

A little from [IJKW08]

Inequalities – Let X_1, \dots, X_t be random variables taking values in the interval $[0, 1]$, with expectation μ_i . Let $X = \sum_{i=1}^t X_i$ and $\mu = \sum_{i=1}^t \mu_i$ the expectation of X . Then for any $0 < \gamma \leq 1$ we have:

- *Chernoff-Hoeffding* – if X_1, \dots, X_t are independent then

$$\Pr[|X - \mu| \geq \gamma\mu] \leq 2 \cdot e^{-\frac{\gamma^2 \mu}{3}}.$$

- *Chebyshev* – if X_1, \dots, X_t are pairwise independent then

$$\Pr[|X - \mu| \geq \gamma\mu] \leq \frac{1}{\gamma^2 \mu}$$

כלומר, ההסת' שסכום איברים יהיה רחוק מהמוצע שלו ב $\gamma\mu$ קטן ממה שכתוב בימין.

Bi-regular (bi-partite) graph – The degree of all vertices in L is the same, and the degree of all in R is the same.

Inclusion Graph – T family of k -subsets, S family of s -subsets, $s < k$. Bi-partite graph that has an edge $(s \in S, t \in T)$ iff $s \subseteq t$.

S-Graph – For every $B \in T$, the S-Graph $H(B, N(B))$, has each $x \in B$ on one side, connected to all the $A \in N(B)$, such that $(x, A) \in E \Leftrightarrow x \in A$.

כלומר, פריסה של קבוצה אחת מ T , שמצביעה לכל איבר על כל הקבוצות מ S (המוכלות ב T) שמכילות אותו.

T-Graph – Opposite graph to S-Graph. It is $G(U \setminus A, N(A))$, where every member x of $U \setminus A$ points to the $B \in N(A)$ such that $x \in B \setminus A$.

כלומר פריסה של כל המרחב מלבד קבוצה אחת מ S , שמצביעה לכל איבר על הקבוצות השכנות ל A שמכילות אותו. (מתקיים כי האיבר x שייך בעצם ל $B \setminus A$ מכיוון שמראש נלקח מ $U \setminus A$).

Transitive Graph –

קיימת פרמוטציה שמעבירה של אחד לכל אחד אחר בגדול. ואז מבנה הגרפים לעיל נשאר אותו דבר בלי תלות בבחירת A או B .

Samplers – Let $G = G(L, R)$ be a bi-partite, bi-regular graph. For $\lambda: [0, 1] \rightarrow [0, 1]$ we say that G is a $(\beta, \lambda(\beta))$ -sampler if for every function $F: L \rightarrow [0, 1]$, where the average value μ is defined $\mu \triangleq \text{Exp}_{x \in L} [F(x)]$

(כלומר ממוצע על כל הערכים ש F מקבלת)

There are at most $\lambda(\mu) \cdot |R|$ vertices $r \in R$ where

$$\left| \text{Exp}_{y \in N(r)} [F(y)] - \mu \right| \geq \frac{\mu}{2}$$

כלומר - לכל פונקציה F על L , המכתיבה ממוצע μ על L , $(\beta, \lambda(\beta))$ -sampler מבטיח לנו שיש לכל היותר $\lambda(\mu) \cdot |R|$ צמתים $r \in R$ כך שהממוצע על F של שכני r (אלו איברים מ L) רחוק מ $\frac{\mu}{2}$ ביותר מ $\frac{\mu}{2}$.

נשים לב, כי כש F פונקציה בינארית, כלומר $F: L \rightarrow \{0, 1\}$, הגרף מבטיח שלכל צומת ב- R מלבד חלק בגודל יחסי $\lambda(\mu)$ יש מספר שכנים מתוך $\{x: F(x) = 1\}$ קרוב לממוצע μ . הממוצע μ הוא החלק היחסי של L ש"סימנתי" בעזרת F . ה-sampler מבטיח שלרוב (מלבד...) הצמתים ב R , יחס השכנים המסומנים הוא גם כן μ . (ליתר דיוק, קרוב אליו ב $\frac{\mu}{2}$).

And from our paper

הוכחת למה 2.2 (במאמר שלנו)

ההוכחה להלן חלקית, ובחלקה גם לא נכונה. המשך ההוכחה ינתן ע"י קריין.

