Relacionando el muestreo (casi) uniforme con la existencia de un FPRAS

IIC3810

Marcelo Arenas y Luis Alberto Croquevielle

La noción de p-relación

Será conveniente ver las funciones de #P como relaciones.

Definición

Una relación $R \subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$ es una p-relación si:

- Existe un polinomio q tal que si $(x,y) \in R$, entonces $|y| \le q(|x|)$
- ▶ $R \in P$, vale decir, existe un algoritmo de tiempo polinomial que, dado $(x,y) \in \Sigma^* \times \Sigma^*$, verifica si $(x,y) \in R$

Cada p-relación representa una función en #P

Dada una relación $R \subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$, defina la función $f_R : \Sigma^* \to \mathbb{N}$ como:

$$f_R(x) = \begin{cases} |\{y \mid (x,y) \in R\}| & \text{si } \{y \mid (x,y) \in R\} \text{ es finito} \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Cada p-relación representa una función en #P

Dada una relación $R \subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$, defina la función $f_R : \Sigma^* \to \mathbb{N}$ como:

$$f_R(x) = \begin{cases} |\{y \mid (x,y) \in R\}| & \text{si } \{y \mid (x,y) \in R\} \text{ es finito} \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Proposition

Si R es una p-relación, entonces $f_R \in \#P$

1000

Cada p-relación representa una función en #P

Dada una relación $R \subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$, defina la función $f_R : \Sigma^* \to \mathbb{N}$ como:

$$f_R(x) = \begin{cases} |\{y \mid (x,y) \in R\}| & \text{si } \{y \mid (x,y) \in R\} \text{ es finito} \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Proposition

Si R es una p-relación, entonces $f_R \in \#P$

Ejercicio

Demuestre la proposición

1000 =

Sea $f: \Sigma^* \to \mathbb{N}$ una función en #P

Existe una MT no determinista M tal que para todo $x \in \Sigma^*$ se tiene que $f(x) = \mathsf{accept}_M(x)$

Sea $f: \Sigma^* \to \mathbb{N}$ una función en #P

Existe una MT no determinista M tal que para todo $x \in \Sigma^*$ se tiene que $f(x) = \mathsf{accept}_M(x)$

Cada ejecución de M se puede codificar usando el alfabeto Σ

Sea $f: \Sigma^* \to \mathbb{N}$ una función en #P

Existe una MT no determinista M tal que para todo $x \in \Sigma^*$ se tiene que $f(x) = \mathsf{accept}_M(x)$

Cada ejecución de M se puede codificar usando el alfabeto Σ

Utilizando las codificaciones de las ejecuciones de M definimos:

 $R_f = \{(x,y) \in \Sigma^* \times \Sigma^* \mid y \text{ codifica una ejecución de } M$ con entrada x que termina en un estado final $\}$

Proposition

Si f está en #P, entonces R_f es una p-relación

Proposition

Si f está en #P, entonces R_f es una p-relación

Demostración: Como la MT no determinista M en la transparencia anterior es de tiempo polinomial, para una entrada x se puede:

- Codificar cualquier ejecución de M que acepta usando un string de largo polinomial en |x|
- Verificar si una ejecución termina en estado final (simulando el funcionamiento de M) en tiempo polinomial

Funciones en #P y p-relaciones

Por lo tanto, de ahora en adelante trabajamos con p-relaciones.

Estudiaremos los problemas de conteo y de generación uniforme asociados a p-relaciones, sabiendo que los resultados se extienden de manera inmediata a funciones en #P

Dada una *p*-relación $R \subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$, sea:

$$N_R(x) = |\{y \in \Sigma^* \mid (x, y) \in R\}|$$

Además, suponga que \perp es un símbolo reservado que no es usado en Σ

Dada una *p*-relación $R \subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$, sea:

$$N_R(x) = |\{y \in \Sigma^* \mid (x, y) \in R\}|$$

Además, suponga que \perp es un símbolo reservado que no es usado en Σ

Un algoritmo aleatorizado $\mathcal{G}: \Sigma^* \to \Sigma^* \cup \{\bot\}$ es un generador uniforme para R si para todo $x,y \in \Sigma^*$:

- ▶ si $(x, y) \notin R$, entonces $Pr(\mathcal{G}(x) = y) = 0$
- ▶ si $(x,y) \in R$, entonces $\Pr(\mathcal{G}(x) = y) = \frac{1}{N_R(x)}$

Las herramientas que veremos más adelante no nos permitirán obtener generadores uniformes, sino que una versión más débil

ightharpoonup Consideramos nuevamente una p-relación $R\subseteq \Sigma^* imes \Sigma^*$

Las herramientas que veremos más adelante no nos permitirán obtener generadores uniformes, sino que una versión más débil

► Consideramos nuevamente una *p*-relación $R \subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$

Definición

Un algoritmo aleatorizado $\mathcal{G}: \Sigma^* \times (0,1) \to \Sigma^* \cup \{\bot\}$ es un generador casi uniforme para R si para todo $x,y \in \Sigma^*$ $y \in (0,1)$:

Las herramientas que veremos más adelante no nos permitirán obtener generadores uniformes, sino que una versión más débil

Consideramos nuevamente una p-relación $R \subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$

Definición

Un algoritmo aleatorizado $\mathcal{G}: \Sigma^* \times (0,1) \to \Sigma^* \cup \{\bot\}$ es un generador casi uniforme para R si para todo $x,y \in \Sigma^*$ y $\varepsilon \in (0,1)$:

▶ $si(x, y) \notin R$, entonces $Pr(G(x, \varepsilon) = y) = 0$



Las herramientas que veremos más adelante no nos permitirán obtener generadores uniformes, sino que una versión más débil

lacktriangle Consideramos nuevamente una p-relación $R\subseteq \Sigma^* imes \Sigma^*$

Definición

Un algoritmo aleatorizado $\mathcal{G}: \Sigma^* \times (0,1) \to \Sigma^* \cup \{\bot\}$ es un generador casi uniforme para R si para todo $x,y \in \Sigma^*$ y $\varepsilon \in (0,1)$:

- ▶ $si(x,y) \notin R$, entonces $Pr(\mathcal{G}(x,\varepsilon) = y) = 0$
- si $N_R(x) > 0$, entonces $\Pr(\mathcal{G}(x, \varepsilon) = \bot) = 0$

Las herramientas que veremos más adelante no nos permitirán obtener generadores uniformes, sino que una versión más débil

ightharpoonup Consideramos nuevamente una p-relación $R\subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$

Definición

Un algoritmo aleatorizado $\mathcal{G}: \Sigma^* \times (0,1) \to \Sigma^* \cup \{\bot\}$ es un generador casi uniforme para R si para todo $x,y \in \Sigma^*$ y $\varepsilon \in (0,1)$:

- ▶ $si(x,y) \notin R$, entonces $Pr(\mathcal{G}(x,\varepsilon) = y) = 0$
- ▶ $si\ N_R(x) > 0$, entonces $Pr(\mathcal{G}(x,\varepsilon) = \bot) = 0$
- ightharpoonup si $(x,y) \in R$, entonces:

$$(1-\varepsilon)\cdot \frac{1}{N_R(x)} \leq \Pr(\mathcal{G}(x,\varepsilon)=y) \leq (1+\varepsilon)\cdot \frac{1}{N_R(x)}$$



Un esquema de generación casi uniforme

Definición

Dada una p-relación $R\subseteq \Sigma^*\times \Sigma^*$, un algoritmo aleatorizado $\mathcal{G}:\Sigma^*\times (0,1)\to \Sigma^*\cup\{\bot\}$ es un fully polynomial almost uniform generator (FPAUG) para R si

- 1. \mathcal{G} es un generador casi uniforme para R
- 2. Existe un polinomio q(u,v) tal que para todo $x \in \Sigma^*$ y $\varepsilon \in (0,1)$, el número de pasos ejecutados por $\mathcal{G}(x,\varepsilon)$ es menor o igual a $q(|x|,\frac{1}{\varepsilon})$

- L

Una definición de FPRAS para relaciones

Definición

Dada una p-relación $R\subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$, un algoritmo aleatorizado $\mathcal{A}: \Sigma^* \times (0,1) \to \mathbb{N}$ es un fully polynomial randomized approximation scheme (FPRAS) para R si existe un polinomio q(u,v) tal que para cada $x\in \Sigma^*$ y $\varepsilon\in (0,1)$:

