható.

(c) V.ö. a Falikman–Jegoricsev tétellel: Ha egy gráf d -reguláris, akkor a teljes párosítások száma legalább $d^n n! / n^n \approx (d/e)^n$. Ennek Schrijver-től származó élesítése: a teljes párosítások száma legalább

$$\left(\frac{(d-1)^{d-1}}{d^{d-2}} \right)^n.$$

Bizonyítás. A 9.2 Lemma alkalmazásához vesszük az „alsó” pontok egy véletlen $\pi = (v_1, \dots, v_n)$ permutációját, és megkonstruáljuk a következő F_π fát: csúcsai azok a részleges párosítások, melyek kiterjeszthetők teljes párosítássá, és melyek v_1, \dots, v_k -t párosítják valamely k -ra; a szülőt pedig az utolsó párosítás-él elhagyásával kapjuk.

Minden M teljes párosítára, W minden π permutációjára, és minden $w \in W$ pontra jelölje $F(M, \pi, w)$ az M azon éleinek halmazát, melyekre w -t megelőző pontból indulnak ki, és legyen

$a(M, \pi, w)$ a w csúcs azon szomszédainak száma, melyek párja w -t nem előzi meg a permutációban.

Fontos észrevétel: az $F(M, \pi, w)$ részleges párosítás foka az F_π fában legfeljebb $a(M, \pi, w)$. Ezért bármely M teljes párosításra

$$\log d(P_M) = \sum_{w \in W} \log d_{F_\pi}(F(M, \pi, w)) \leq \sum_{w \in W} \log a(M, \pi, w).$$

Legyen Y egy egyenletes eloszlás szerint választott teljes párosítás. Ekkor

$$\log N \leq \mathbb{E}_Y(\log d(P_Y)) \leq \sum_{w \in W} \mathbb{E}_Y(\log a(F(Y, \pi, w))).$$

Vegyük a várható értéket minden π permutációra, akkor

$$\log N \leq \sum_{w \in W} \mathbb{E}_Y \mathbb{E}_\pi(\log a(F(Y, \pi, w))).$$

De egy véletlen π permutációban w szomszédaival párosított pontok közül a w egyforma valószínűséggel lesz első, második, \dots , $d(w)$ -edik, így

$$\mathbb{E}_\pi(\log a(F(Y, \pi, w))) = \frac{1}{d(w)} \sum_{j=1}^{d(w)} \log j = \frac{1}{d(w)} \log(d(w)!),$$

és így

$$\log N \leq \sum_{w \in W} \mathbb{E}_Y \left(\frac{1}{d(w)} \log(d(w)!) \right) = \sum_{w \in W} \frac{1}{d(w)} \log(d(w)!).$$

Ezzel Brégman tételét bebizonyítottuk. □

10 Közelítő leszámlálás II: a Markov lánc módszer

10.1 Közelítő leszámlálás és mintavétel ekvivalenciája

10.1 PÉLDA. (SZINEZÉSEK SZÁMA) Tekintsük egy G gráf k színnel való színezéseinek $p(G, k)$ számát. Ha egy élt elhagyva a maradék gráfhoz tudunk egy véletlen k -színezést generálni (közelítőleg) egyenletes eloszlás szerint, akkor ebből meg tudjuk mondani, hogy a színezések hányad része színezi egyformán az elhagyott él végpontjait, vagyis, hogy az élt elhagyva milyen tényezővel nő a k -színezések száma. Így rekurzíve meg tudjuk becsülni a k -színezések számát.

10.2 PÉLDA. (TELJES PÁROSÍTÁSOK SZÁMA) Legyen $\Phi(G)$ a G gráf teljes párosításainak száma. Ennek pontos kiszámítása NP-nehéz (sőt #P-teljes). Ha tudunk egy véletlen teljes párosítást generálni, (közelítőleg) egyenletes eloszlásból, akkor ebből meg tudjuk mondani, hogy a párosítások hányad része tartalmaz egy adott élt, vagyis, hogy az élt elhagyva, milyen tényezővel csökken a teljes párosítások száma. Így rekurzíve meg tudjuk becsülni a teljes párosítások számát.

10.3 PÉLDA. (LINEÁRIS KITERJESZTÉSEK SZÁMA) Legyen $P = (V, \leq)$ egy parciálisan rendezett véges halmaz, és legyen $\eta(P)$ a P parciális rendezés teljes rendezéssé való kiterjesztéseinek száma. Ennek pontos kiszámítása megint csak NP-nehéz. Ha tudunk egy véletlen kiterjesztést generálni (közelítőleg) egyenletes eloszlás szerint, akkor ebből meg tudjuk mondani, hogy a kiterjesztések hányad része rendez egy eredetileg nem összehasonlítható $x, y \in V$ párt egyik vagy másik sorrendben, vagyis, hogy mondjuk az $x < y$ relációt (és ennek minden következményét) a rendezéshez hozzávéve, milyen tényezővel csökken a kiterjesztések száma. Így rekurzíve meg tudjuk becsülni a kiterjesztések számát.

