

Schémas d'approximation et minimisation.

[Chap 10 des Mitzenmacher-Ullman
Probability and computing]

(7)

a) (ϵ, δ) approximation.

P un problème qui a une solution de valeur V.
A un algorithme qui renvoie X , une variable aléatoire.

On dit A est une (ϵ, δ) approximation pour la valeur V si :

$$P(|X - V| \leq \epsilon V) \geq 1 - \delta.$$

Exemple : approximation de π .



Gm place m points au hasard uniformément sur le cercle, indép.
 $Z_i = \begin{cases} 1 & \text{si le } i\text{ème pt est dans le cercle} \\ 0 & \text{ sinon.} \end{cases}$: $P(Z_i = 1) = \frac{\pi}{4}$.

$$Z_1, \dots, Z_m \text{ iid, } \sim \text{Bern}(\pi/4). \text{ Soit } Z = \sum_{i=1}^n Z_i \quad E[Z] = \frac{m\pi}{4} \cdot \frac{4}{m} = \frac{m\pi}{4} \quad w = \frac{4}{m} Z \text{ (E}[w]=\pi)$$

Borne de Chernoff ($\epsilon < 1$) $P(|w - \pi| \geq \epsilon \pi) = P\left(|Z - \frac{m\pi}{4}| \geq \frac{\epsilon m\pi}{4}\right) \leq 2e^{-\frac{m\pi\epsilon^2}{12}}$

Pour avoir une (ϵ, δ) approx, il faut que $2e^{-\frac{m\pi\epsilon^2}{12}} \leq \delta$ et donc $m \geq \frac{12 \ln(2/\delta)}{\pi \epsilon^2}$

b) Schéma d'approximation polynomial

P un problème à entrée $P(x)$
A un algorithme à entrée $A(x)$

la solution pour cette entrée
la v.a. renvoyée par l'algo pour cette entrée.

FPRAS : fully polynomial randomized approximation scheme pour un pb P
est un algo aléatoire A pour lequel $\forall \epsilon, \delta, 0 \leq \epsilon, \delta \leq 1$, $\forall x$ entrée
A(x) est une (ϵ, δ) -approx de V(x) et se calcule en un temps polynomial
en $1/\epsilon$, $\ln 1/\delta$ et la taille de x.

lemme utile : Si X_1, \dots, X_m iid, $E(X_i) = \mu$. Si $m \geq \frac{3 \ln(2/\delta)}{\epsilon^2 \mu}$ alors
 $P\left(\left|\frac{1}{m} \sum X_i - \mu\right| \geq \epsilon \mu\right) \leq \delta$.

Application du pb de comptage

Ex: formule en DNF (forme normale disjonctive) $F = C_1 \vee C_2 \vee \dots \vee C_t$ $C_i = x_1 \bar{x}_2 \dots$

Problème : combien d'affectations des variables satifiait F ?

Le problème de décision associé est : existe-t-il une affectation des variables qui satisfait F ?

→ problème facile : il suffit qu'une clause soit satisfiable et donc qu'une clause ne soit pas contradiction.

Le problème difficile qui est associé est : CNF (forme normale conjonctive)
qui est NP-complet → le problème de complexité associé à DNF est aussi difficile.

Mais alors le pb de comptage par DNF est difficile :

CNF \rightarrow DNF

$M \mapsto \overline{H}$ en utilisant les lois de De Morgan

$$(x_1 \wedge \bar{x}_2 \wedge x_3) \vee (\bar{x}_2 \wedge \bar{x}_4) \vee \dots \xleftarrow{H} (\bar{x}_1 \vee x_2 \vee \bar{x}_3) \wedge (\bar{x}_2 \vee x_4) \dots$$

Classe de complexité #P: à PT mondet en temps polynomial tel que l'entrée se, le nombre de ch. acceptants est le nbre de solutions.

Plus pratiquement: il existe un algorithme (deterministe) qui vérifie qu'une instance du pb est solution en temps polynomial.

Si A est un pb# alors $\#A$ est le pb de compter le nbre d'instances qui sont solutions de ce problème.