1. El número de pasos ejecutados por $A(x,\varepsilon)$ es menor o igual a $q(|x|,\frac{1}{\varepsilon})$

Una definición de FPRAS para relaciones

Definición

Dada una p-relación $R\subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$, un algoritmo aleatorizado $\mathcal{A}: \Sigma^* \times (0,1) \to \mathbb{N}$ es un fully polynomial randomized approximation scheme (FPRAS) para R si existe un polinomio q(u,v) tal que para cada $x\in \Sigma^*$ y $\varepsilon\in (0,1)$:

- 1. El número de pasos ejecutados por $\mathcal{A}(x,\varepsilon)$ es menor o igual a $q(|x|,\frac{1}{\varepsilon})$
- 2. $\Pr(|\mathcal{A}(x,\varepsilon) N_R(x)| \le \varepsilon \cdot N_R(x)) \ge \frac{3}{4}$

Una definición de FPRAS para relaciones

Definición

Dada una p-relación $R\subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$, un algoritmo aleatorizado $\mathcal{A}: \Sigma^* \times (0,1) \to \mathbb{N}$ es un fully polynomial randomized approximation scheme (FPRAS) para R si existe un polinomio q(u,v) tal que para cada $x\in \Sigma^*$ y $\varepsilon\in (0,1)$:

- 1. El número de pasos ejecutados por $\mathcal{A}(x,\varepsilon)$ es menor o igual a $q(|x|,\frac{1}{\varepsilon})$
- 2. $\Pr(|\mathcal{A}(x,\varepsilon) N_R(x)| \le \varepsilon \cdot N_R(x)) \ge \frac{3}{4}$

Observación

Dado $f \in \#P$ representado como R_f , se puede demostrar que esta definición de FPRAS es equivalente a la vista en el capítulo anterior



Un comentario sobre las definiciones anteriores

La noción de algoritmo aleatorizado se formaliza usando MT probabilísticas

Estas máquinas funcionan con cintas de bits, por lo que las probabilidades resultantes son de la forma $\frac{n}{2^k}$

Un comentario sobre las definiciones anteriores

La noción de algoritmo aleatorizado se formaliza usando MT probabilísticas

Estas máquinas funcionan con cintas de bits, por lo que las probabilidades resultantes son de la forma $\frac{n}{2^k}$

Por lo tanto, al describir un algoritmo aleatorizado, en teoría no podemos decir algo como "la probabilidad de error del algoritmo es $\frac{1}{3}$ "

Algunos comentarios sobre las definiciones anteriores

Tratar de tener algoritmos aleatorizados con probabilidades arbitrarias no entrega intuiciones nuevas

► Y hace mucho más técnicas y complicadas las demostraciones

Algunos comentarios sobre las definiciones anteriores

Tratar de tener algoritmos aleatorizados con probabilidades arbitrarias no entrega intuiciones nuevas

► Y hace mucho más técnicas y complicadas las demostraciones

Supuesto

Todas las probabilidades que vamos a considerar (por ejemplo, la probabilidad $\frac{1}{N_R(x)}$) son de la forma $\frac{n}{2^k}$

La relación entre FPAUG y FPRAS

Pasaremos ahora a enunciar y demostrar que la existencia de un FPAUG implica la existencia de un FPRAS

- Este resultado es válido para una amplia clase de relaciones
- Esto nos va a permitir utilizar una gran cantidad de herramientas desarrolladas para el muestreo de variables aleatorias en la construcción de FPRAS

La relación entre FPAUG y FPRAS

Pasaremos ahora a enunciar y demostrar que la existencia de un FPAUG implica la existencia de un FPRAS

- Este resultado es válido para una amplia clase de relaciones
- Esto nos va a permitir utilizar una gran cantidad de herramientas desarrolladas para el muestreo de variables aleatorias en la construcción de FPRAS

Primero debemos formalizar la noción de *p*-relación auto-reducible, la cual es necesaria al demostrar la relación entre FPAUG y FPRAS

Relaciones auto-reducibles

Intuitivamente, un problema se dice auto-reducible si es que se puede solucionar mediante la resolución de instancias más simples del mismo problema

Relaciones auto-reducibles

Intuitivamente, un problema se dice auto-reducible si es que se puede solucionar mediante la resolución de instancias más simples del mismo problema

Ejemplo

Sea φ una fórmula proposicional con variables x_1, \ldots, x_n

La notación $arphi[rac{x_i}{v}]$ indica que la variable x_i es reemplazada por $v \in \{0,1\}$

- Si v = 0 reemplazamos x_i por el operador 0-ario \bot , y si v = 1 reemplazamos x_i por el operador 0-ario \top
- $ightharpoonup \varphi \left[rac{x_i}{v} \right]$ tiene una variable menos que φ

Determinar si φ es satisfacible se reduce a determinar si $\varphi[\frac{x_1}{0}]$ o $\varphi[\frac{x_1}{1}]$ es satisfacible

Así, una instancia de SAT se reduce a instancias más simples de SAT

Definición

Definición

Una relación $R \subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$ es auto-reducible si:

1. Existe una función $g: \Sigma^* \to \mathbb{N}$ tal que g es computable en tiempo polinomial y para cada $(x,y) \in R$ se tiene que |y| = g(x)

Definición

- 1. Existe una función $g: \Sigma^* \to \mathbb{N}$ tal que g es computable en tiempo polinomial y para cada $(x,y) \in R$ se tiene que |y| = g(x)
- **2**. Existen funciones $\psi : \Sigma^* \times \Sigma^* \to \Sigma^*$ y $\sigma : \Sigma^* \to \mathbb{N}$ tales que:

Definición

- 1. Existe una función $g: \Sigma^* \to \mathbb{N}$ tal que g es computable en tiempo polinomial y para cada $(x,y) \in R$ se tiene que |y| = g(x)
- **2**. Existen funciones $\psi : \Sigma^* \times \Sigma^* \to \Sigma^*$ y $\sigma : \Sigma^* \to \mathbb{N}$ tales que:
 - $\blacktriangleright \ \psi \ y \ \sigma$ son computables en tiempo polinomial

Definición

- 1. Existe una función $g: \Sigma^* \to \mathbb{N}$ tal que g es computable en tiempo polinomial y para cada $(x,y) \in R$ se tiene que |y| = g(x)
- **2**. Existen funciones $\psi : \Sigma^* \times \Sigma^* \to \Sigma^*$ y $\sigma : \Sigma^* \to \mathbb{N}$ tales que:
 - $ightharpoonup \psi \ y \ \sigma$ son computables en tiempo polinomial

Definición

- 1. Existe una función $g: \Sigma^* \to \mathbb{N}$ tal que g es computable en tiempo polinomial y para cada $(x,y) \in R$ se tiene que |y| = g(x)
- **2**. Existen funciones $\psi : \Sigma^* \times \Sigma^* \to \Sigma^*$ y $\sigma : \Sigma^* \to \mathbb{N}$ tales que:
 - $ightharpoonup \psi \ y \ \sigma$ son computables en tiempo polinomial

 - $\forall x \in \Sigma^*$: si g(x) > 0, entonces $0 < \sigma(x) \le g(x)$

Relaciones auto-reducibles: formalización

Definición

Una relación $R \subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$ es auto-reducible si:

- 1. Existe una función $g: \Sigma^* \to \mathbb{N}$ tal que g es computable en tiempo polinomial y para cada $(x,y) \in R$ se tiene que |y| = g(x)
- **2.** Existen funciones $\psi : \Sigma^* \times \Sigma^* \to \Sigma^*$ y $\sigma : \Sigma^* \to \mathbb{N}$ tales que:
 - $\blacktriangleright \ \psi \ y \ \sigma$ son computables en tiempo polinomial

 - $\forall x \in \Sigma^*$: si g(x) > 0, entonces $0 < \sigma(x) \le g(x)$
 - $\forall x, w \in \Sigma^* : |\psi(x, w)| \leq |x|$

Relaciones auto-reducibles: formalización

Definición

Una relación $R \subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$ es auto-reducible si:

- 1. Existe una función $g: \Sigma^* \to \mathbb{N}$ tal que g es computable en tiempo polinomial y para cada $(x,y) \in R$ se tiene que |y| = g(x)
- **2**. Existen funciones $\psi : \Sigma^* \times \Sigma^* \to \Sigma^*$ y $\sigma : \Sigma^* \to \mathbb{N}$ tales que:
 - $\blacktriangleright \ \psi \ \text{y} \ \sigma$ son computables en tiempo polinomial

 - $\forall x \in \Sigma^*$: si g(x) > 0, entonces $0 < \sigma(x) \le g(x)$
 - $\forall x, w \in \Sigma^* : |\psi(x, w)| \leq |x|$
 - $\forall x, y \in \Sigma^* \ con \ y = a_1 \cdots a_n$:

$$(x,y) \in R$$
 si y sólo si $(\psi(x,a_1 \cdots a_{\sigma(x)}), a_{\sigma(x)+1} \cdots a_n) \in R$