Mintavétel probléma: Adott egy S halmaz, válasszuk ki egyenletes eloszlás szerint egy elemét. Általánosabban, lehet az egyenletes helyett más eloszlást tekinteni. Az érdekes esetekben az S halmaz exponenciálisan nagy a leírásához szükséges adatok számához képest, és bonyolult szerkezetű (pl. lehet egy NP-beli feladat tanúinak halmaza).

10.2 Markov-láncok és bolyongás gráfokon

Olyan véges Markov láncot vizsgálunk egy V alaphalmazon, mely irreducibilis, vagyis minden $\emptyset \neq S \subset V$ halmazból vezet ki lépés. Irányítatlan gráfon való bolyongás esetén ez azt jelenti, hogy a gráf összefüggő.

Átmeneti mátrix: $M = (p_{ij})$. Irányítatlan gráfon való bolyongás esetén $p_{ij} = 1/d_i$. D -edfokú reguláris irányítatlan H gráfon való bolyongás esetén $M_{ij} = a_{ij}/D$, ahol $A = (a_{ij})$ a H gráf adjacencia mátrixa. Ha (v^0, v^1, \dots) egy bolyongás, akkor

$$P(v_{t+1} = j \mid v_t = i) = P(v_{t+1} = j \mid v_t = i, v_{t-1}, \dots) = M_{ij}.$$

Nyilván $M\mathbf{1} = \mathbf{1}$, tehát $\mathbf{1}$ M -nek jobboldali sajátvektora, a hozzátartozó sajátérték 1. Az 1-hez tartozó másik sajátvektor a *stacionárius eloszlás*: $M^T \pi = \pi$. A Peron-Frobenius tétel szerint $\pi > 0$. Bolyongás esetén $\pi_i = \frac{d_i}{2m}$. Legyen $\pi_0 = \min\{\pi_i : i \in V\}$.

Egy Markov lánc *reverzibilis*, ha $\pi_i p_{ij} = \pi_j p_{ji}$ minden i, j csúcspárra. Irányítatlan gráfon való bolyongás reverzibilis. Reverzibilis Markov lánc esetén M sajátértékei valósak: $1 = \lambda_1 > \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_n$. Szimmetrizált átmeneti mátrix: $N = D^{1/2} M D^{-1/2}$, ahol $D = \text{diag}(\pi_i)$.

Lusta bolyongás: $p_{ii} \geq 1/2$.

10.4 ÁLLÍTÁS. Ha H páros gráf, akkor $\lambda_n = -1$. Ha H nem páros gráf, akkor $\lambda_n > -1$.

Jelölés: $\mu = \max(|\lambda_2|, |\lambda_n|)$.

Legyen $(v^0, v^1, \dots, v^t, \dots)$ egy bolyongás, és legyen v^t eloszlása σ^t .

A bolyongással kapcsolatos sok kérdés közül csak a keveréssel (azaz a $\sigma^t \rightarrow \pi$ konvergencia sebességgel) foglalkozunk. Ennek becslésére több módszer is ismert.

10.3 Sajátérték-hézag

10.5 LEMMA. Bármely i csúcsból indulva, bármely $S \subseteq V$ halmazra

$$|\mathbb{P}(v^t \in S) - \pi(S)| \leq \sqrt{\frac{\pi(S)}{\pi_i}} \mu^t.$$

10.6 KÖVETKEZMÉNY. Ha egy gráf összefüggő és nem páros, akkor $\sigma^t \rightarrow \pi$.

10.7 KÖVETKEZMÉNY. Ha G n csúcsú, nem páros, összefüggő gráf, és $t \geq \ln n / ((1 - \mu)\varepsilon)$, akkor minden $S \subseteq V$ halmazra

$$\left| \mathbb{P}(v^t \in S \mid v^0 = i) - \pi(S) \right| \leq \varepsilon.$$

Bizonyítás. Legyen $\{v_1, \dots, v_p\}$ egy M sajátvektoraiból álló ortonormált bázis, $Mv_i = \lambda_i v_i$. Ekkor

$$M = \sum_{k=1}^p \lambda_k v_k v_k^\top,$$

és így

$$|\mathbb{P}(v^t = j \mid v^0 = i)| = e_i^\top M^t e_j = \sum_{k=1}^p \lambda_k^t (v_k^\top e_i)(v_k^\top e_j).$$