יהיו V_0, V_1 זוג מרחבים ליניאריים אורתוגונאליים כלשהם מעל שדה F_q . נקבע $V_0 = F_q^m, V_1 = F_q^m$. יהא $X \subseteq V_0 + V_1$ תת קבוצה בגודל יחסי μ , כלומר $\frac{|X|}{|V_0 + V_1|} = \mu$. ויהא $W \subset V_1$ תת מרחב ליניארי רנדומאלי של V_1 .

$$\text{Pr} \left[\left| \frac{|(V_0 + W) \cap X|}{|V_0 + W|} - \mu \right| \geq \frac{\mu}{2} \right] \leq \frac{4q^2}{|W|\mu}$$

צ"ל:

נסמן ב $1_{x_1}, \dots, 1_{x_{|X|}}$ את האינדקטורים המציינים עבור האיבר i - של X (בהינתן סדר כלשהו של איברי X):

$$1_{x_i} = \begin{cases} \frac{1}{|V_0 + W|} & x_i \in V_0 + W \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

$$\mu_i = E[1_{x_i}] = \frac{\Pr[x_i \in V_0 + W]}{|V_0 + W|} \stackrel{\approx \text{Uniform}}{=} \frac{1}{|V_0 + W|} \cdot \frac{|V_0 + W|}{|V_0 + V_1|} = \frac{1}{|V_0 + V_1|}$$

מתקיים

נסמן $X_\Sigma = \sum_{i=1}^{|X|} 1_{x_i}$. X_Σ מציין את יחס מספר איברי $V_0 + W$ שנמצאים גם ב X מתוך כלל האיברים ב $V_0 + W$.
 נסמן $\mu_\Sigma = \sum_{i=1}^{|X|} \mu_i$. מתקיים:

$$\mu_\Sigma = \sum_{i=1}^{|X|} \mu_i = \sum_{i=1}^{|X|} \frac{1}{|V_0 + V_1|} = |X| \frac{1}{|V_0 + V_1|} = \mu$$

ומאי שוויון Chebyshev נקבל:

$$\Pr \left[|X_\Sigma - \mu_\Sigma| \geq \frac{1}{2} \mu_\Sigma \right] \leq \frac{4}{\mu_\Sigma}$$

$$\Pr \left[\left| \frac{|(V_0 + W) \cap X|}{|V_0 + W|} - \mu \right| \geq \frac{1}{2} \mu \right] \leq \frac{4}{\mu} \leq \frac{4q^2}{|W| \mu}$$

Sampler Graphs – 2.3

גרף דו-צדדי בי-רגולרי $G(L, R)$ יקרא (α, β) -sampler אם בהינתן תת קבוצה של L בגודל יחסי $\mu \geq \alpha$ יש לכל היותר $\beta|R|$ צמתים עבורם ההסתברות שהשכנים מ L נמצאים בתת קבוצה רחוקה מהחלק היחסי μ ב $\frac{\mu}{2}$. כלומר תמיד יהיו (אם $\beta \neq 1$) צמתים עם מספר שכנים בין $\frac{1}{2} \mu$ ל $\frac{3}{2} \mu$.

בהינתן עולם U נציג שני inclusion graphs:

- **Independent** - L הם כל תתי הקבוצות בגודל s_l של U , ו R הם כל תתי הקבוצות בגודל s_r , כש $s_r = t \cdot s_l$ עבור $t > 1$ שלם.
- **Subspaces** - עבור $U = F_q^m$, L הם כל תתי המרחבים הליניאריים ה d_l מימדיים. R הם כל תתי המרחבים הליניאריים ה d_r מימדיים, כש $d_r = c \cdot d_l$ עבור $c > 1$ שלם.

