Eksamensdisposition - Distinct Elements

Søren Mulvad, rbn601

17. juni 2019

- Problem
- AMS algoritmen
- Kvaliteten af estimatet
 - For højt estimat \hat{d}
 - For lavt estimat \hat{d}
- Median tricket

Eksamensdisposition - Distinct Elements

Problem

Vi lader en strøm $j_1, \ldots, j_s \in [n]$ passere. Da lader vi f_j betegne antal forekomster af j i strømmen, svarende til antal elementer $\{i|j_i=j\}$.

Nu ønsker vi at give et estimat på d, som beskriver hvor mange forskellige elementer der var i strømmen, hvor

$$S = \{j | f_j > 0\},$$
 $d = |S|$

AMS algoritmen

Vi definerer nu for et heltal y > 0 funktionen zeros(y) til at være antal trailing 0'er i bit-formen af y.

F.eks. vil $y=288_{10}$ give zeros $(y)=1001\underbrace{00000}_{zeros}=5$ og vi ser $y \bmod 2^5=0$ mens $y \bmod 2^6\neq 0$.

Algorithm 1: AMS

Init

- 1 $h = \text{new random strong-universel hash function s.t. } h: [n] \to [n]$
- **2** z = 0

Process j

- 3 if zeros(h(j)) > z
- z = zeros(h(j))
- **5 return** $\hat{d} = 2^{z+1/2}$

Hvor Process j svarer til vi løbende kører alle j'er i strømmen igennem i linje 3-4, hvor vi potentielt kunne stoppe på et vilkårligt tidspunkt.

Intuitionen for algoritmen er, at vi forventer 1 ud af de d unikke elementer hashes så $zeros(h(j)) \ge \log d$, og vi forventer ikke nogle elementer at ramme $zeros(h(j)) \gg \log d$. Derfor vil maksværdien af zeros(h(j)) være en god approksimation af $\log d$.

Kvaliteten af estimatet

For ethvert $j \in [n]$ og ethvert heltal $r \geq 0$, definer da indikatorvariablen:

$$X_{r,j} = [\mathtt{zeros}(h(j)) \ge r]$$

Lad Y_r være en stokastisk variabel for et givent r som beskriver antal elementer j der både indgår i strømmen og opfylder at $zeros(h(j)) \ge r$:

$$Y_r = \sum_{j:f_j > 0} X_{r,j} \tag{1}$$

Lad t beskrive værdien af z idet algoritmen terminerer. Så har vi følgende:

$$t \ge r \iff Y_r > 0$$
 (2)

Idet der minimum har været et element der opfyldte at $zeros(h(j)) \ge r$.

Vi kan også omskrive det til, at såfremt intet element opfyldte det har vi:

$$t \le r - 1 \quad \Longleftrightarrow \quad Y_r = 0 \tag{3}$$

Siden h(j) er uniformt distribueret over $(\lg n)$ -bitstrengene har vi:

$$\mathbb{E}\left[X_{r,j}
ight] = \mathbb{P}\left[\mathtt{zeros}(h(j)) \geq r
ight] = rac{1}{2r}$$

Vi kan nu bestemme forventning Y_r som følger, idet vi bruger linearity of expectation på (1) og vi har defineret d til at være antal unikke elementer:

$$\mathbb{E}\left[Y_r\right] = \sum_{j:f_j > 0} \mathbb{E}\left[X_{r,j}\right] = \frac{d}{2^r} \tag{4}$$

Variansen fås til:

$$\operatorname{Var}\left[Y_r\right] = \sum_{j:f_j > 0} \operatorname{Var}\left[X_{r,j}\right] \tag{5}$$

$$= \sum_{j:f_j>0} \mathbb{E}\left[X_{r,j}^2\right] - \mathbb{E}\left[X_{r,j}\right]^2 \tag{6}$$

$$\leq \sum_{i:f_i>0} \mathbb{E}\left[X_{r,j}^2\right]$$

$$= \sum_{j:f_j>0} \mathbb{E}\left[X_{r,j}\right]$$

$$= \frac{d}{2r}$$
(7)

Hvor vi i (5) bruger den parvise uafhængighed der følger af at vi valgte en stærk universel hashingfunktion, i (6) bruger definitionen på varians og i (7) bruger at de er indikator-variabler.