Mivel $v_1 = (1/\sqrt{p})\mathbf{1}$, itt a $k = 1$ -nek megfelelő tag

$$\lambda_1^t (v_1^\top e_i)(v_1^\top e_j) = \frac{1}{p}.$$

A többi tag így becsülhető:

$$\left| \sum_{k=2}^p \lambda_k^t v_k v_k^\top \right| \leq \mu^t \sum_{k=2}^p |v_k^\top e_i| \cdot |v_k^\top e_j|.$$

A második tényező pedig a Cauchy–Schwarz egyenlőtlenség felhasználásával:

$$\begin{aligned} \sum_{k=2}^p |v_k^\top e_i| \cdot |v_k^\top e_j| &\leq \left(\sum_{k=2}^p (v_k^\top e_i)^2 \right)^{1/2} \left(\sum_{k=2}^p (v_k^\top e_j)^2 \right)^{1/2} \\ &\leq \left(\sum_{k=1}^p (v_k^\top e_i)^2 \right)^{1/2} \left(\sum_{k=1}^p (v_k^\top e_j)^2 \right)^{1/2} = |e_i| \cdot |e_j| = 1. \end{aligned}$$

□

10.8 MEGJEGYZÉS. Bármely bolyongást csinálhatunk lustán: minden lépésben $1/2$ valószínűséggel helyben maradunk. Lusta bolyongásra M pozitív szemidefinit, tehát csak λ_2 -t kell figyelembe venni.

Alkalmazás: Legyen (v^0, v^1, \dots) lusta bolyongás a d -dimenziós Q^d kocka élhálóján.

10.9 ÁLLÍTÁS. A Q^d kockán bolyongva $t = Cd^2$ lépés után bármely $S \subseteq V(Q^d)$ halmazra

$$\left| \mathbb{P}(v^t \in S) - \frac{|S|}{2^d} \right| \leq \frac{1}{C}.$$

10.4 Csatolás

Sajnos sok esetben a sajátértékeket nem tudjuk kiszámítani. Ezért más módszerrel becsüljük meg a keverési időt.

10.10 LEMMA. Legyen (v^0, v^1, \dots) és (u^0, u^1, \dots) két (nem független!) bolyongás ugyanazon a gráfon (Markov-láncon), ahol u_0 véletlen csúcs a stacionárius eloszlásból. Ekkor bármely $S \subseteq V$ halmazra

$$|\sigma^t(S) - \pi(S)| \leq \mathbb{P}(v^t \neq u^t).$$

Bizonyítás. Ha u^0 egyenletes, akkor u^t is egyenletes eloszlású minden t -re. Ezért

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(v^t \in S) - \pi(S) &= \mathbb{P}(v^t \in S) - \mathbb{P}(u^t \in S) \\ &= \mathbb{P}(v^t \in S \mid u^t = v^t)\mathbb{P}(u^t = v^t) + \mathbb{P}(v^t \in S \mid u^t \neq v^t)\mathbb{P}(u^t \neq v^t) \\ &\quad - \mathbb{P}(u^t \in S \mid u^t = v^t)\mathbb{P}(u^t = v^t) - \mathbb{P}(u^t \in S \mid u^t \neq v^t)\mathbb{P}(u^t \neq v^t) \\ &= (\mathbb{P}(v^t \in S \mid u^t \neq v^t) - \mathbb{P}(u^t \in S \mid u^t \neq v^t))\mathbb{P}(u^t \neq v^t). \end{aligned}$$

Innen a lemma következik. □

10.4.1 Bolyongás a kockán és csatolás

A csatolási lemma első alkalmazásaként jobb becslést adunk a Q^d kocka élhálóján való bolyongás keverési idejére.

10.11 ÁLLÍTÁS. A Q^d kockán bolyongva $t = Cd^2$ lépés után bármely $S \subseteq V(Q^d)$ halmazra

$$\left| \mathbb{P}(v^t \in S) - \frac{|S|}{2^d} \right| \leq \frac{1}{C}.$$

10.12 LEMMA. (KUPONGYŰJTÉS) Legyen S n elemű halmaz, és legyenek $X_1, X_2, \dots \in S$ véletlenszerűen, függetlenül választott elemek egyenletes eloszlás szerint. Legyen $T = \min\{t : \{X_1, \dots, X_t\} = S\}$. Ekkor

$$\mathbb{E}(T) = n \left(\frac{1}{1} + \frac{1}{2} + \dots + \frac{1}{n} \right) \approx n \ln n.$$

