

الگوریتمهای خلاصهسازی برای مهداده

محمدهادی فروغمنداعرابی پاییز ۱۳۹۹

شمارنده با حافظه کم

جلسه ی سوم

نگارنده: محمد جواد سجادی

۱ مروری بر مباحث گذشته

مسئله ی شمارنده : شمارهنده ای داریم که سه عمل انجام میدهد :

- . init() مقدار عدد n را می گذارد.
- . $n \leftarrow n+1$ عدد n را یک واحد افزایش می دهد، یعنی update()
 - عدد n و یا تخمینی از آن را خروجی می دهد. n عدد n

که میزان حافظه ی دقیق مورد نیاز برای ان (log n) برسی شد در این جلسه به راه حل تقریبی با حافظه ی کمتر برای این مسئله میپردازیم

۲ راه حل تقریبی

برای تعریف دقیق اینکه منظورمان از تقریب چیست باید گفت که ϵ را اندازه ی خطا و δ را احتمال خطا در نظر می گیریم . میخواهیم تمامی ϵ و δ را پیدا کنیم که در رابطه ی رو به رو صدق می کنند.

$$\mathbb{P}(|\tilde{n} - n| > \epsilon n) < \delta$$

[Mor78]



1.٢ الگوريتم موريس

اگر بجای اضافه شدن X در هر مرحله اینگونه الگوریتم را در نظر بگیریم :

- مقدار عدد X را می گذارد. (init())
- . (پا احتمال Y^{-X} افضایش می دهیم. X عدد X عدد X اوضایش می دهیم.
- . () query عدد $\mathbf{Y}^X \mathbf{1}$ رابه عنوان خروجی ارایه می دهیم.

اگر X_n را مقدار X پس از n بار به روز رسانی در نظر بگیریم

$$\mathbb{E}^{X_n} = n + 1$$
لم (\mathbb{E}^{X_n}

پایه: حکم به ازای n=1 بدهی است. چون پس از ۱ بار به روز رسانی با احتمال n=1 مقدار $X_1=1$ می شود

$$\mathbb{E} \mathsf{r}^{X_1} = \mathsf{r}^1 = \mathsf{r} = \mathsf{1} + \mathsf{1}$$

گام اثبات : فرض کنید حکم برای $n{=}k$ درست باشد حکم را برای $n{+}1$ اثبات می کنیم.

$$\mathbb{E}[\mathbf{Y}^{X_{n+1}}] = \sum_{j=\cdot}^{\infty} \mathbb{E}[\mathbf{Y}^{X_{n+1}} | X_n = j] * \mathbb{P}(X_n = j)$$

$$= \sum_{j=\cdot}^{\infty} (\mathbf{Y}^{-j} \mathbf{Y}^{j+1} + (\mathbf{1} - \mathbf{Y}^{-j}) \mathbf{Y}^j) * \mathbb{P}(X_n = j)$$

$$= \sum_{j=\cdot}^{\infty} (\mathbf{Y} + \mathbf{Y}^j - \mathbf{1}) * \mathbb{P}(X_n = j)$$

$$= \sum_{j=\cdot}^{\infty} (\mathbf{Y}^j + \mathbf{1}) * \mathbb{P}(X_n = j)$$

$$= \sum_{j=\cdot}^{\infty} \mathbf{Y}^j * \mathbb{P}(X_n = j) + \sum_{j=\cdot}^{\infty} \mathbb{P}(X_n = j)$$

و باید گفت که X_n را در نظر گرفتیم و از طرفی $\sum_{j=.}^{\infty} \mathbb{P}(X_n=j) = 1$ و باید گفت که X_n

$$\begin{split} &\sum_{j=\cdot}^{\infty} \mathbf{Y}^{j} * \mathbb{P}(X_{n} = j) = \sum_{j=\cdot}^{\infty} \mathbf{Y}^{X_{n}} * \mathbb{P}(X_{n} = j) \\ &= \sum_{j=\cdot}^{\infty} \mathbf{Y}^{X_{n}} * \mathbb{P}(X_{n} = j) = \mathbb{E}[\mathbf{Y}^{X_{n}}] \end{split}$$

 $\mathbb{E}[2^{X_n}] = n+1$ پس طبق فرض استقرا

$$\mathbb{E}[\mathbf{Y}^{X_n}] + \mathbf{1} = n + \mathbf{1} + \mathbf{1} = n + \mathbf{Y}$$

حكم اثبات شد.