למה 2.3

שני הגרפים לעיל הם (α, b) -samplers כש:

- $\alpha t \geq \Omega\left(\ln \frac{1}{\alpha}\right) - 1 \frac{(t \cdot s_t)^2}{|U|} \leq e^{-\Omega(\alpha t)}$ בתנאי $\beta = e^{-\Omega(\alpha t)}$ - Independent
- $\alpha^{\frac{3}{2}} q^{(c-1)\frac{d_t}{2}} > 10$ בתנאי $\beta = O\left(\frac{1}{\sqrt{\alpha q^{(c-1)d_t}}}\right)$ - Subspaces

הוכחת היות ה Independent גרף sampler

$$\alpha t \geq \Omega\left(\ln \frac{1}{\alpha}\right) - 1 \quad \frac{(t \cdot s_t)^2}{|U|} \leq e^{-\Omega(\alpha t)}, \quad \beta = e^{-\Omega(\alpha t)}$$

צ"ל: לכל תת קבוצה $F \subseteq L$ בגודל יחסי $\mu \geq \alpha$ יש לכל היותר $\beta|R|$ צמתים ב R עם

$$\left| \Pr_{l \in N(r)} [l \in F] - \mu \right| \geq \frac{\mu}{2}$$

יהא $M = s_r$ גודל תתי הקבוצות בצד ימין. תהי S_1, \dots, S_t חלוקה קבועה של הקבוצה $[M]$ ל t קבוצות, בגודל s_t כל אחת.

תהא $G = S_M$ קבוצת הפרמוטציות על $[M]$.

נניח סידור כלשהו על העולם, ואז ניתן להסתכל על כל תת קבוצה $B \subseteq U$ בגודל M כ M -tuple מסודר. וניתן לאיברים אינדקסים מ $[M]$. נסמן עבור $S \subseteq [M]$ את איברי B שהאינדקסים שלהם נמצאים ב S .

בהינתן S_i קבוע כלשהו, ניתן לבחור ב $\pi \in G$ אקראי, והוא ימפה את S_i לתת קבוצה רנדומלית (בהתפלגות אחידה) אחרת בגודל s_i . אז בהינתן S_i קבוע, אם נבחר תת קבוצה $B \subseteq U$ בגודל M אקראית, ו $\pi \in G$ אקראית, אנו מקבלים ש $(\pi S_i)(B)$ הוא תת קבוצה רנדומלית (בהתפלגות אחידה) של U בגודל s_i .

יהיה $L' \subseteq L$ תת קבוצה בגודל יחסי $\lambda \geq \alpha$, אז מהעיל אנו מקבלים:

$$\lambda = \Pr_{i \in [t], B \in R, \pi \in G} [(\pi S_i)(B) \in L'] = \text{Exp}_{B \in R, \pi \in G} \left[\Pr_{i \in [t]} [(\pi S_i)(B) \in L'] \right]$$

(כי ההתפלגות היא אחידה)

אז עבור $B \in R, \pi \in G$ תתי הקבוצות $(\pi S_1)(B), \dots, (\pi S_t)(B)$ מהוות t -tuple מפולג יוניפורמית של תתי קבוצות בגודל s_t של U זרות בזוגות. זה כמעט אותו דבר כמו לבחור יוניפורמית t -tuple של איברים מ L .

נניח נבחר S'_1, \dots, S'_t יוניפורמית מ L . הסיכוי שלזוג S'_i, S'_j כלשהו יהיה חיתוך לא ריק הוא לכל היותר t^2 פעמים הסיכוי שלשתי תתי קבוצות בגודל s_t רנדומליות של U יש חיתוך לא ריק. הסיכוי שלשתי תתי קבוצות בגודל s_t רנדומליות של U - Q_i, Q_j - יש חיתוך לא ריק חסום ע"פ

$$\frac{s_t^2}{|U|}$$

$$(\text{Pr}[|X| \geq a] \leq \frac{E[X]}{a} \text{ - אי שוויון מרקוב -})$$

אצלנו:

$$\text{Pr}[|\mathcal{Q}_i \cap \mathcal{Q}_j| \geq 1] \leq E[|\mathcal{Q}_i \cap \mathcal{Q}_j|] = \frac{s_i}{|U|} \cdot \frac{s_j}{|U|}$$

one group is chosen. now this is the prob of a single member belonging to the chosen group there are s_i independent events for choosing members to the new group (like iid indicators)

על כן המרחק הסטטיסטי בין ההתפלגויות על S'_1, \dots, S'_t הוא לכל היותר $\frac{(t \cdot s_i)^2}{|U|}$ שע"פ הנתון קטן שווה מ $e^{-\Omega(\alpha t)}$.