10.4.2 Színezések és csatolás

Egy n csúcsú G gráf k -színezései közül akarunk egyet véletlenszerűen kiválasztani. Legyen a gráf maximális fokszáma D . Adott α színezéshez generálunk véletlenszerűen egy α' színezést a következőképpen. Egyenletes eloszlás szerint kiválasztunk egy v csúcsot és egy i színt; ezt az (v, i) párt a lépés *magjának* nevezzük. Definiáljunk egy új színezést:

$$\alpha_0(u) = \begin{cases} i & \text{ha } u = v, \\ \alpha(u) & \text{egyébként.} \end{cases}$$

Ha ez legális színezés, akkor legyen $\alpha' = \alpha_0$; ellenkező esetben legyen $\alpha' = \alpha$. Így egy reverzibilis Markov láncot (irányítatlan gráfon való bolyongást) kapunk. Vegyük észre, hogy a gráf $D = kn$ fokú reguláris.

Ezt a Markov láncot "hőfürdő-láncnak" vagy "Glauber dinamikának" nevezik, fizikai alkalmazásaira visszavezethetően.

A lánc keverési sebességét csatolás segítségével elemezzük. Két adott α^0 és β^0 színezésből kiindulva, konstruáljuk meg az $\alpha^0, \alpha^1, \dots$ és β^0, β^1, \dots bolyongásokat úgy, hogy minden lépésben ugyanazt a véletlen magot használjuk. Ezt a csatolást *egyszerű csatolásnak* nevezzük.

10.13 TÉTEL. (JERRUM) *Ha $k > 3D$, akkor két egyszerűen csatolt $\alpha^0, \alpha^1, \dots$ és β^0, β^1, \dots színezés-sorozatra*

$$P(\alpha^t \neq \beta^t) \leq ne^{-t/(kn)}.$$

Bizonyítás. Legyen $U^t = \{v \in V : \alpha^t(v) \neq \beta^t(v)\}$, $W^t = V \setminus U^t$ és $X^t = |U^t|$. Minden $v \in V$ -re jelölje a_v a v -ből az $\{U^t, W^t\}$ partíció másik oldalára menő élek számát. Azt állítjuk, hogy

$$E(X^{t+1} | X^t) \leq \left(1 - \frac{1}{kn}\right)X^t. \quad (20)$$

Valóban, legyen (v, i) a t -edik lépés magja, és rögzítsük v -t. Ha $v \in U^t$, akkor $X^t - 1 \leq X^{t+1} \leq X^t$, és nyerünk, ha i olyan szín, mely nem fordul elő v szomszédai között sem az α^t , sem a β^t színezésben. Mivel legalább a_v szín közös, ennek valószínűsége

$$P(X^{t+1} = X^t - 1 | v) \geq \frac{k - 2d_v + a_v}{k}. \quad (21)$$

Ha $i \in W^t$, akkor $X^t \leq X^{t+1} \leq X^t + 1$, és csak akkor veszünk, ha i a v szomszédságában az egyik színezésben előfordul, a másikban nem. Ilyen szín legfeljebb $2a_v$ lehet, ezért

$$P(X^{t+1} = X^t + 1 | v) \leq \frac{2a_v}{k}. \quad (22)$$

Így

$$E(X^{t+1} | X^t) \leq X^t - \sum_{i \in U^t} \frac{k - 2d_i + a_i}{kn} + \sum_{i \in W^t} \frac{2a_i}{kn}.$$

Felhasználva, hogy

$$\sum_{i \in U^t} a_i = \sum_{i \in W^t} a_i,$$

azt kapjuk, hogy

$$E(X^{t+1} | X^t) \leq X^t - \sum_{i \in U^t} \frac{k - 2d_i - a_i}{kn} \leq X^t - \sum_{i \in U^t} \frac{k - 3d_i}{kn}.$$

Ha U^t nem üres, akkor a kivont összeg legalább $X^t/(kn)$, és így (20) következik.

A (20) egyenletből

$$\mathbb{E}(X^t) \leq \left(1 - \frac{1}{kn}\right)^t n,$$

és innen a Markov egyenlőtlenség szerint

$$\mathbb{P}(\alpha^s \neq \beta^s) = \mathbb{P}(X^t \geq 1) \leq \left(1 - \frac{1}{kn}\right)^t n < e^{-t/(kn)} n.$$

□

A Csatolási Lemma szerint ebből következik, hogy

$$d_{\text{var}}(\alpha^t, \pi) < e^{-t/(kn)} n,$$

ahol π az egyenletes eloszlás a G gráf jó színezésein. Ha $t = Ckn \log n$, akkor $d_{\text{var}}(\alpha^t, \pi) < 1/C$.