Relaciones auto-reducibles: ejemplos

Ejercicios

Demuestre que las siguientes relaciones son auto-reducibles:

- 1. $R_{\text{SAT}}=\{(\varphi,\sigma)\mid \varphi \text{ es una fórmula proposicional y }\sigma \text{ es una valuación tal que }\sigma(\varphi)=1\}$
- 2. $R_{IS} = \{(G, S) \mid G \text{ es un grafo y } S \text{ es un conjunto independiente de } G\}$

Dado un grafo G = (N, A), decimos que $S \subseteq N$ es un conjunto independiente maximal de G si:

- 1. S es un conjunto independiente de G
- 2. Para todo conjunto independiente S' de G, no se cumple que $S \subsetneq S'$

Dado un grafo G = (N, A), decimos que $S \subseteq N$ es un conjunto independiente maximal de G si:

- 1. S es un conjunto independiente de G
- 2. Para todo conjunto independiente S' de G, no se cumple que $S \subsetneq S'$

Considere la relación:

 $R_{\mathsf{MIS}} = \{(G,S) \mid G \text{ es un grafo y } S \text{ es un conjunto independiente maximal de } G\}$

Dado un grafo G = (N, A), decimos que $S \subseteq N$ es un conjunto independiente maximal de G si:

- 1. S es un conjunto independiente de G
- 2. Para todo conjunto independiente S' de G, no se cumple que $S \subsetneq S'$

Considere la relación:

 $R_{\mathsf{MIS}} = \{(G,S) \mid G \text{ es un grafo y } S \text{ es un conjunto independiente maximal de } G\}$

; Es R_{MIS} auto-reducible?

Dado un grafo G = (N, A), decimos que $S \subseteq N$ es un conjunto independiente maximal de G si:

- 1. S es un conjunto independiente de G
- 2. Para todo conjunto independiente S' de G, no se cumple que $S \subsetneq S'$

Considere la relación:

 $R_{\mathsf{MIS}} = \{(G,S) \mid G \text{ es un grafo y } S \text{ es un conjunto independiente maximal de } G\}$

ES R_{MIS} auto-reducible?

¿Cómo se puede demostrar que no lo es?

Una propiedad de las relaciones auto-reducibles

Para demostrar que $R_{\rm MIS}$ no es auto-reducible identificamos una propiedad de las relaciones auto-reducibles que no es cumplida por $R_{\rm MIS}$

Bajo una suposición de complejidad

Una propiedad de las relaciones auto-reducibles

Para demostrar que $R_{\rm MIS}$ no es auto-reducible identificamos una propiedad de las relaciones auto-reducibles que no es cumplida por $R_{\rm MIS}$

Bajo una suposición de complejidad

Dado un alfabeto Σ , suponga dado un orden lineal en Σ

Este orden lineal induce un orden lexicográfico \leq en Σ^*

Una propiedad de las relaciones auto-reducibles

Para demostrar que $R_{\rm MIS}$ no es auto-reducible identificamos una propiedad de las relaciones auto-reducibles que no es cumplida por $R_{\rm MIS}$

► Bajo una suposición de complejidad

Dado un alfabeto Σ , suponga dado un orden lineal en Σ

Este orden lineal induce un orden lexicográfico ≤ en Σ*

Definición

Dada una relación $R \subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$:

```
Exists(R) = \{x \mid \exists y : (x, y) \in R\}
Min(R) = \{(x, y) \mid x \in Exists(R) \land y = \arg\min_{\leq} \{z \mid (x, z) \in R\}\}
Max(R) = \{(x, y) \mid x \in Exists(R) \land y = \arg\max_{\leq} \{z \mid (x, z) \in R\}\}
```

Una propiedad de las relaciones auto-reducible

Teorema

Si R es una p-relación auto-reducible tal que $Exists(R) \in P$, entonces $Min(R) \in P$ y $Max(R) \in P$

Una propiedad de las relaciones auto-reducible

Teorema

Si R es una p-relación auto-reducible tal que Exists $(R) \in P$, entonces $Min(R) \in P$ y $Max(R) \in P$

Ejercicio

Demuestre el teorema

$R_{\rm MIS}$ no es auto-reducible

Proposición

Si R_{MIS} es auto-reducible, entonces P = NP

$R_{\rm MIS}$ no es auto-reducible

Proposición

Si R_{MIS} es auto-reducible, entonces P = NP

Ejercicio

Demuestre las siguientes propiedades:

- 1. R_{MIS} es una p-relación y Exists $(R_{\text{MIS}}) \in P$
- 2. $Min(R_{MIS})$ es co-NP-completo

$R_{\rm MIS}$ no es auto-reducible

Proposición

Si R_{MIS} es auto-reducible, entonces P = NP

Ejercicio

Demuestre las siguientes propiedades:

- 1. R_{MIS} es una p-relación y Exists $(R_{\text{MIS}}) \in P$
- 2. $Min(R_{MIS})$ es co-NP-completo

A partir de estas propiedades y del teorema demuestre la proposición

Solucionando el ejercicio: $\overline{Min(R_{MIS})}$ es NP-hard

Vamos a mostrar que CNF-SAT $\leq_m^p \overline{\text{Min}(R_{\text{MIS}})}$

Solucionando el ejercicio: $\overline{Min(R_{MIS})}$ es NP-hard

Vamos a mostrar que CNF-SAT $\leq_m^p \overline{Min(R_{MIS})}$

▶ Dada una formula proposicional φ en CNF, mostramos como construir en tiempo polinomial un grafo G = (N, A) y un conjunto $S \subseteq N$ tales que:

$$\varphi$$
 es satisfacible si y sólo si $(G,S) \in \overline{Min(R_{MIS})}$

Solucionando el ejercicio: $Min(R_{MIS})$ es NP-hard

Vamos a mostrar que CNF-SAT $\leq_m^p Min(R_{MIS})$

▶ Dada una formula proposicional φ en CNF, mostramos como construir en tiempo polinomial un grafo G = (N, A) y un conjunto $S \subseteq N$ tales que:

$$arphi$$
 es satisfacible si y sólo si $(G,S) \in \overline{\mathrm{Min}(R_{\mathrm{MIS}})}$

Debemos representar S como un string sobre un alfabeto Σ fijo

Solucionando el ejercicio: $Min(R_{MIS})$ es NP-hard

Vamos a mostrar que CNF-SAT $\leq_m^p \overline{Min(R_{MIS})}$

▶ Dada una formula proposicional φ en CNF, mostramos como construir en tiempo polinomial un grafo G = (N, A) y un conjunto $S \subseteq N$ tales que:

$$arphi$$
 es satisfacible si y sólo si $(G,S)\in\overline{\mathrm{Min}(R_{\mathrm{MIS}})}$

Debemos representar S como un string sobre un alfabeto Σ fijo

► Esto es necesario porque debemos tener un orden lexicográfico sobre los conjuntos independientes maximales de *G*

Solucionando el ejercicio: $\overline{Min(R_{MIS})}$ es NP-hard

Vamos a mostrar que CNF-SAT $\leq_m^p \overline{Min(R_{MIS})}$

▶ Dada una formula proposicional φ en CNF, mostramos como construir en tiempo polinomial un grafo G = (N, A) y un conjunto $S \subseteq N$ tales que:

$$arphi$$
 es satisfacible si y sólo si $(G,S) \in \overline{\mathrm{Min}(R_{\mathrm{MIS}})}$

Debemos representar S como un string sobre un alfabeto Σ fijo

 Esto es necesario porque debemos tener un orden lexicográfico sobre los conjuntos independientes maximales de G

En estricto rigor también G debería ser representado como un string sobre Σ

► Aunque esto no es fundamental para la demostración

Solucionando el ejercicio: $Min(R_{MIS})$ es NP-hard

Vamos a dar la idea de la demostración con un ejemplo

▶ Dejamos como un ejercicio el generalizar esta idea a cualquier fórmula proposicional en CNF

Solucionando el ejercicio: $\overline{\text{Min}(R_{\text{MIS}})}$ es NP-hard

Vamos a dar la idea de la demostración con un ejemplo

▶ Dejamos como un ejercicio el generalizar esta idea a cualquier fórmula proposicional en CNF