אם כך קיבלנו

$$\text{Pr}_{B \in R, \pi \in G} \left[\left| \text{Pr}_{i \in [t]} [(\pi S_i)(B) \in L'] - \lambda \right| \geq \frac{\lambda}{3} \right] \leq \text{Pr}_{S'_1, \dots, S'_t} \left[\left| \text{Pr}_{i \in [t]} [(\pi S_i)(B) \in L'] - \lambda \right| \geq \frac{\lambda}{3} \right] + \frac{(t \cdot s_i)^2}{|U|}$$

(קשר סטטיסטי בבחירה לפי B ו- π לבין בחירת S'_1, \dots, S'_t . הנתון הוא כמה רחוקה ההסתברות שנתן קבוצה רנדומלית תהיה ב L' מהגודל היחסי של הקבוצה.)

לפי אי שוויון Chernoff נקבל

$$\text{Pr}_{S'_1, \dots, S'_t} \left[\left| \text{Pr}_{i \in [t]} [S'_i \in L'] - \lambda \right| \geq \frac{\lambda}{3} \right] \leq e^{-\Omega(\lambda t)} \leq e^{-\Omega(\alpha t)}$$

אז עבור $p = e^{-\Omega(\alpha t)} + (t \cdot s_i)^2 / |U| \leq e^{-\Omega(\alpha t)}$ נקבל כי

$$\text{Pr}_{B \in R, \pi \in G} \left[\left| \text{Pr}_{i \in [t]} [(\pi S_i)(B) \in L'] - \lambda \right| \geq \frac{\lambda}{3} \right] \leq p$$

$B \in R$, היו \sqrt{p} פרמוטציות $\pi \in G$ כך שהחלק של $(\pi S_i)(B)$ שנופל לתוך L' היה גדול מ $\frac{\lambda}{3}$. ביותר מ $\frac{\lambda}{3}$.

אזי המשלים הוא $1 - \sqrt{p}$ קבוצות $B \in R$ שעבורן היו $1 - \sqrt{p}$ פרמוטציות $\pi \in G$ כך שהחלק של $(\pi S_i)(B)$ שנופל לתוך L' הוא בין $\frac{2}{3}\lambda$ ל- $\frac{4}{3}\lambda$.

לסיום, עבור $B \in R$ נתון, ההסתברות שנתן קבוצה רנדומלית בגודל s_i של B , נופלת לתוך L' היא $\text{Exp}_{\pi \in G} \left[\text{Pr}_{i \in [t]} [(\pi S_i)(B) \in L'] \right]$. מהעיל, בשביל כל למעט חלק \sqrt{p} קבוצות B , הממוצע הזה

$$\text{מעל } \pi \in G \text{ יהיה לפחות } \frac{2}{3}\lambda \geq (1 - \sqrt{p}) \frac{2}{3}\lambda \text{ ולכל היותר } \frac{4}{3}\lambda + \sqrt{p} \leq \frac{3}{2}\lambda$$

$$\text{(בגלל ש } \sqrt{p} \leq \frac{\lambda}{10} \text{ מתוך הנתון/הנחה } \alpha t \geq \Omega \left(\ln \frac{1}{\alpha} \right) \text{)}$$

הסבר קצר: בשביל לחסום מלמטה, לקחנו את המקרה הכי קטן בו הקבוצה ה"רעה" של $\pi \in G$ תורמת 0 (הכי מעט שהיא יכולה), ובשביל לחסום מלמעלה, לקחנו את המקרה הכי גדול, בו הקבוצה הרעה של $\pi \in G$ תורמת 1 (הכי הרבה שהיא יכולה), ולכן מופיע $+\sqrt{p}$ בביטוי השני ולא בראשון.

מש"ל.

הוכחת היות ה Subspaces גרף sampler

הוכחה דומה לקודמת.

נגדיר $D = d_r$. עבור $t = \frac{q^D - 1}{q^{d_i} - 1}$ יהיו S_1, \dots, S_t אוסף קבוע של תתי מרחב לינאריים מסדר d_i של

F_q^D , הזרים בזוגות למעט וקטור ה-0. האוסף מובטח לנו מלמה 2.1.

G זה אוסף כל המטריצות $D \times D$ הלא סינגולריות.