Ferde csatolásnak nevezzük a következőt. Az α^t és β^t színezésekhez generálunk egy véletlen (v, i) magot, ezt használjuk az α^{t+1} előállítására, a β^{t+1} színezés előállítására azonban egy módosított (v, j) magot használunk. Látjuk, hogy a v csúcs közös a két magban, tekintsük ezt már meghatározottnak. Ha $\alpha^t(v) \neq \beta^t(v)$, akkor $j = i$. Ha $\alpha^t(v) = \beta^t(v)$, akkor legyen $S = \alpha^t(N(v)) \setminus \beta^t(N(v))$ és $R = \beta^t(N(v)) \setminus \alpha^t(N(v))$. Legyen $S' \subseteq S$ és $R' \subseteq R$ két olyan halmaz, $|S'| = |R'| = \min\{|S|, |R|\}$. Legyen $\phi: S' \rightarrow R'$ tetszőleges bijekció. Ha $i \in S'$, akkor legyen $j = \phi(i)$; ha $i \in R'$, akkor legyen $j = \phi^{-1}(i)$; minden egyéb esetben legyen $j = i$.

10.14 TÉTEL. (JERRUM) *Ha $D > 2k$, akkor két ferdén csatolt $\alpha^0, \alpha^1, \dots$ és β^0, β^1, \dots színezés-sorozatra*

$$\mathbb{P}(\alpha^s \neq \beta^s) \leq ne^{-s/(kn)}.$$

A bizonyítás lényege, hogy (21) továbbra is igaz, míg (22) helyett az élesebb

$$\mathbb{P}(X^{t+1} = X^t + 1 \mid v) \leq \frac{a_v}{k}$$

egyenlőtlenség áll. Ebből következik, hogy (20) most is igaz, és a bizonyítás ugyanúgy fejezhető be.

10.5 Konduktancia

Egy $\emptyset \subset S \subset V$ halmaz *konduktanciája*

$$\Phi(S) = \frac{\sum_{i \in S, j \notin S} \pi_i p_{ij}}{\pi(S)\pi(V \setminus S)}.$$

A Markov-lánc konduktanciája $\Phi = \min_{\emptyset \subset S \subset V} \Phi(S)$.

10.15 TÉTEL. (JERRUM–SINCLAIR)

$$\frac{\Phi^2}{16} \leq 1 - \lambda_2 \leq \Phi.$$

10.16 KÖVETKEZMÉNY. *Lusta bolyongásra*

$$|P(v^t \in S) - \pi(S)| \leq \frac{1}{\sqrt{\pi_0}} e^{-t\Phi^2/8}.$$

A tétel bizonyításához két lemmára lesz szükségünk.

10.17 LEMMA. *Bármely reverzibilis Markov-lángra*

$$1 - \lambda_2 = \min \left\{ \frac{1}{2} \sum_{i,j} \pi_i p_{ij} (x_i - x_j)^2 : x \in \mathbb{R}^V, \sum_i \pi_i x_i = 0, \sum_i \pi_i x_i^2 = 1 \right\}.$$

Az $1/2$ -et a jobb oldalon az magyarázza, hogy minden tag kétszer szerepel, hiszen $\pi_i p_{ij} = \pi_j p_{ji}$.

Bizonyítás. A szimmetrizált $N = D^{1/2} M D^{-1/2}$ mátrix sajátértékei megegyeznek M sajátértékeivel. Simmetrikus mátrix esetén, a második legnagyobb sajátérték kifejezhető, mint

$$\lambda_2 = \max y^T N y,$$

ahol y az összes olyan egységvektorn fut végig, amely merőleges a legnagyobb sajátértékhez tartozó sajátvektorra. Ez az utóbbi sajátvektort a $v_i = \sqrt{\pi_i}$ formula adja meg, vagyis y -ra annak kell fennállni, hogy

$$\sum_{i \in V} \sqrt{\pi_i} y_i = 0, \quad \sum_{i \in V} y_i^2 = 1.$$

Legyen $x_i = y_i / \sqrt{\pi_i}$, akkor x -re éppen a lemma feltételei fognak fennállni, és

$$\begin{aligned} 1 - y^T N y &= \sum_i \pi_i x_i^2 - \sum_{i,j} (\sqrt{\pi_i} x_i) \left(\frac{\sqrt{\pi_i} p_{ij}}{\sqrt{\pi_j}} \right) (\sqrt{\pi_j} x_j) \\ &= \sum_{i,j} \pi_i p_{ij} x_i^2 - \sum_{i,j} \pi_i p_{ij} x_i x_j \\ &= \frac{1}{2} \sum_{i,j} \pi_i p_{ij} (x_i - x_j)^2. \end{aligned}$$