ر
$$\mathbb{E}$$
۲ $^{\mathsf{r}*X_n} = \frac{\mathsf{r}}{\mathsf{r}} n^{\mathsf{r}} + \frac{\mathsf{r}}{\mathsf{r}} n + \mathsf{r}$ ر کا

پایه: حکم به ازای $n{=}1$ بدهی است. چون پس از ۱ بار به روز رسانی با احتمال ۲ $^{\circ}=1$ مقدار $X_{1}=1$ می شود

$$\mathbb{E} \mathbf{r}^{\mathbf{r}*X_1} = \mathbf{r}^{\mathbf{r}*1} = \mathbf{r} = \frac{\mathbf{r}}{\mathbf{r}} + \frac{\mathbf{r}}{\mathbf{r}} + \mathbf{1} = \mathbf{r}$$



گام اثبات : فرض کنید حکم برای $n{=}k$ درست باشد حکم را برای $n{+}1$ اثبات می کنیم.

$$\mathbb{E}[\mathbf{Y}^{\mathsf{Y}*X_{n+1}}] = \sum_{j=\cdot}^{\infty} \mathbb{E}[\mathbf{Y}^{\mathsf{Y}*X_{n+1}} | X_n = j] * \mathbb{P}(X_n = j)$$

$$= \sum_{j=\cdot}^{\infty} (\mathbf{Y}^{-j} \mathbf{Y}^{\mathsf{Y}(j+1)} + (\mathbf{1} - \mathbf{Y}^{-j}) \mathbf{Y}^{\mathsf{Y}j}) * \mathbb{P}(X_n = j)$$

$$= \sum_{j=\cdot}^{\infty} (\mathbf{Y}^{j+\mathsf{Y}} + \mathbf{Y}^{\mathsf{Y}j} - \mathbf{Y}^j) * \mathbb{P}(X_n = j)$$

$$= \sum_{j=\cdot}^{\infty} (\mathbf{Y} * \mathbf{Y}^j + \mathbf{Y}^{\mathsf{Y}j}) * \mathbb{P}(X_n = j)$$

$$= \mathbf{Y} * \sum_{j=\cdot}^{\infty} \mathbf{Y}^j * \mathbb{P}(X_n = j) + \sum_{j=\cdot}^{\infty} (\mathbf{Y}^{\mathsf{Y}j}) * \mathbb{P}(X_n = j)$$

و باید گفت که $\sum_{j=0}^\infty (2^{2*j})*\mathbb{P}(X_n=j)$ است. پس $\mathbb{E}[2^{X_n}]$ همان $\sum_{j=0}^\infty \mathsf{Y}^j*\mathbb{P}(X_n=j)$ همان و عبارت و عبارت

$$\mathbb{E}[\mathbf{r}^{\mathsf{r}*X_n}] + \mathbf{r}*\mathbb{E}[\mathbf{r}^{X_n}] = \frac{\mathbf{r}}{\mathsf{r}}n^{\mathsf{r}} + \frac{\mathbf{r}}{\mathsf{r}}n + 1 + \mathbf{r}*(n+1)$$
$$= \frac{\mathbf{r}}{\mathsf{r}}(n^{\mathsf{r}} + \mathsf{r}n + 1) + \frac{\mathbf{r}}{\mathsf{r}}(n+1) + 1 = \frac{\mathbf{r}}{\mathsf{r}}(n+1)^{\mathsf{r}} + \frac{\mathbf{r}}{\mathsf{r}}(n+1) + 1$$

حكم اثبات شد.

می خواهیم این مقدار را محاسبه کنیم و یا کرانی برای ان تعیین کنیم

$$\mathbb{P}(|\tilde{n} - n| > \epsilon n)$$

طبق قضیه ی چبیشف خواهیم داشت :

$$\begin{split} & \mathbb{P}(|\tilde{n} - n| > \epsilon n) < \frac{1}{\epsilon^{\mathsf{T}} n^{\mathsf{T}}} Var[\tilde{n}] \\ & = \frac{\mathbb{E}[\tilde{n}^{\mathsf{T}}] - \mathbb{E}[\tilde{n}]^{\mathsf{T}}}{\epsilon^{\mathsf{T}} n^{\mathsf{T}}} = \frac{\frac{\mathsf{T}}{\mathsf{T}} n^{\mathsf{T}} + \frac{\mathsf{T}}{\mathsf{T}} n + 1 - (n+1)^{\mathsf{T}}}{\epsilon^{\mathsf{T}} n^{\mathsf{T}}} \\ & = \frac{\frac{n^{\mathsf{T}} - n}{\mathsf{T}}}{\epsilon^{\mathsf{T}} n^{\mathsf{T}}} = \frac{n-1}{\mathsf{T} n \epsilon^{\mathsf{T}}} < \frac{1}{\mathsf{T} \epsilon^{\mathsf{T}}} \end{split}$$

اما اینجا اشکال بزرگی وجود دارد که مثلا برای $\epsilon=rac{1}{2}$ به کران $\epsilon=rac{1}{7(rac{1}{7})^{\gamma}}$ دست پیدا کردیم که اصلا کران خوبی نیست.