Suponga que
$$\varphi = C_1 \wedge C_2$$
, donde $C_1 = (r \vee t)$ y $C_2 = (t \vee \neg s \vee \neg t \vee \neg u)$

ightharpoonup Consideramos $\Sigma = \{0, 1\}$ en la reducción

Los nodos del grafo G

El conjunto N de nodos de G es definido como:

$$N = \{C_1, C_2, r, s, t, u, \neg r, \neg s, \neg t, \neg u, \star\}$$

donde \star es un símbolo que no es mencionado en φ

Representando un conjunto independiente de G

Para representar un conjunto $S \subseteq N$ usamos un string $w \in \{0,1\}^*$ de largo 11

- ▶ El primer bit de w es 1 si $C_1 \in S$, y 0 en caso contrario. El segundo bit de w es 1 si $C_2 \in S$, y 0 en caso contrario
- ▶ El tercer bit de w es 1 si $\star \in S$, y 0 en caso contrario
- Los siguientes bits de w son construidos de la misma forma para los nodos $r, s, t, u, \neg r, \neg s, \neg t, \neg u$

Representando un conjunto independiente de G

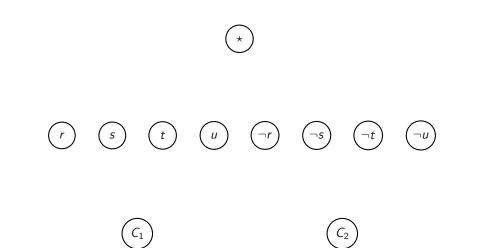
Para representar un conjunto $S \subseteq N$ usamos un string $w \in \{0,1\}^*$ de largo 11

- ▶ El primer bit de w es 1 si $C_1 \in S$, y 0 en caso contrario. El segundo bit de w es 1 si $C_2 \in S$, y 0 en caso contrario
- ▶ El tercer bit de w es 1 si $\star \in S$, y 0 en caso contrario
- Los siguientes bits de w son construidos de la misma forma para los nodos $r, s, t, u, \neg r, \neg s, \neg t, \neg u$

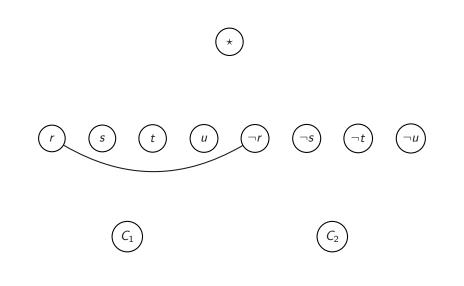
Ejemplo

El conjunto $S = \{C_2, \star, u, \neg s, \neg t\}$ es representado por el string 01100010110

Los arcos del grafo G

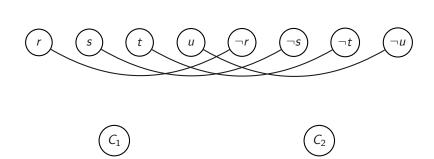


Los arcos del grafo G



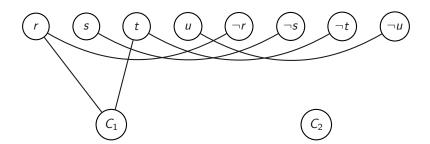
Los arcos del grafo G





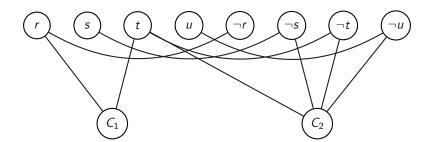
Los arcos del grafo ${\it G}$



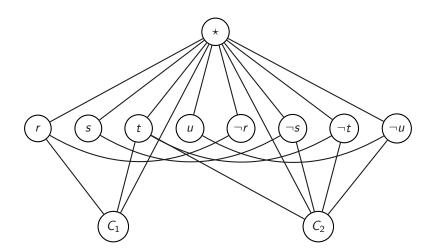


Los arcos del grafo ${\it G}$





Los arcos del grafo ${\it G}$



- $S = \{\star\}$ es un conjunto independiente maximal de G
 - Es representado por el string 00100000000

- $S = \{\star\}$ es un conjunto independiente maximal de G
 - ► Es representado por el string 00100000000

Tenemos que φ es satisfacible si y sólo si $(G, S) \in \overline{Min(R_{MIS})}$

▶ ¿Por qué se cumple esto en general?

- $S = \{\star\}$ es un conjunto independiente maximal de G
 - Es representado por el string 00100000000

Tenemos que φ es satisfacible si y sólo si $(G, S) \in \overline{\mathsf{Min}(R_{\mathsf{MIS}})}$

▶ ¿Por qué se cumple esto en general?

 $S' = \{r, \neg s\}$ también es un conjunto independiente maximal de G

- $S = \{\star\}$ es un conjunto independiente maximal de G
 - Es representado por el string 00100000000

Tenemos que φ es satisfacible si y sólo si $(G,S) \in \overline{Min(R_{MIS})}$

▶ ¿Por qué se cumple esto en general?

 $S' = \{r, \neg s\}$ también es un conjunto independiente maximal de G

• S' representa a una valuación σ que satisface φ : $\sigma(r)=1$ y $\sigma(s)=0$

- $S = \{\star\}$ es un conjunto independiente maximal de G
 - Es representado por el string 00100000000

Tenemos que φ es satisfacible si y sólo si $(G, S) \in \overline{\mathsf{Min}(R_{\mathsf{MIS}})}$

▶ ¿Por qué se cumple esto en general?

 $S' = \{r, \neg s\}$ también es un conjunto independiente maximal de G

- S' representa a una valuación σ que satisface φ : $\sigma(r)=1$ y $\sigma(s)=0$
- \triangleright S' es representado por el string 00010000100

La equivalencia entre los problemas

- $S = \{\star\}$ es un conjunto independiente maximal de G
 - Es representado por el string 00100000000

Tenemos que φ es satisfacible si y sólo si $(G, S) \in \overline{\mathsf{Min}(R_{\mathsf{MIS}})}$

¿Por qué se cumple esto en general?

 $S' = \{r, \neg s\}$ también es un conjunto independiente maximal de G

- S' representa a una valuación σ que satisface φ : $\sigma(r)=1$ y $\sigma(s)=0$
- \triangleright S' es representado por el string 00010000100
- ► Tenemos que $(G, S) \in Min(R_{MIS})$ puesto que 00010000100 es menor que 00100000000 en orden lexicográfico

Comentarios finales

Ejercicios

- 1. Para $\varphi = (r \lor t) \lor (t \lor \neg s \lor \neg t \lor \neg u)$, encuentre S'' tal que $(G, S'') \in Min(R_{MIS})$
- 2. Generalice la construcción mostrada para cualquier fórmula proposicional φ en CNF
 - Si φ menciona m cláusulas y n variables proposicionales, entonces el grafo G debe tener $m+2\cdot n+1$ nodos
 - ► Como en el ejemplo, se debe tener que $S = \{\star\}$
- 3. Para la construcción realizada en 2, demuestre que φ es satisfacible si y sólo si $(G,S) \in \overline{\text{Min}(R_{\text{MIS}})}$

Una herramienta fundamental

Teorema (Jerrum, Valiant & Vazirani)

Sea R una p-relación auto-reducible. Si existe un FPAUG para R, entonces existe un FPRAS para R

Vamos a mostrar algunas de las ideas fundamentales de la demostración considerando #SAT

▶ Recuerde que $R_{\mathsf{SAT}} = \{(\varphi, \sigma) \mid \varphi \text{ es una fórmula proposicional y } \sigma$ es una valuación tal que $\sigma(\varphi) = 1\}$ es una p-relación auto-reducible

Vamos a mostrar algunas de las ideas fundamentales de la demostración considerando #SAT

Proposition Recuerde que $R_{\mathsf{SAT}} = \{(\varphi, \sigma) \mid \varphi \text{ es una fórmula propositional y } \sigma$ es una valuación tal que $\sigma(\varphi) = 1\}$ es una p-relación auto-reducible

Suponemos que tenemos un generador uniforme para R_{SAT}

Vamos a mostrar algunas de las ideas fundamentales de la demostración considerando #SAT

Proposition Recuerde que $R_{\mathsf{SAT}} = \{(\varphi,\sigma) \mid \varphi \text{ es una fórmula propositional y } \sigma$ es una valuación tal que $\sigma(\varphi) = 1\}$ es una p-relación auto-reducible

Suponemos que tenemos un generador uniforme para R_{SAT}

 Si este generador funciona en tiempo polinomial entonces vamos a obtener un FPRAS para #SAT

Vamos a mostrar algunas de las ideas fundamentales de la demostración considerando #SAT