עבור תת מרחב לינארי מסדר d_i , S , ותת מרחב לינארי מסדר D , B , נסמן ב- $S(B)$ את התת מרחב המתאים ב B .

כמו בהוכחה הקודמת, דנים שעבור $A \in G$ ו $B \in R$ רנדומליים, המרחב $(AS_i)(B)$ מתפלג יוניפורמית מעל L .

הסיכוי לבחור 2 תתי מרחב מסדר d_i תלויים לינארית של U הוא $\frac{q^{2d_i}}{q^m}$. למה? כי נניח בחרתי אחד

אקראי מ L . מה הסיכוי שאבחר בתת מרחב תלוי לינארית? זה כמות המרחבים שתלויים לינארית בזה שבחרתי חלקי כמות כל המרחבים. יש q^{d_i} מרחבים תלויים לינארית בזה הנבחר, שכן תת מרחב מסדר d_i מוגדר ע"י d_i וקטורים בת"ל. כל מרחב המכיל כפולה בסקלר של אחד הוקטורים יהיה תלוי לינארית

בשלנו, אזי צריך לבחור איזה סקלר מתוך q פעמים d_i - q^{d_i} . נחלק בכמות המרחבים הלינאריים $\frac{q^m}{q^{d_i}}$

ונקבל $\frac{q^{d_i}}{q^m} = \frac{q^{2d_i}}{q^m}$. (כשלכל אורך הדיון הנחתי כי $m = D$ - לא מצאתי התייחסות במסמך).

מכיוון שהסיכוי שקיבלנו זניח, נגיד ש $((AS_i)(B), (AS_j)(B))$ מתפלג אחיד מעל L ולא רק מעל המרחבים הבת"ל.

אזי כמו קודם מתקיים:

$$\lambda = \Pr_{B \in R, A \in G, i \in [t]} [(AS_i)(B) \in L'] = \text{Exp}_{A \in G, B \in R} \left[\Pr_{i \in [t]} [(AS_i)(B) \in L'] \right]$$

ולפי אי"ש צ'בישב:

$$\Pr_{B \in R, A \in G} \left[\left| \Pr_{i \in [t]} [(AS_i)(B) \in L'] - \lambda \right| \geq \frac{\lambda}{3} \right] \leq \frac{\text{Var}_{B \in R, A \in G} \left[\sum_{i=1}^t \chi [(AS_i)(B) \in L'] \right]}{(t\lambda)^2} = \frac{1}{9}$$

נסביר: אי"ש צ'בישב נתון ע"י:

$$\Pr \left[|X - E[X]| \geq \mu \sqrt{V[X]} \right] \leq \mu^{-2}$$

אצלנו:

$$\begin{aligned}
& \Pr_{B \in R, A \in G} \left[\left| \Pr_{i \in [t]} [(AS_i)(B) \in L'] - \lambda \right| \geq \frac{\lambda}{3} \right] \\
&= \Pr_{B \in R, A \in G} \left[\left| \Pr_{i \in [t]} [(AS_i)(B) \in L'] t - \lambda t \right| \geq \frac{\lambda t}{3} \right] \\
&= \Pr_{B \in R, A \in G} \left[\left| X - E[X] \right| \geq \frac{\lambda t}{3} \right] \Rightarrow \mu = \frac{\lambda t}{3\sqrt{V[X]}} \Rightarrow \\
& \Pr_{B \in R, A \in G} \left[\left| \Pr_{i \in [t]} [(AS_i)(B) \in L'] - \lambda \right| \geq \frac{\lambda}{3} \right] \leq \mu^{-2} = \frac{9V[X]}{(\lambda t)^2}
\end{aligned}$$

מכאן ניתוח השונות ברורה במסמך, ומובילה אותנו לתוצאה:

$$\Pr_{B \in R, A \in G} \left[\left| \Pr_{i \in [t]} [(AS_i)(B) \in L'] - \lambda \right| \geq \frac{\lambda}{3} \right] \leq \frac{18}{\lambda t}$$

ועתה כמו בסיום ההוכחה הקודמת, לפי שיקולי מיצוע מגדירים $p = \frac{18}{\lambda t}$, ואומרים שלכל ה- B ים-

למעט חלק בגודל יחסי \sqrt{p} מתקיים שלכל $A \in G$ למעט חלק בגודל יחסי \sqrt{p} החלק של תתי המרחב

כך ש $(AS_i)(B) \in L'$ הוא בין $\frac{2}{3}\lambda$ ו $\frac{4}{3}\lambda$.