□

10.18 LEMMA. *Legyen $y \in \mathbb{R}^V$ olyan vektor, melyre $\pi\{i : y_i < 0\} < 1/2$ és $\pi\{i : y_i > 0\} \leq 1/2$. Ekkor*

$$\sum_{i,j} \pi_i p_{ij} |y_i - y_j| \geq \Phi \sum_i \pi_i |y_i|.$$

Bizonyítás. Címkézzük a csúcsokat úgy, hogy $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_n$ teljesüljön. Legyen m a legnagyobb olyan index, hogy $\pi(< m) < 1/2$. Ekkor $\pi(\geq m) > 1/2$ és $\pi(\leq m) \geq 1/2$. A feltevésből következik, hogy nem lehet minden y_i , $i \leq m$ negatív, és nem lehet minden y_i , $i \geq m$ pozitív. Ezért $y_m = 0$.

Felírhatjuk, hogy

$$y_j - y_i = (y_j - y_{j-1}) + \cdots + (y_{i+1} - y_i),$$

és így

$$\frac{1}{2} \sum_{i,j} \pi_i p_{ij} |y_i - y_j| = \sum_{i < j} \pi_i p_{ij} (y_j - y_i) = \sum_{k=1}^{n-1} (y_{k+1} - y_k) \sum_{i \leq k, j > k} \pi_i p_{ij}.$$

A konduktancia definíciója szerint ebből következik, hogy

$$\sum_{i < j} \pi_i p_{ij} |y_i - y_j| \geq \Phi \sum_{k=1}^{n-1} \pi(\leq k) \pi(> k) (y_{k+1} - y_k).$$

Bontsuk fel az összeget:

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^{n-1} \pi(\leq k) \pi(> k) (y_{k+1} - y_k) &\geq \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{m-1} \pi(\leq k) (y_{k+1} - y_k) + \frac{1}{2} \sum_{k=m}^{n-1} \pi(> k) (y_{k+1} - y_k) \\ &= \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{m-1} (\pi(\leq k-1) - \pi(\leq k)) y_k + \frac{1}{2} \sum_{k=m+1}^n (\pi(> k-1) - \pi(> k)) y_k \\ &= \frac{1}{2} \sum_{k=1}^l (-\pi_k) y_k + \frac{1}{2} \sum_{k=l+1}^n \pi_k y_k = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \pi_k |y_k| \end{aligned}$$

(kihasználtuk, hogy $y_m = 0$, és azt is, hogy $y_k \leq 0$ ha $k \leq m$ és $y_k \geq 0$ ha $k \geq m$). Így

$$\frac{1}{2} \sum_{i,j} \pi_i p_{ij} |y_i - y_j| \geq \frac{\Phi}{2} \sum_{k=1}^n \pi_k |y_k|,$$

proving the lemma. □

A 10.15 Tétel bizonyítása. A felső korlát egyszerű. Legyen $\emptyset \neq S \subset V$ olyan halmaz, mely $\Phi(S) = \Phi$. Legyen x a csúcsokkal indexelt vektor, melyre

$$x_i = \begin{cases} \sqrt{\frac{\pi(V \setminus S)}{\pi(S)}} & \text{ha } i \in S, \\ -\sqrt{\frac{\pi(S)}{\pi(V \setminus S)}} & \text{ha } i \in V \setminus S. \end{cases}$$

Könnyen látható, hogy

$$\sum_{i \in V} \pi_i x_i = 0, \quad \sum_{i \in V} \pi_i x_i^2 = 1.$$

Így a 10.17 Lemma szerint

$$\begin{aligned} 1 - \lambda_2 &\geq \frac{1}{2} \sum_{i,j} \pi_i p_{ij} (x_i - x_j)^2 = \sum_{i \in S, j \in V \setminus S} \pi_i p_{ij} \left(\sqrt{\frac{\pi(V \setminus S)}{\pi(S)}} + \sqrt{\frac{\pi(S)}{\pi(V \setminus S)}} \right)^2 \\ &= \sum_{i \in S, j \in V \setminus S} \pi_i p_{ij} \frac{1}{\pi(S) \pi(V \setminus S)} = \Phi. \end{aligned}$$