▶ Recuerde que $R_{\mathsf{SAT}} = \{(\varphi, \sigma) \mid \varphi \text{ es una fórmula proposicional y } \sigma$ es una valuación tal que $\sigma(\varphi) = 1\}$ es una p-relación auto-reducible

Suponemos que tenemos un generador uniforme para R_{SAT}

- Si este generador funciona en tiempo polinomial entonces vamos a obtener un FPRAS para #SAT
- ► En la demostración del teorema la hipótesis será que existe un FPAUG para la relación que estemos considerando

Sea ${\mathcal G}$ un generador uniforme para R_{SAT} que funciona en tiempo polinomial

Para cada fórmula proposicional φ tenemos:

- ightharpoonup si $\sigma(\varphi)=0$, entonces $\Pr(\mathcal{G}(\varphi)=\sigma)=0$
- \blacktriangleright si $\sigma(\varphi)=1$, entonces $\Pr(\mathcal{G}(\varphi)=\sigma)=\frac{1}{\#\mathsf{SAT}(\varphi)}$

Sea φ un fórmula proposicional y $\{x_1,\ldots,x_n\}$ el conjunto de variables mencionadas en φ

Podemos utilizar ${\mathcal G}$ para generar una valuación σ tal que $\sigma(\varphi)=1$

Si $\mathcal{G}(\varphi) = \bot$, entonces sabemos que φ no es satisfacible y $\#\mathsf{SAT}(\varphi) = 0$

Suponemos que $\sigma(x_i) = v_i$ para cada $i \in \{1, ..., n\}$



Tenemos que
$$\#SAT(\varphi[\frac{x_1}{v_1},\ldots,\frac{x_n}{v_n}])=1$$

- $\varphi[\frac{x_1}{v_1}, \dots, \frac{x_n}{v_n}]$ es obtenida desde φ reemplazando casa variable x_i por el valor v_i
 - Si $v_i = 0$ reemplazamos x_i por el operador 0-ario \bot , y si $v_i = 1$ reemplazamos x_i por el operador 0-ario \top
 - $ightharpoonup \varphi\left[\frac{x_1}{v_1},\ldots,\frac{x_n}{v_n}\right]$ no tiene variables

Tenemos que $\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1},\ldots,\frac{x_n}{v_n}])=1$

- $\varphi[\frac{x_1}{v_1}, \dots, \frac{x_n}{v_n}]$ es obtenida desde φ reemplazando casa variable x_i por el valor v_i
 - Si $v_i = 0$ reemplazamos x_i por el operador 0-ario \bot , y si $v_i = 1$ reemplazamos x_i por el operador 0-ario \top
 - $ightharpoonup \varphi\left[\frac{x_1}{y_1},\ldots,\frac{x_n}{y_n}\right]$ no tiene variables

Así, tenemos que:

$$\#\mathsf{SAT}(\varphi) = \frac{\#\mathsf{SAT}(\varphi)}{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1}, \dots, \frac{x_n}{v_n}])} \cdot \#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1}, \dots, \frac{x_n}{v_n}])$$

Por lo tanto, tenemos que:

$$\#SAT(\varphi) = \frac{1}{\rho}$$

donde:

$$\rho = \frac{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{\mathsf{x}_1}{\mathsf{v}_1},\dots,\frac{\mathsf{x}_n}{\mathsf{v}_n}])}{\#\mathsf{SAT}(\varphi)}$$

Por lo tanto, tenemos que:

$$\#SAT(\varphi) = \frac{1}{\rho}$$

donde:

$$\rho = \frac{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1}, \dots, \frac{x_n}{v_n}])}{\#\mathsf{SAT}(\varphi)}$$

Podemos entonces estimar $\#\mathsf{SAT}(\varphi)$ utilizando una estimación para ρ

ightharpoonup Utilizamos $\mathcal G$ para estimar ho

Sea X una variable aleatoria que toma valor 1 para σ , y toma valor 0 para cada valuación σ' tal que $\sigma'(\varphi)=1$ y $\sigma'\neq\sigma$

▶ En particular, tenemos que $X \sim \mathbf{Ber}(\rho)$

Tenemos que $\mathbf{E}[X] = \rho$, por lo que podemos estimar ρ a través del muestreo de X

- Realizamos $t \ge 1$ nuestras independientes X_1, \ldots, X_t de X, y utilizamos como estimador el promedio $\overline{X} = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^t X_i$
 - Puesto que $\mathbf{E}[\overline{X}] = \rho$ y tiene una menor varianza

Para estimar ρ utilizamos el siguiente algoritmo:

```
\begin{array}{l} \mathit{fav} := 0 \\ \mathsf{for} \ j := 1 \ \mathsf{to} \ t \ \mathsf{do} \\ \sigma' := \mathcal{G}(\varphi) \\ \mathsf{if} \ \sigma' = \sigma \ \mathsf{then} \\ \mathit{fav} := \mathit{fav} + 1 \\ \mathsf{return} \ \frac{\mathit{fav}}{\mathit{t}} \end{array}
```

Para estimar ρ utilizamos el siguiente algoritmo:

```
\begin{split} \textit{fav} &:= 0 \\ \textit{for } j &:= 1 \textit{ to } t \textit{ do} \\ \sigma' &:= \mathcal{G}(\varphi) \\ &\textit{if } \sigma' = \sigma \textit{ then} \\ &\textit{fav} &:= \textit{fav} + 1 \\ \textit{return } \frac{\textit{fav}}{t} \end{split}
```

¿Qué tan buena es la estimación de ρ ? ¿Cuántas muestras t debemos realizar para tener una buena estimación de ρ ?

Usando la desigualdad de Chebyshev obtenemos:

$$\begin{split} \Pr(|\overline{X} - \mathbf{E}[\overline{X}]| &\geq \varepsilon \cdot \mathbf{E}[\overline{X}]) &\leq \frac{\mathbf{Var}[\overline{X}]}{\varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[\overline{X}]^2} \\ &= \frac{\mathbf{Var}[X]}{t \cdot \varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[X]^2} \\ &= \frac{\rho \cdot (1 - \rho)}{t \cdot \varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[X]^2} \\ &\leq \frac{1}{t \cdot \varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[X]^2} \end{split}$$

Usando la desigualdad de Chebyshev obtenemos:

$$\begin{split} \Pr(|\overline{X} - \mathbf{E}[\overline{X}]| &\geq \varepsilon \cdot \mathbf{E}[\overline{X}]) &\leq \frac{\mathbf{Var}[\overline{X}]}{\varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[\overline{X}]^2} \\ &= \frac{\mathbf{Var}[X]}{t \cdot \varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[X]^2} \\ &= \frac{\rho \cdot (1 - \rho)}{t \cdot \varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[X]^2} \\ &\leq \frac{1}{t \cdot \varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[X]^2} \end{split}$$

Por lo tanto, si $\frac{4}{\varepsilon^2 \cdot E[X]^2} \le t$, entonces:

$$\Pr(|\overline{X} - \mathsf{E}[\overline{X}]| \ge \varepsilon \cdot \mathsf{E}[\overline{X}]) \le \frac{1}{4}$$

1000

Para obtener una buena estimación de ρ realizamos entonces $t=\lceil \frac{4}{\varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[X]^2} \rceil$ muestras

▶ ¿Cuán grande es t?

Para obtener una buena estimación de ρ realizamos entonces $t=\lceil \frac{4}{\varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[\mathbf{X}]^2} \rceil$ muestras

► ¿Cuán grande es t?

Dado que $\mathbf{E}[X] = \rho = \frac{1}{\#SAT(\varphi)}$, obtenemos:

$$t = \left\lceil \frac{4 \cdot (\#SAT(\varphi))^2}{\varepsilon^2} \right\rceil$$

Para obtener una buena estimación de ρ realizamos entonces $t = \lceil \frac{4}{\epsilon^2 \cdot E[X]^2} \rceil$ muestras

¿Cuán grande es t?

Dado que $\mathbf{E}[X] = \rho = \frac{1}{\#SAT(\omega)}$, obtenemos:

$$t = \left\lceil \frac{4 \cdot (\#SAT(\varphi))^2}{\varepsilon^2} \right\rceil$$

Por lo tanto, t puede ser exponencial en el tamaño de φ

¿Puede ser solucionado este problema utilizando una valuación distinta de σ que satisfaga φ ?