Autres exemples de pb de complexité difficile:

- nbre de couples parfait. (alors que le pb de décision est facile)
- nbre de ch. Hamiltoniens

Algorithme naïf #DNF entrée: Formule F

$$X \leftarrow 0$$

Pour k allant de 1 à m faire

- . générer une affectation des variables de manière uniforme
- . si cette affectation satisfait F alors $X \leftarrow X+1$

Renvoyer $Y \leftarrow \frac{X}{m}$.

On note $c(F)$ le nombre d'affectations qui satisfont F .

$$\text{On a } E(Y) = \frac{2^m E(X)}{m} = c(F). \quad (E(X) = \frac{\# \text{affectations}}{2^m}).$$

→ pour avoir une (E, S) approx, il faut $m \geq \frac{3 \cdot 2^m}{\epsilon^2 c(F)} \ln(\frac{2}{\delta})$ | expenbel pas polynomial en la taille de l'entrée.

Un FPRAS pour #DNF.

$F = C_1 \vee C_2 \vee \dots \vee C_r$. On suppose qu'il existe deux C_i ne contenant x_i et $\neg x_i$ (sinon on peut éliminer cette clause).

• Si C_i a ℓ_i littéraux alors exactement $2^{m-\ell_i}$ affectations satisfont C_i

• On note $SC_i = \{x \mid F(x) = 1\}$ et $U = \{(c|x) \mid 1 \leq i \leq r, x \in SC_i\}$

$$|SC_i| = 2^{m-\ell_i}, \sum_{i=1}^r |SC_i| = |U| \text{ et } c(F) = |\bigcup_{i=1}^r SC_i|. \quad [c(F) \leq U].$$

Sort $S = \{(c|x) \mid 0 \leq i \leq r, x \in SC_i, x \notin SC_j \forall j \neq i\}$.

[pour chaque x tq $F(x) = 1$, on prend la tpe clause qui est satisfait unique.]

$$\text{Donc } |S| = c(F).$$

$|U|$ est connu, donc on peut estimer $c(F)$ en estimant $\frac{|S|}{|U|}$.

et comme $\frac{|S|}{|U|} \geq \frac{1}{c}$, S est a priori toléance vers U que l'ens. des solutions dans l'ensemble des affectations.

Alg: FPRAS pour #DNF

$$X \leftarrow 0$$

• Choisir i avec proba $\frac{|SC_i|}{\sum_j |SC_j|} = \frac{|SC_i|}{|U|}$

• Choisir x au hasard dans SC_i (si variables fixés, les autres au hasard)

• si $\forall j \neq i, x \notin SC_j$ alors $X \leftarrow X+1$

• Renvoyer $Y = \left(\frac{X}{m}\right) \sum_{i=1}^r |SC_i|$

$$\text{On vérifie bien que } P(C_i, x)_{\text{chain}} = P(C_i \text{ chain}) P(x \text{ chain} | C_i \text{ chain}) \quad (3)$$

$$= \frac{|SC_i|}{|U|} \times \frac{1}{|SC_i|} = \frac{1}{|U|}$$

$$\text{donc } E(Y) = \frac{E(X)}{m} \sum |SC_i| = \frac{m \cdot c(F)}{\sum |SC_i|} \times \frac{\sum |SC_i|}{m} = c(F).$$

De plus, on peut choisir $m = \lceil \frac{3}{\epsilon^2} \ln(\frac{2}{\delta}) \rceil$ car $E(X) \geq \frac{m}{F}$.

C) Lien entre échantillonnage et approximation des couplages.

Déf: Un échantilleur ϵ -uniforme est un algorithme qui génère $w \in \mathcal{S}$ tel que $\forall S \subseteq \mathcal{S} \quad |P(w \in S) - \frac{|S|}{|\mathcal{S}|}| \leq \epsilon$

(lien direct avec la existence de couplage).

FPAUS: fully polynomial almost uniform sampler pour \mathcal{S} est un algo qui prend en entrée $\mathcal{S}, \epsilon > 0$, il génère un échantillon ϵ -uniforme de $\mathcal{S}(x)$ et s'exécute en temps polynomial en $|A_1(K)|$ et en la taille de \mathcal{S} .

But : transformer un FPAUS en un FPRAS.

Exemple: démontrer les indépendants d'un graphe.

$G = (V, E)$ graphe non-orienté

$E = \{e_1, \dots, e_m\}$ $G_m = G$, $G_{i-1} = G_i - \{e_i\}$.