לסיום, עבור $B \in R$ נתון, ההסתברות שתת קבוצה רנדומלית בגודל s_i של B , נופלת לתוך L' היא

$\text{Exp}_{\pi \in G} \left[\Pr_{i \in [t]} [(\pi S_i)(B) \in L'] \right]$. מהעיל, בשביל כל למעט חלק \sqrt{p} קבוצות B , הממוצע הזה

מעל $A \in G$ יהיה לפחות $\frac{2}{3}\lambda \geq (1-\sqrt{p})\lambda$ ולכל היותר $\frac{4}{3}\lambda + \sqrt{p} \leq \frac{4}{3}\lambda + \frac{3}{2}\lambda = \frac{11}{6}\lambda$.

(בגלל ש $\sqrt{p} \leq \frac{\lambda}{10}$ מתוך הנתון/הנחה $(\lambda^2 q)^{\frac{3}{2}} > 10$).

מש"ל.

2.4 תכונות של Samplers

למה 2.4 – עבור $G(L, R)$ שהוא (α, β) -sampler, נקבע $\lambda \geq 0, \rho \leq 1$ כך ש $\lambda \geq \alpha$ ו-

$\frac{\lambda \rho}{10} \geq \beta$. אזי לכל תת קבוצה $L' \subseteq L$ בגודל יחסי λ ולכל $R' \subseteq R$ בגודל יחסי ρ מתקיים:

$$\left| \Pr_{r \in R', l \in N(r)} [l \in L'] - \lambda \right| \leq \frac{2}{3} \lambda$$

צד שמאל של האי"ש הוא לכל היותר $\left| \Pr_{l \in N(r)} [l \in L'] - \lambda \right|$ $\text{Exp}_{r \in R'}$ (למה?). מתוך ההגדרה של

sampler אנחנו מקבלים שעבור כל פרט לחלק $\frac{\beta}{\rho}$ של צמתים $r \in R'$ מתקיים

$\left| \Pr_{l \in N(r)} [l \in L'] - \lambda \right| \leq \frac{1}{2} \lambda$. אז התוחלת הכוללת על $r \in R'$ יהא לכל היותר $\frac{\lambda}{2} + \frac{\beta}{\rho} \leq \frac{\lambda}{2} + \frac{\lambda}{10}$.

למה 2.5 – ההגדרה של *sampler* אינה סימטרית. היא רוצה דגימה טובה של צמתים מ- L ע"י צמתים מ- R . למה 2.5 אומרת שעבור קבוצות גדולות מ- R אנו מקבלים תכונה דומה סימטרית. פרטים במסמך.
ההוכחה מחלקת את L ל bad_1 ו- bad_2 שאלו החלקים בהם היא מקבלת יותר או פחות בהתאמה מהמוצע. מראים שהגודל שלהם בהכרח קטן מ λ כל אחד ע"י סתירה של הגדרתם מול הגדרת ה *sample*. על כן סה"כ יש חלק יחסי 2λ צמתים "רעות" מ L .

(ההמשך כבר פחות מפורט, ומסתמך בעיקר על המסמך. לכן חלק מהסימנים חסרי הגדרה)

למה 2.6 – מחדדת את למה 2.5 עבור גרף ה *independent*.

מסקנה 2.7 – השלכת למה 2.6 על המקרה הכללי של *inclusion graph*. מקבלים כי יש לכלל היותר

$$\left| \Pr_{r \in N(l)} [r \in R'] - \rho \right| \leq \nu \rho \quad \text{עבורם } L \text{ של צמתים מ } O\left(\left(\log \frac{1}{\rho}\right) / \left(\frac{k}{k'}\right)\right)$$

למה 2.8 – ע"י חסם Chernoff-Hoeffding, בהנתן $S \subseteq U$ בגודל יחסי λ ו $0 < \nu < 1$ קבוע. אזי גדלי תתי הקבוצות של U^k עבורם החיתוך עם S גדול ב ν או קטן בו מהמוצע חסום ע"י $e^{-\Omega(\lambda^k)}$.