Reduciendo el número de muestras

Consideramos nuevamente la valuación σ que satisface φ

▶ Recuerde que $\sigma(x_i) = v_i$ para cada $i \in \{1, ..., n\}$

Reduciendo el número de muestras

Consideramos nuevamente la valuación σ que satisface φ

▶ Recuerde que $\sigma(x_i) = v_i$ para cada $i \in \{1, ..., n\}$

Tenemos que:

$$\#\mathsf{SAT}(\varphi) \ = \ \frac{\#\mathsf{SAT}(\varphi)}{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1}])} \cdot \frac{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1}])}{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1},\frac{x_2}{v_2}])} \cdot \frac{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1},\frac{x_2}{v_2}])}{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1},\frac{x_2}{v_2},\frac{x_3}{v_3}])} \cdot \dots \\ \cdot \frac{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1},\dots,\frac{x_{n-1}}{v_{n-1}}])}{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1},\dots,\frac{x_n}{v_n}])} \cdot \#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1},\dots,\frac{x_n}{v_n}])$$

Reduciendo el número de muestras

Por lo tanto:

$$\#\mathsf{SAT}(\varphi) \ = \ \frac{1}{\left(\frac{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1}])}{\#\mathsf{SAT}(\varphi)}\right)} \cdot \frac{1}{\left(\frac{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1},\frac{x_2}{v_2}])}{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1}])}\right)} \cdot \\ \frac{1}{\left(\frac{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1},\frac{x_2}{v_2},\frac{x_3}{v_3}])}{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1},\frac{x_2}{v_2}])}\right)} \cdot \cdots \cdot \frac{1}{\left(\frac{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1},\dots,\frac{x_n}{v_n}])}{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1},\dots,\frac{x_n-1}{v_n-1}])}\right)}$$

Definiendo
$$\rho_i = \frac{\# SAT(\varphi[\frac{x_1}{v_1},...,\frac{x_i}{v_i}])}{\# SAT(\varphi[\frac{x_1}{v_1},...,\frac{x_{i-1}}{v_{i-1}}])}$$
, obtenemos:

$$\#SAT(\varphi) = \prod_{i=1}^{n} \frac{1}{\rho_i}$$

Sea X una variable aleatoria tal que para toda valuación σ' que satisface φ :

$$X(\sigma') = \begin{cases} 1 & \text{si } \sigma'(x_1) = v_1 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

Tenemos que $X \sim \mathbf{Ber}(\rho_1)$

Realizamos $t \geq 1$ nuestras independientes X_1, \ldots, X_t de X, y utilizamos como estimador el promedio $\overline{X} = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^t X_i$

Para estimar ρ_1 utilizamos el siguiente algoritmo:

```
\begin{array}{l} \mathit{fav} := 0 \\ \mathbf{for} \ j := 1 \ \mathbf{to} \ t \ \mathbf{do} \\ \sigma' := \mathcal{G}(\varphi) \\ \mathbf{if} \ \sigma'(\mathbf{x_1}) = \mathbf{v_1} \ \mathbf{then} \\ \mathit{fav} := \mathit{fav} + 1 \\ \mathbf{return} \ \frac{\mathit{fav}}{\mathit{t}} \end{array}
```

Para estimar ρ_1 utilizamos el siguiente algoritmo:

```
\begin{array}{l} \mathit{fav} := 0 \\ \mathbf{for} \ j := 1 \ \mathbf{to} \ t \ \mathbf{do} \\ \sigma' := \mathcal{G}(\varphi) \\ \mathbf{if} \ \sigma'(\mathbf{x}_1) = \mathbf{v}_1 \ \mathbf{then} \\ \mathit{fav} := \mathit{fav} + 1 \\ \mathbf{return} \ \frac{\mathit{fav}}{\mathit{t}} \end{array}
```

¿Qué tan buena es la estimación de ρ_1 ? ¿Solucionamos el problema que teníamos con el enfoque anterior?

Usando nuevamente la desigualdad de Chebyshev obtenemos:

$$\Pr(|\overline{X} - \mathbf{E}[\overline{X}]| \ge \varepsilon \cdot \mathbf{E}[\overline{X}]) \le \frac{1}{t \cdot \varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[X]^2}$$

Entonces realizamos $t = \lceil \frac{4}{\varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[\mathbf{X}]^2} \rceil$ muestras

▶ Dado que $\mathbf{E}[X] = \rho_1 = \frac{\#SAT(\varphi[\frac{\gamma_1}{\nu_1}])}{\#SAT(\varphi)}$, obtenemos:

$$t = \left\lceil \frac{4 \cdot (\#\mathsf{SAT}(\varphi))^2}{\varepsilon^2 \cdot (\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1}]))^2} \right\rceil$$

1 DF F

Usando nuevamente la desigualdad de Chebyshev obtenemos:

$$\Pr(|\overline{X} - \mathsf{E}[\overline{X}]| \ge \varepsilon \cdot \mathsf{E}[\overline{X}]) \quad \le \quad \frac{1}{t \cdot \varepsilon^2 \cdot \mathsf{E}[X]^2}$$

Entonces realizamos $t = \lceil \frac{4}{\varepsilon^2 \cdot E[X]^2} \rceil$ muestras

▶ Dado que $\mathbf{E}[X] = \rho_1 = \frac{\#SAT(\varphi[\frac{\gamma_1}{\nu_1}])}{\#SAT(\varphi)}$, obtenemos:

$$t = \left\lceil \frac{4 \cdot (\#\mathsf{SAT}(\varphi))^2}{\varepsilon^2 \cdot (\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{v_1}]))^2} \right\rceil$$

Por lo tanto, nuevamente t puede ser exponencial en el tamaño de arphi

Por ejemplo, si $\#SAT(\varphi[\frac{x_1}{y_1}]) = 1$ y $\#SAT(\varphi) = 2^{n-1} + 1$

1 LP 7 =

¿Qué salió mal?

¿Qué salió mal? El problema de elegir σ antes de realizar la estimación de ρ_1 es que el valor $\mathbf{E}[X]$ puede ser muy pequeño, por lo que el valor $\frac{1}{\mathbf{E}[X]^2}$ puede ser muy grande

¿Qué salió mal? El problema de elegir σ antes de realizar la estimación de ρ_1 es que el valor $\mathbf{E}[X]$ puede ser muy pequeño, por lo que el valor $\frac{1}{\mathbf{E}[X]^2}$ puede ser muy grande

► En el caso anterior podíamos tener que $\mathbf{E}[X] = \frac{1}{2^{n-1}+1}$, por lo que $\frac{1}{\mathbf{E}[X]^2} = (2^{n-1}+1)^2$

¿Qué salió mal? El problema de elegir σ antes de realizar la estimación de ρ_1 es que el valor $\mathbf{E}[X]$ puede ser muy pequeño, por lo que el valor $\frac{1}{\mathbf{E}[X]^2}$ puede ser muy grande

► En el caso anterior podíamos tener que $\mathbf{E}[X] = \frac{1}{2^{n-1}+1}$, por lo que $\frac{1}{\mathbf{E}[X]^2} = (2^{n-1}+1)^2$

Para evitar este problema, tenemos que elegir el valor v_1 por el que vamos a reemplazar la variable x_1 después de realizar las t muestras

Sea:

$$\alpha = \frac{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{0}])}{\#\mathsf{SAT}(\varphi)} \quad \text{ y } \quad \beta = \frac{\#\mathsf{SAT}(\varphi[\frac{x_1}{1}])}{\#\mathsf{SAT}(\varphi)}$$

Nótese que $\alpha + \beta = 1$

Sean Y, Z variables aleatorios tales que para toda valuación σ que satisface φ :

$$Y(\sigma) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sigma(x_1) = 0 \\ 0 & \text{si } \sigma(x_1) = 1 \end{cases}$$

$$Z(\sigma) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sigma(x_1) = 1 \\ 0 & \text{si } \sigma(x_1) = 0 \end{cases}$$

Nótese que $Y \sim \mathbf{Ber}(\alpha)$, $Z \sim \mathbf{Ber}(\beta)$ y Z = 1 - Y

Consideramos los estimadores \overline{Y} y \overline{Z} que calculamos con el siguiente algoritmo:

```
\begin{split} \mathit{fav}_{Y} &:= 0 \\ \mathit{fav}_{Z} &:= 0 \\ \mathit{for} \ \mathit{j} &:= 1 \ \mathit{to} \ \mathit{t} \ \mathit{do} \\ \sigma &:= \mathcal{G}(\varphi) \\ & \ \mathit{if} \ \sigma(x_1) = 0 \\ & \ \mathit{then} \ \mathit{fav}_{Y} := \mathit{fav}_{Y} + 1 \\ & \ \mathit{else} \ \mathit{fav}_{Z} := \mathit{fav}_{Z} + 1 \\ \mathit{return} \ \left( \frac{\mathit{fav}_{Y}}{\mathit{t}}, \frac{\mathit{fav}_{Z}}{\mathit{t}} \right) \end{split}
```

Finalmente reemplazamos x_1 por:

$$v_1 = \begin{cases} 0 & \text{si } \overline{Y} \ge \overline{Z} \\ 1 & \text{si } \overline{Y} < \overline{Z} \end{cases}$$

Lo cual corresponde a utilizar el siguiente estimador:

$$X = \max\{\overline{Y}, \overline{Z}\}$$

Finalmente reemplazamos x_1 por:

$$v_1 = \begin{cases} 0 & \text{si } \overline{Y} \ge \overline{Z} \\ 1 & \text{si } \overline{Y} < \overline{Z} \end{cases}$$

Lo cual corresponde a utilizar el siguiente estimador:

$$X = \max\{\overline{Y}, \overline{Z}\}$$

Vale decir, reemplazamos x_1 por el valor v_1 que esperamos que aparezca un mayor número de veces en las valuaciones que satisfacen φ

¿Solucionamos el problema con el valor de $\mathbf{E}[X]$?