۲.۲ الگوريتم موريس+

به جای قرار دادن یک ماشین با الگوریتم موریس اگر بتوانیم S ماشین با این الگوریتم قرار بدهیم و برای جواب نهایی میانگین خروجی ماشین ها را قرار بدهیم . پس خواهیم داشت :

$$\tilde{n} = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^{s} \tilde{n}_{i}$$

لم $\mathbf r$ (ماشین های الگوریتم موریس مستقل هستند). اینگونه میتوان استدلال کرد که برای هر n بار به روز رسانی جواب هر یک مسقل از دیگری خواهد بود به این معنا که اضافه شدن هیچ یک مرتبط به دیگری نیست و تاثیری روی هم ندارند پس این s ماشین مستقل از هم هستند چون همگی تعداد ورودی مشخص و یکسانی ورودی می گیرند.



به طریق مشابه نامساوی را مینویسیم و با استفاده از لم خواهیم داشت:

$$\begin{split} & \mathbb{P}(|\tilde{n} - n| > \epsilon n) < \frac{1}{\epsilon^{\mathsf{T}} n^{\mathsf{T}}} Var[\tilde{n}] \\ & = \frac{1}{\epsilon^{\mathsf{T}} n^{\mathsf{T}}} Var[\frac{1}{s} \sum_{i=1}^{s} \tilde{n}_{i}] = \frac{1}{\epsilon^{\mathsf{T}} n^{\mathsf{T}} s^{\mathsf{T}}} Var[\sum_{i=1}^{s} \tilde{n}_{i}] \\ & = \frac{1}{\epsilon^{\mathsf{T}} n^{\mathsf{T}} s^{\mathsf{T}}} \sum_{i=1}^{s} Var[\tilde{n}_{i}] = \frac{1}{\epsilon^{\mathsf{T}} n^{\mathsf{T}} s^{\mathsf{T}}} s * Var[\tilde{n}_{i}] = \frac{1}{\epsilon^{\mathsf{T}} n^{\mathsf{T}} s} \\ & = \frac{1}{\epsilon^{\mathsf{T}} n * s} * \frac{n-1}{\mathsf{T}} < \frac{1}{\mathsf{T} * \epsilon^{\mathsf{T}} * s} < \delta \end{split}$$

کران کمی بهتر شد اما همچنان به اندازه ی کافی خوب نیست لازم به ذکر است که:

$$s > \frac{1}{\mathsf{r} * \epsilon^{\mathsf{r}} \delta} = \Theta(\frac{1}{\epsilon^{\mathsf{r}} \delta})$$

٣.٢ الگوريتم موريس++

اچرای t تا موریس+ در کنار هم و با $\frac{1}{3}$ و به عنوان جواب میانه را بر می *گ*ردانیم

متغیر های Y_i را ۱ در نظر می گیریم در صورتی که $\frac{1}{r} > \epsilon n > \epsilon n$ باشد در غیر این صورت \cdot در نظرمی گیریم. پس در صورتی الگوریتم ما بخواهد نتیجه ی مطلوب بدهد پس باید بیش از نیمی از از Y_i انها ۱ باشند .

لم ۴ (میانه؟). به صورت معمول میانگین را به عنوان خروجی بر می گردانند اما در انجا به علت احتمالاتی بودن سیستم احتمال وجود داده ی پرت ی بسیار زیاد است پس باید تخمین گری انتخاب کنیم که نسبت به داده های پرت واکنش زیادی نشان ندهد و یکی از بهترین و ساده ترین این تخمین گر ها میانه است.