Az alsó korlát bizonyításához legyen $x \in \mathbb{R}^V$ olyan vektor, melyre $\sum_i \pi_i x_i = 0$, $\sum_i \pi_i x_i^2 = 1$, és

$$1 - \lambda_2 = \frac{1}{2} \sum_{i,j} \pi_i p_{ij} (x_i - x_j)^2.$$

Legyen m olyan index, melyre $\pi\{i : x_i < x_m\} \leq 1/2$ és $\pi\{i : x_i > x_m\} \geq 1/2$. Legyen $z_i = (\max\{0, x_i - x_m\})$. Feltehetjük, hogy

$$\sum_i \pi_i z_i^2 \geq \frac{1}{2} \sum_i \pi_i (x_i - x_m)^2$$

(ellenkező esetben x -et $-x$ -szel helyettesítjük), és így

$$\sum_i \pi_i z_i^2 \geq \frac{1}{2} \sum_i \pi_i (x_i - x_m)^2 = \frac{1}{2} \sum_i \pi_i x_i^2 - x_m \sum_i \pi_i x_i + \frac{1}{2} x_m^2 = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} x_m^2 \geq \frac{1}{2}.$$

A 10.18 Lemma szerint

$$\sum_{i,j} \pi_i p_{ij} |z_i^2 - z_j^2| \geq \Phi \sum_i \pi_i z_i^2.$$

Másrészt a Cauchy-Schwartz egyenlőtlenséget használva,

$$\sum_{i,j} \pi_i p_{ij} |z_i^2 - z_j^2| \leq \left(\sum_{i,j} \pi_i p_{ij} (z_i - z_j)^2 \right)^{1/2} \left(\sum_{i,j} \pi_i p_{ij} (z_i + z_j)^2 \right)^{1/2}.$$

Itt a második tényező így becsülhető:

$$\sum_{i,j} \pi_i p_{ij} (z_i + z_j)^2 \leq 2 \sum_{i,j} \pi_i p_{ij} (z_i^2 + z_j^2) = 4 \sum_i \pi_i z_i^2.$$

Ezeket kombinálva, azt kapjuk, hogy

$$\begin{aligned} \sum_{i,j} \pi_i p_{ij} (z_i - z_j)^2 &\geq \left(\sum_{i,j} \pi_i p_{ij} |z_i^2 - z_j^2| \right)^2 / \sum_{i,j} \pi_i p_{ij} (z_i + z_j)^2 \\ &\geq \Phi^2 \left(\sum_i \pi_i z_i^2 \right)^2 / 4 \sum_i \pi_i z_i^2 = \frac{\Phi^2}{4} \sum_i \pi_i z_i^2 \geq \frac{\Phi^2}{8}. \end{aligned}$$

Így

$$1 - \lambda_2 = \frac{1}{2} \sum_{i,j} \pi_i p_{ij} (x_i - x_j)^2 \geq \frac{1}{2} \sum_{i,j} \pi_i p_{ij} (z_i - z_j)^2 \geq \frac{\Phi^2}{16}.$$

Ezzel a 10.15 Tételt bebizonyítottuk.

10.5.1 *Konduktancia és folyamok

A konduktancia becslése leggyakrabban egy többtermékes folyam konstruálásával történik. Legyen $G = (V, E)$ egy irányítatlan gráf, és $i, j \in V$. Legyen \vec{E} a lehetséges irányított élek

halmaza (tehát minden $e \in E$ él két elemnek felel meg \vec{E} -ban). i - j -folyamnak nevezzük egy olyan $f : \vec{E} \rightarrow \mathbb{R}$ függvényt, melyre $f(uv) = -f(vu)$ és minden $u \in V \setminus \{i, j\}$ csúcsra $\sum_{v: uv \in \vec{E}} f(uv) = 0$. Az f folyam értéke

$$\text{val}(f) = \left| \sum_{v: iv \in \vec{E}} f(iv) \right|.$$

Többtermékes folyamnak nevezzük folyamok egy $F = (f_{ij} : i, j \in V)$ rendszerét, ahol f_{ij} egy i - j -folyam. Az F többtermékes folyam terhelése az uv élen

$$F(uv) = \sum_{i,j} |f_{ij}(uv)|.$$

Többtermékes folyamok segítségével alsó becslést adhatunk egy gráf konduktanciájára:

10.19 LEMMA. Jelölje K azt a legkisebb nemnegatív számot, melyre létezik olyan $F = (f_{ij})$ többtermékes folyam, hogy minden i, j párra

$$\text{val}(f_{ij}) = \pi_i \pi_j,$$

és minden uv élre

$$F(uv) \leq K \pi_i \pi_j.$$

Ekkor

$$\Phi \geq \frac{1}{K}.$$

10.20 MEGJEGYZÉS. Leighton és Rao egy nevezetes tétele szerint az ellenkező irányban fennáll:

$$\Phi \leq \text{const} \frac{\ln n}{K}.$$

10.5.2 *Teljes párosítások száma

Véletlen teljes párosítás generálására, legalábbis olyan gráfokban, melyek elég sűrűek (minden pont foka legalább $c|V(H)|$ valamilyen fix $c > 0$ -ra), Jerrum és Sinclair adtak módszert.