$\Omega(G_i) \triangleq \{ \text{indépendants de } G_i \}$

[comme dans l'exemple préc, on peut pas utiliser une méthode naïve : Ω_m ss. tous les combinaisons].

$$\text{Gma: } |\Omega(G)| = \frac{|\Omega(G_m)|}{|\Omega(G_{m-1})|} \times \frac{|\Omega(G_{m-1})|}{|\Omega(G_{m-2})|} \times \dots \times \frac{|\Omega(G_1)|}{|\Omega(G_0)|} = \prod_{i=1}^m |\Omega(G_i)|.$$

$$\text{Gm cherche à estimer } r_i = \frac{|\Omega(G_i)|}{|\Omega(G_{i-1})|}. \quad \text{Si } \tilde{r}_i \text{ est un estimateur de } r_i \text{ alors } |\Omega(G)| \text{ est estimé par } \tilde{\Omega} = \prod_{i=1}^m \tilde{r}_i = \tilde{\Omega}^m.$$

$$\text{L'erreur est de } R = \prod_{i=1}^m \frac{r_i}{\tilde{r}_i}.$$

$$\text{Gm veut obtenir } P(|\tilde{\Omega} - \Omega| \leq \epsilon |\Omega|) = P\left(\left|\frac{\tilde{\Omega}}{\Omega} - 1\right| \leq \epsilon\right) = P(|R - 1| \leq \epsilon) \geq 1 - \delta.$$

Lemme: Si \tilde{r}_i est une $(\epsilon/m, \delta/m)$ -approximation de r_i , alors $P(|R - 1| \leq \epsilon) \geq 1 - \delta$.

Dein: Gm suppose que $\forall i \quad P(|\tilde{r}_i - r_i| \leq \frac{\epsilon}{2m} r_i) \geq 1 - \delta/m$. Donc $P(|\tilde{r}_i - r_i| \geq \frac{\epsilon}{2m} r_i) \leq \delta/m$.

Il faut montrer: $P(\exists i \mid \tilde{r}_i - r_i \mid \geq \frac{\epsilon}{2m} r_i) \leq \delta$ et donc $P(\forall i \mid \tilde{r}_i - r_i \mid \leq \frac{\epsilon}{2m} r_i) \geq 1 - \delta$.

$$\begin{aligned} \text{Or } P(\exists i \mid \tilde{r}_i - r_i \mid \geq \frac{\epsilon}{2m} r_i) &\leq P\left(\left(1 - \frac{\epsilon}{2m}\right)^m \leq \prod \frac{\tilde{r}_i}{r_i} \leq \left(1 + \frac{\epsilon}{2m}\right)^m\right) \\ &\leq P\left(1 - \epsilon \leq \underbrace{\prod \frac{\tilde{r}_i}{r_i}}_{R} \leq 1 + \epsilon\right). \end{aligned}$$

Donc $P(|R - 1| \leq \epsilon) \geq 1 - \delta$.

Algorithm: estimate r_i (on suppose que l'on dispose d'un FPAUS pour les indépendants).

Entrée: $G_{i-1} = (V, E_{i-1})$, $G_i = (V, E_i)$

Sortie: \tilde{r}_i

$X \leftarrow 0$

Repéter $n = \lceil \frac{296 m^2 \ln(\delta/m)}{\epsilon^2} \rceil$ fois

a) générer un ϵ/m -échantillon de $\Omega(G_{i-1})$

b) si c'est un indépendant de G_i alors $X \leftarrow X + 1$

Retourner $\tilde{r}_i = X/n$.

(4)

Lemma: cet algorithme renvoie une $(\varepsilon/2m, \delta/m)$ approximation de r_i .