¿Solucionamos el problema con el valor de $\mathbf{E}[X]$? ¡Sí!

 \S Solucionamos el problema con el valor de $\mathbf{E}[X]$? \S i!

Dado que $\overline{Y} \leq X$ y $\overline{Z} \leq X$, tenemos que $\mathbf{E}[\overline{Y}] \leq \mathbf{E}[X]$ y $\mathbf{E}[\overline{Z}] \leq \mathbf{E}[X]$

▶ Por lo tanto $\alpha \leq \mathbf{E}[X]$ y $\beta \leq \mathbf{E}[X]$

¿Solucionamos el problema con el valor de $\mathbf{E}[X]$? ¡Sí!

Dado que $\overline{Y} \leq X$ y $\overline{Z} \leq X$, tenemos que $\mathbf{E}[\overline{Y}] \leq \mathbf{E}[X]$ y $\mathbf{E}[\overline{Z}] \leq \mathbf{E}[X]$

▶ Por lo tanto $\alpha \leq \mathbf{E}[X]$ y $\beta \leq \mathbf{E}[X]$

Tenemos que $\alpha + \beta \le 2 \cdot \mathbf{E}[X]$, de lo cual concluimos $\frac{1}{2} \le \mathbf{E}[X]$



¿Solucionamos el problema con el valor de $\mathbf{E}[X]$? ¡Sí!

Dado que $\overline{Y} \leq X$ y $\overline{Z} \leq X$, tenemos que $\mathbf{E}[\overline{Y}] \leq \mathbf{E}[X]$ y $\mathbf{E}[\overline{Z}] \leq \mathbf{E}[X]$

▶ Por lo tanto $\alpha \leq \mathbf{E}[X]$ y $\beta \leq \mathbf{E}[X]$

Tenemos que $\alpha + \beta \le 2 \cdot \mathbf{E}[X]$, de lo cual concluimos $\frac{1}{2} \le \mathbf{E}[X]$

Concluimos entonces que:

$$\frac{1}{\mathbf{E}[X]^2} \leq 4$$

¿Qué más debemos hacer?

Debemos realizar procedimientos de estimación similares para ρ_2, \ldots, ρ_n

► En todos ellos usamos el mismo valor de muestras t

Además, debemos calcular cómo los errores en las estimaciones de ρ_1 , ..., ρ_n se componen para obtener un error para la estimación de

$$\prod_{i=1}^n \rho_i$$

¿Qué más debemos hacer?

Finalmente, a partir de la estimación de $\prod_{i=1}^{n} \rho_i$, obtenemos una estimación de:

$$\#\mathsf{SAT}(\varphi) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\rho_i} = \frac{1}{\prod_{i=1}^n \rho_i}$$

Esto nos da como resultado un FPRAS para #SAT

Vamos a mostrar en un segundo ejemplo como las estimaciones ρ_1, \ldots, ρ_n son utilizadas para generar un FPRAS para un problema de conteo a partir de un generador uniforme de soluciones

La idea de la demostración: segundo ejemplo

En este segundo ejemplo vamos a explicar cómo componer los errores en las estimaciones locales para obtener una cota superior en el error total de la estimación

La idea de la demostración: segundo ejemplo

Utilizamos \cdot para denotar el producto interior usual en \mathbb{R}^n $(n \geq 1)$

Considere el siguiente problema:

$$\mathsf{KS} \ = \ \{ (\vec{a},b) \mid \vec{a} \in \mathbb{N}^n \text{ para } n \geq 1,$$

$$b \in \mathbb{Z} \text{ y existe } \vec{x} \in \{0,1\}^n \text{ tal que } \vec{a} \cdot \vec{x} \leq b \}$$

La idea de la demostración: segundo ejemplo

Utilizamos \cdot para denotar el producto interior usual en \mathbb{R}^n $(n \geq 1)$

Considere el siguiente problema:

$$\begin{aligned} \mathsf{KS} &= \; \{(\vec{a},b) \mid \vec{a} \in \mathbb{N}^n \; \mathsf{para} \; n \geq 1, \\ &b \in \mathbb{Z} \; \mathsf{y} \; \mathsf{existe} \; \vec{x} \in \{0,1\}^n \; \mathsf{tal} \; \mathsf{que} \; \vec{a} \cdot \vec{x} \leq b \} \end{aligned}$$

KS es una versión simplificada del problema de la mochila, de hecho tenemos que KS $\in \mathsf{P}$

KS como una relación y el problema de conteo asociado

Ejercicio

Podemos representar KS como la siguiente relación:

$$R_{\mathsf{KS}} \quad = \quad \{((\vec{a}, b), \vec{x}) \mid \vec{a} \in \mathbb{N}^n \text{ y } \vec{x} \in \{0, 1\}^n \text{ para } n \geq 1, b \in \mathbb{Z} \text{ y } \vec{a} \cdot \vec{x} \leq b\}$$

Demuestre que $R_{\rm KS}$ es auto-reducible

KS como una relación y el problema de conteo asociado

Ejercicio

Podemos representar KS como la siguiente relación:

$$R_{\mathsf{KS}} \quad = \quad \{((\vec{a},b),\vec{x}) \mid \vec{a} \in \mathbb{N}^n \text{ y } \vec{x} \in \{0,1\}^n \text{ para } n \geq 1, b \in \mathbb{Z} \text{ y } \vec{a} \cdot \vec{x} \leq b\}$$

Demuestre que R_{KS} es auto-reducible

Definimos la función de conteo #KS como #KS $(\vec{a}, b) = N_{RKS}((\vec{a}, b))$

Suponiendo que $\vec{a} \in \mathbb{N}^n$, tenemos que $\# KS(\vec{a}, b)$ es el número de vectores $\vec{x} \in \{0, 1\}^n$ tales que $\vec{a} \cdot \vec{x} \le b$

Sea (\vec{a}, b) una entrada de #KS

- Suponemos que $\vec{a} = (a_1, \dots, a_n)$ con $0 < a_1 \le \dots \le a_n$ y $b \ge 0$
 - ▶ ¿Por qué podemos suponer esto?

Sea (\vec{a}, b) una entrada de #KS

- Suponemos que $\vec{a} = (a_1, \dots, a_n)$ con $0 < a_1 \le \dots \le a_n$ y $b \ge 0$
 - ▶ ¿Por qué podemos suponer esto?

Definimos $b_0 = 0$ y para cada $i \in \{1, ..., n\}$:

$$b_i = \min \left\{ \sum_{j=1}^i a_j, b \right\}$$

Sea (\vec{a}, b) una entrada de #KS

- Suponemos que $\vec{a} = (a_1, \dots, a_n)$ con $0 < a_1 \le \dots \le a_n$ y $b \ge 0$
 - ▶ ¿Por qué podemos suponer esto?