10.6 *Megállási szabályok

11 *Véletlen gráfok növekedése

11.1 Elágazó folyamatok

Legyen (p_0, p_1, \dots) valószínűségeloszlás a természetes számokon. Ez definiál egy véletlen gyökeres fát a következőképpen. A fának vannak élő és holt csúcsai. Induláskor egyetlen élő csúcsa van. Minden lépésben egy (mondjuk véletlenszerűen választott) élő csúcsa Z (élő) utódot hoz létre és meghal, ahol Z a (p_0, p_1, \dots) eloszlásból választott szám. A folyamat megáll, ha nincs élő csúcs. Jelölje T a megállás idejét. Ha a folyamat nem áll meg, akkor $T = \infty$.

Legyen $q_j = \mathbb{P}(T = j)$ és $q(z) = \sum_{j=0}^{\infty} q_j z^j$. Legyen $p(z) = \sum_{i=0}^{\infty} p_i z^i$. Legyen $c = \mathbb{E}(Z) = p'(1)$.

11.1 LEMMA. (a) Minden $|z| \leq 1$ esetén $q(z) = zp(q(z))$.

(d) Ha $p(z)$ konvergenciasugara nagyobb, mint 1, akkor $q(z)$ -é is, és ezért van olyan $\delta > 0$, hogy $q_j < e^{-\delta j}$.

11.2 TÉTEL. (a) Ha $c < 1$, akkor 1 valószínűséggel a folyamat véges sok lépés után megáll, és $\mathbb{E}(T)$ véges.

(b) Ha $c = 1$, akkor 1 valószínűséggel a folyamat véges sok lépés után megáll, de $\mathbb{E}(T)$ végtelen.

(c) Ha $c > 1$, akkor pozitív valószínűséggel a folyamat végtelen sok lépésen át tart.

11.2 A legnagyobb komponens

11.3 TÉTEL. A $G(n, c/n)$ gráf legnagyobb komponensének pontszáma 1-hez tartó valószínűséggel

$$\begin{cases} O(\ln n), & \text{ha } c < 1, \\ \Theta(n), & \text{ha } c > 1. \end{cases}$$

Bizonyítás. Legyen először $c < 1$. Rögzítsük egyelőre G -nek V csúcshalmazát; az éleket majd később fogjuk generálni. Vegyünk hozzá V -hez további u_1, u_2, \dots csúcsokat. Legyen v tetszőleges csúcs. Indítsunk el v -vől egy elágazó folyamatot a következőképpen. Ha már felépítettünk egy k csúcsú T fát, akkor tekintsük ennek egy élő csúcsát, és az ebből a $(V(G) \cup \{u_1, \dots, u_k\}) \setminus V(T)$ menő éleket. Minden ilyen élt p/n valószínűséggel tegyük bele a fába.

Mivel egy csúcs utódainak várható száma $n(c/n) < 1$, a fa 1 valószínűséggel kihal, és várható mérete egy csak c -től függő K konstans. Továbbá a 11.2(d) tétel szerint van olyan $\delta > 0$, hogy

$$\mathbb{P}(|V(T)| > j) < e^{-\delta j}.$$

Most generáljuk a $G(n, c/n)$ gráf egy példányát a következőképpen. Elhagyjuk T -ből az u_1, u_2, \dots csúcsokat, és mindazon pontpárokat, melyekről még nem döntöttünk a T konstrukciója során, c/n valószínűséggel összekötjük. Nem nehéz meggondolni, hogy ennek a gráfnak az eloszlása tényleg $G(n, c/n)$, a $V(T) \setminus \{u_1, u_2, \dots\}$ halmazból nem lép ki él. Jelölje C_v a véletlen gráf v -t tartalmazó komponensét, akkor tehát $V(C_v) \subseteq V(T)$. (Azt sem nehéz látni, hogy majdnem mindig egyenlőség áll.) Tehát

$$\mathbb{P}(|V(C_v)| > j) < e^{-\delta j}.$$

Legyen $k = (2 \ln n)/\delta$, akkor

$$\mathbb{P}(|V(C_v)| > k) < \frac{1}{n^2},$$

és így annak a valószínűsége, hogy van olyan v csúcs, melyre $|V(C_v)| > k$, kisebb, mint $1/n$.

A $c > 1$ eset a 11.2(c) tétel alkalmazásával hasonlóan bizonyítható, de a részletek bonyolultabbak. \square

References

- [1] N. Alon, J. Spencer: *The Probabilistic Method*, Wiley–Interscience, 2000.
- [2] Erdős Pál, Surányi János: *Válogatott fejezetek a számelméletből*, Tankönyvkiadó, Budapest, 1960; Polygon, Szeged, 1996.