Dém. • $\frac{1}{2} \leq r_i \leq 1$: $f: \mathbb{Z}(G_{i-1}) \xrightarrow{\quad} \mathbb{Z}(G_i) \quad (r_i = \{0, \varepsilon\})$
 $\mathbb{I} \xrightarrow{\quad} \mathbb{I} \quad \text{si } (0, \varepsilon) \notin \mathbb{I}^2$
 $\mathbb{I} \xrightarrow{\quad} \mathbb{I} \setminus \{(0, \varepsilon)\} \quad \text{si } (0, \varepsilon) \in \mathbb{I}^2$

$$|\tilde{f}'(\mathbb{I})| \leq 2 \quad (\tilde{f}'(\mathbb{I}) = \mathbb{I} \setminus \{(0, \varepsilon)\})$$

$$\text{Donc } |\mathbb{Z}(G_{i-1})| \leq 2, |\mathbb{Z}(G_i)|$$

• Soit $X_k = 1$ si le k è échantillon stochastique indép de G_i , et 0 sinon.

$$|\mathbb{P}(X_k=1) - \frac{|\mathbb{Z}(G_i)|}{|\mathbb{Z}(G_{i-1})|}| \leq \frac{\varepsilon}{6m} \quad \text{Donc } |\mathbb{E}(X_k) - \frac{|\mathbb{Z}(G_i)|}{|\mathbb{Z}(G_{i-1})|}| \leq \frac{\varepsilon}{6m}.$$

$$\text{Mais alors } |\mathbb{E}(\tilde{f}') - r_i| = \left| \mathbb{E}\left(\frac{\sum X_k}{n}\right) - \frac{|\mathbb{Z}(G_i)|}{|\mathbb{Z}(G_{i-1})|} \right| = \left| \mathbb{E}(X_k) - \frac{|\mathbb{Z}(G_i)|}{|\mathbb{Z}(G_{i-1})|} \right| \leq \frac{\varepsilon}{6m}.$$

$$\bullet \mathbb{E}(\tilde{r}_i) \geq r_i - \frac{\varepsilon}{6m} \geq \frac{1}{2} - \frac{\varepsilon}{6m} \geq \frac{1}{2} - \frac{1}{6} = \frac{1}{3}.$$

$$\text{Donc on peut choisir } n \geq \frac{3}{\varepsilon} \frac{\ln(\delta/m)}{(\varepsilon/12m)^2} = 1296 m^2 \varepsilon^{-2} \ln(\frac{\delta/m}{\varepsilon}) \text{ alors}$$

$$P\left(\left|\frac{\tilde{r}_i}{\mathbb{E}(\tilde{r}_i)} - 1\right| \geq \frac{\varepsilon}{12m}\right) = P(|\tilde{r}_i - \mathbb{E}(\tilde{r}_i)| \geq \frac{\varepsilon}{12m} \mathbb{E}(\tilde{r}_i)) \leq \frac{\delta}{m}.$$

$$\text{Donc } P\left(1 - \frac{\varepsilon}{12m} \leq \frac{\tilde{r}_i}{\mathbb{E}(\tilde{r}_i)} \leq 1 + \frac{\varepsilon}{12m}\right) \geq 1 - \frac{\delta}{m}$$

$$1 - \frac{\varepsilon}{3m} \leq 1 - \frac{\varepsilon}{6mr_i} \leq \frac{\mathbb{E}(\tilde{r}_i)}{r_i} \leq 1 + \frac{\varepsilon}{6mr_i} \leq 1 + \frac{\varepsilon}{3m} \quad (r_i \geq \frac{1}{2})$$

$$\text{Donc } P\left(1 - \frac{\varepsilon}{3m}\right)\left(1 - \frac{\varepsilon}{3m}\right) \leq \frac{\tilde{r}_i}{r_i} \leq \left(1 + \frac{\varepsilon}{12m}\right)\left(1 + \frac{\varepsilon}{3m}\right) \geq 1 - \frac{\delta}{m}$$

$$P\left(1 - \frac{\varepsilon}{3m} \leq \frac{\tilde{r}_i}{r_i} \leq 1 + \frac{\varepsilon}{3m}\right) \geq 1 - \frac{\delta}{m}.$$

Th: Si on dispose d'un FPRAS pour les ensembles indépendants d'un graphe, alors on peut construire un FPRAS pour les ensembles indépendants.

Th (Jerrum, Valiant, Vazirani): Un pb #P-complet a soit un FPRAS soit il est impossible à approximer.

[Pb #P simple si] : $P \in \#P$

- $\forall P' \in \#P$, il existe un algo polynomial (deterministe) tq $P \leq P'$
- $P \neq \text{vidant} \Rightarrow \#P$.