Lad os nu definere \hat{d} til at være estimatet af d som algoritmen returnerer, hvorved vi har $\hat{d} = 2^{t+\frac{1}{2}}$.

For højt estimat \hat{d}

Vi lader nu a være det mindste heltal så $2^{a+\frac{1}{2}} > 6d$. Så får vi:

$$\mathbb{P}\left[\hat{d} \ge 6d\right] = \mathbb{P}\left[t \ge a\right] \tag{8}$$

$$= \mathbb{P}\left[Y_a > 0\right] \tag{9}$$

$$= \mathbb{P}\left[Y_a \ge 1\right]$$

$$=\frac{\mathbb{E}\left[Y_r\right]}{1}\tag{10}$$

$$\leq \frac{d}{2^a} < \frac{1}{4} \tag{11}$$

I (8) benytter vi værdien for \hat{d} og vores definition på a.

I (9) benytter vi $t \geq r \Longleftrightarrow Y_r > 0$ fra (2).

I (10) bruger vi Markovs ulighed.

I (11) benytter vi vores værdi for $\mathbb{E}[Y_r]$. Man får herefter en talværdi mindre end 1/4 såfremt man indsatte a.

For lavt estimat \hat{d}

Lad os tilsvarende kigge på sandsynligheden for at vi får noget for småt. Lad b være det største heltal så $2^{b+\frac{1}{2}} \le d/6$. Da får vi:

$$\mathbb{P}\left[\hat{d} \le d/6\right] = \mathbb{P}\left[t \le b\right] \tag{12}$$

$$= \mathbb{P}[Y_{b+1} = 0] = \mathbb{P}[|Y_{b+1} - \mathbb{E}[Y_{b+1}]| \ge \mathbb{E}[Y_{b+1}]]$$
(13)

$$\leq \frac{\operatorname{Var}[Y_{b+1}]}{\mathbb{E}[Y_{b+1}]^2} = \frac{1}{\mathbb{E}[Y_{b+1}]} \leq \frac{2^{b+1}}{d} < \frac{1}{4}$$
(14)

I (12) benytter vi vores værdier for \hat{d} og b.

I (13) benytter vi $t \le r \iff Y_b = 0$ fra (3).

I (14) benytter vi Chebyshevs ulighed og at $\text{Var}[Y_r] = \mathbb{E}[Y_r]$.

Vi ser at garantierne er relativt små. Det ses både ved at \hat{d} kan afvige med en del og at vores sandsynligheder kun er begrænset af omkring 25 %.

Median tricket

Lav nu k uafhængige X_0, \ldots, X_{k-1} estimater i parallel (ved at bruge forskellige hashfunktioner) og returner medianen $X_{(\lceil k/2 \rceil)}$ af de k svar.

Lad $B_i = [\hat{X}_i \geq 6d]$ og definer $B = \sum_{i \in [k]} B_i$. Vi ser at median tricket fejler når $B \geq k/2$.

Den forventede værdi af B er:

$$\mathbb{E}\left[B\right] = \mu = \sum_{i \in [k]} \mathbb{P}\left[B_i\right] \le k/4$$

Da får vi

$$\mathbb{P}[B \ge 2\mu] = \mathbb{P}[B \ge (1+\delta)\mu] \le e^{-\delta^2\mu/3} = e^{-k/12}$$

Hvor vi bruger Chernoff Bounds til at begrænse sandsynligheden, og herudover i eksponentialet benytter $\delta = 1$.

Herved har vi altså væsentligt begrænset sandsynligheden for at få noget rimelig forkert.