ای به علت استقلال : کم $\mathbb{E}(\sum_{i=1}^t Y_i) > rac{r_t}{r})$ کم

$$\mathbb{E}(\sum_{i=1}^{t} Y_i) = \sum_{i=1}^{t} \mathbb{E}(Y_i) > \sum_{i=1}^{t} \frac{\mathbf{r}}{\mathbf{r}} = \frac{\mathbf{r}t}{\mathbf{r}}$$

حال به برسی اثبات می پردازیم اگر داشته باشیم :

$$\begin{split} & \mathbb{P}(\sum_{i=1}^t Y_i < \frac{t}{\mathbf{Y}}) = \mathbb{P}(\sum_{i=1}^t Y_i - \mathbb{E}[Y_i] < \frac{t}{\mathbf{Y}} - \mathbb{E}[Y_i]) \\ & = \mathbb{P}(\mathbb{E}[Y_i] - \sum_{i=1}^t Y_i > \mathbb{E}[Y_i] - \frac{t}{\mathbf{Y}}) = \mathbb{P}(|\mathbb{E}[Y_i] - \sum_{i=1}^t Y_i| > \mathbb{E}[Y_i] - \frac{t}{\mathbf{Y}}) \end{split}$$

مىدانيم طبق لم كه عبارت سمت راست احتمال مثبت است پس تغييرى روى ان ايجاد نمىكنيم:

$$\begin{split} & \mathbb{P}(|\mathbb{E}[Y_i] - \sum_{i=1}^t Y_i| > \mathbb{E}[Y_i] - \frac{t}{\mathbf{r}}) \\ & = \mathbb{P}(|\mathbb{E}[Y_i] - \sum_{i=1}^t Y_i| > \frac{1}{\mathbf{r}} \mathbb{E}[Y_i] + (\frac{\mathbf{r}}{\mathbf{r}} \mathbb{E}[Y_i] - \frac{t}{\mathbf{r}})) \\ & < \mathbb{P}(|\mathbb{E}[Y_i] - \sum_{i=1}^t Y_i| > \frac{1}{\mathbf{r}} \mathbb{E}[Y_i]) \end{split}$$

لازم به ذکر است که طبق لم داریم که

$$\frac{\mathsf{r}}{\mathsf{r}}\mathbb{E}[Y_i] - \frac{t}{\mathsf{r}} > \frac{\mathsf{r}}{\mathsf{r}} * \frac{\mathsf{r}t}{\mathsf{r}} = \frac{t}{\mathsf{r}} - \frac{t}{\mathsf{r}} = \cdot$$

یس طبق کران چرنوف خواهیم داشت که :

$$\mathbb{P}(|\mathbb{E}[Y_i] - \sum_{i=1}^t Y_i| > \frac{1}{\mathbf{f}} \mathbb{E}[Y_i]) < \mathbf{f} e^{\frac{-\epsilon^{\mathbf{f}} * \mathbb{E}[Y_i]}{\mathbf{f}}} < \mathbf{f} e^{\frac{-\epsilon^{\mathbf{f}} * \frac{\mathbf{f} t}{\mathbf{f}}}{\mathbf{f}}} = \mathbf{f} e^{\frac{-\frac{1}{\mathbf{f}} * \frac{\mathbf{f} t}{\mathbf{f}}}{\mathbf{f}}} = \mathbf{f} e^{\frac{-t}{\mathbf{f}} * \frac{\mathbf{f} t}{\mathbf{f}}} < \delta$$



پس با هم هی این تفاسیر خواهیم داشت که :

$$t > c * \ln(\frac{1}{\delta}) = \Theta(\ln \frac{1}{\delta})$$

پس حافظه ی نهایی برابر خواهد بود با :

$$s*t*\ln(\ln(n)) = \Theta(\frac{1}{\epsilon^{\mathsf{r}}}*\ln(\frac{1}{\delta})*\ln(\ln(n))$$

به عبارت دقیق تر ما به احتمال $\delta-1$ حافظه ی مورد نیاز ما $O(rac{1}{\epsilon^2}*\ln(rac{1}{\delta})*\ln(\ln(rac{n}{\epsilon\delta}))$ خواهد بود.

۴.۲ کمی بهتر؟؟

اگر بجای $O(\ln(\frac{1}{\epsilon}) + \ln(*\ln(\frac{1}{\delta})) + \ln(\ln(n))$ اگر بجای $O(\ln(\frac{1}{\epsilon}) + \ln(1+\ln(\frac{1}{\delta})) + \ln(\ln(n))$ برای حافظه خواهیم رسید و

$$O(\ln(\ln_{1+\epsilon}(n))) = O(\ln(\frac{1}{\epsilon}) + \ln(\ln(n)))$$

کران پایین مسئله ی گفته شده است. [PJN17]

مراجع

[Mor78] Robert Morris. Counting large numbers of events in small registers. Commun. ACM, 21(10):840–842, $10\ 1978$.

[PJN17] Vinh-Kha Le Prof. Jelani Nelson. Sketching algorithms for big data. Lecture 01:3–8, Fall 2017.