Definimos $b_0 = 0$ y para cada $i \in \{1, ..., n\}$:

$$b_i = \min \left\{ \sum_{j=1}^{r} a_j, b \right\}$$

Es importante notar que:

$$\begin{array}{lcl} \# \mathsf{KS}(\vec{a}, b_0) & = & 1 \\ \# \mathsf{KS}(\vec{a}, b_i) & \leq & \# \mathsf{KS}(\vec{a}, b_{i+1}) & \mathsf{para} \ \mathsf{todo} \ i \in \{0, \dots, n-1\} \\ \# \mathsf{KS}(\vec{a}, b_n) & = & \# \mathsf{KS}(\vec{a}, b) \end{array}$$

De la misma forma que para #SAT, la demostración se basa en la igualdad:

$$\#KS(\vec{a}, b) = \#KS(\vec{a}, b_n) = \frac{\#KS(\vec{a}, b_n)}{\#KS(\vec{a}, b_{n-1})} \cdot \frac{\#KS(\vec{a}, b_{n-1})}{\#KS(\vec{a}, b_{n-2})} \cdot \cdots$$

$$\frac{\#KS(\vec{a}, b_1)}{\#KS(\vec{a}, b_0)} \cdot \#KS(\vec{a}, b_0)$$

De la misma forma que para #SAT, la demostración se basa en la igualdad:

$$\#KS(\vec{a}, b) = \#KS(\vec{a}, b_n) = \frac{\#KS(\vec{a}, b_n)}{\#KS(\vec{a}, b_{n-1})} \cdot \frac{\#KS(\vec{a}, b_{n-1})}{\#KS(\vec{a}, b_{n-2})} \cdot \cdots$$

$$\frac{\#KS(\vec{a}, b_1)}{\#KS(\vec{a}, b_0)} \cdot \#KS(\vec{a}, b_0)$$

Para cada $i \in \{1, ..., n\}$ definimos:

$$\rho_i = \frac{\#\mathsf{KS}(\vec{a}, b_{i-1})}{\#\mathsf{KS}(\vec{a}, b_i)}$$

Tenemos que $0<
ho_i\leq 1$ para cada $i\in\{1,\ldots,n\}$

Tenemos que $0<
ho_i\le 1$ para cada $i\in\{1,\ldots,n\}$

Considerando que $\#KS(\vec{a}, b_0) = 1$, concluimos que:

$$\frac{1}{\#\mathsf{KS}(\vec{a},b)} = \prod_{i=1}^{n} \rho_i$$

Tenemos que $0<
ho_i\leq 1$ para cada $i\in\{1,\ldots,n\}$

Considerando que $\#KS(\vec{a}, b_0) = 1$, concluimos que:

$$\frac{1}{\#\mathsf{KS}(\vec{a},b)} = \prod_{i=1}^{n} \rho_i$$

Por lo tanto, si logramos tener buenas estimaciones de cada ρ_i podemos obtener una buena estimación de $\frac{1}{\# \mathsf{KS}(\vec{a},b)}$

ightharpoonup Y de esta forma de $\#KS(\vec{a}, b)$

Sea X_i una variable aleatoria tal que para toda valuación $\vec{x} \in \{0,1\}^n$ que satisface $\vec{a} \cdot \vec{x} \leq b_i$:

$$X_i(\vec{x}) = \begin{cases} 1 & \text{si } \vec{a} \cdot \vec{x} \leq b_{i-1} \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

Tenemos que $X_i \sim \mathbf{Ber}(\rho_i)$

Realizamos $t \geq 1$ nuestras independientes $Y_{i,1},\ldots, Y_{i,t}$ de X_i , y utilizamos como estimador el promedio $\overline{Y_i} = \frac{1}{t} \cdot \sum_{j=1}^t Y_{i,j}$

Recuerde que $\mathbf{E}[\overline{Y_i}] = \rho_i$ y tiene una menor varianza

Sea X_i una variable aleatoria tal que para toda valuación $\vec{x} \in \{0,1\}^n$ que satisface $\vec{a} \cdot \vec{x} \leq b_i$:

$$X_i(\vec{x}) = \begin{cases} 1 & \text{si } \vec{a} \cdot \vec{x} \leq b_{i-1} \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

Tenemos que $X_i \sim \mathbf{Ber}(\rho_i)$

Realizamos $t \geq 1$ nuestras independientes $Y_{i,1}, \ldots, Y_{i,t}$ de X_i , y utilizamos como estimador el promedio $\overline{Y_i} = \frac{1}{t} \cdot \sum_{j=1}^t Y_{i,j}$

Recuerde que $\mathbf{E}[\overline{Y_i}] = \rho_i$ y tiene una menor varianza

¿Pero como podemos muestrear X_i ?

En este punto necesitamos suponer que tenemos un generador uniforme para $R_{\rm KS}$

En este punto necesitamos suponer que tenemos un generador uniforme para $R_{\rm KS}$

 Si este generador funciona en tiempo polinomial entonces vamos a obtener un FPRAS para #KS

En este punto necesitamos suponer que tenemos un generador uniforme para $R_{\rm KS}$

- Si este generador funciona en tiempo polinomial entonces vamos a obtener un FPRAS para #KS
- En la demostración del teorema la hipótesis será que existe un FPAUG para la relación que estemos considerando

En este punto necesitamos suponer que tenemos un generador uniforme para $R_{\rm KS}$

- Si este generador funciona en tiempo polinomial entonces vamos a obtener un FPRAS para #KS
- En la demostración del teorema la hipótesis será que existe un FPAUG para la relación que estemos considerando

Sea \mathcal{G} el generador uniforme que necesitamos. Para cada entrada (\vec{c}, d) de KS con $\vec{c} \in \mathbb{N}^m$, y cada vector $\vec{y} \in \mathbb{N}^m$ tenemos:

- ▶ si $\vec{c} \cdot \vec{y} > d$, entonces $\Pr(\mathcal{G}(\vec{c}, d) = \vec{y}) = 0$
- ightharpoonup si $ec{c}\cdotec{y}\leq d$, entonces $\mathbf{Pr}(\mathcal{G}(ec{c},d)=ec{y})=rac{1}{\#\mathsf{KS}(ec{c},d)}$

```
Para estimar 
ho_i = \frac{\# \mathrm{KS}(\vec{a}, b_{i-1})}{\# \mathrm{KS}(\vec{a}, b_i)} utilizamos el siguiente algoritmo:  fav := 0   \mathbf{for} \ j := 1 \ \mathbf{to} \ t \ \mathbf{do}   \vec{v} := \mathcal{G}(\vec{a}, b_i)   \mathbf{if} \ \vec{a} \cdot \vec{v} \leq b_{i-1} \ \mathbf{then}   fav := fav + 1   \mathbf{return} \ \frac{fav}{t}
```

Para estimar $\rho_i = \frac{\# \mathrm{KS}(\vec{a}, b_{i-1})}{\# \mathrm{KS}(\vec{a}, b_i)}$ utilizamos el siguiente algoritmo:

```
\begin{array}{l} \textit{fav} := 0 \\ \textbf{for} \ \textit{j} := 1 \ \textbf{to} \ \textit{t} \ \textbf{do} \\ \vec{\textit{v}} := \mathcal{G}(\vec{\textit{a}}, \textit{b}_{\textit{i}}) \\ \textbf{if} \ \vec{\textit{a}} \cdot \vec{\textit{v}} \leq \textit{b}_{\textit{i}-1} \ \textbf{then} \\ \textit{fav} := \textit{fav} + 1 \\ \textbf{return} \ \frac{\textit{fav}}{\textit{t}} \end{array}
```

¿Qué tan buena es la estimación de ρ_i ? ¿Que tan buena es la estimación de $\frac{1}{\# \mathsf{KS}(\vec{s},b)}$ dadas las estimaciones de ρ_1, \ldots, ρ_n ?

Para estimar $\rho_i = \frac{\# \mathrm{KS}(\vec{a}, b_{i-1})}{\# \mathrm{KS}(\vec{a}, b_i)}$ utilizamos el siguiente algoritmo:

```
\begin{array}{l} \textit{fav} := 0 \\ \textbf{for} \ \textit{j} := 1 \ \textbf{to} \ \textit{t} \ \textbf{do} \\ \vec{\textit{v}} := \mathcal{G}(\vec{\textit{a}}, \textit{b}_{\textit{i}}) \\ \textbf{if} \ \vec{\textit{a}} \cdot \vec{\textit{v}} \leq \textit{b}_{\textit{i}-1} \ \textbf{then} \\ \textit{fav} := \textit{fav} + 1 \\ \textbf{return} \ \frac{\textit{fav}}{\textit{t}} \end{array}
```

¿Qué tan buena es la estimación de ρ_i ? ¿Que tan buena es la estimación de $\frac{1}{\# \mathsf{KS}(\vec{s}.b)}$ dadas las estimaciones de ρ_1, \ldots, ρ_n ?

► Tenemos que acotar la probabilidad de error

Sea
$$Z = \prod_{i=1}^n \overline{Y_i}$$

Sea
$$Z = \prod_{i=1}^n \overline{Y_i}$$

$$Y \text{ sea } \varepsilon \in (0,1)$$

Sea
$$Z = \prod_{i=1}^{n} \overline{Y_i}$$

Y sea
$$\varepsilon \in (0,1)$$

Para obtener un FPRAS para #KS, primero tenemos que acotar superiormente la siguiente probabilidad:

$$\Pr\left(\left|Z - \frac{1}{\#\mathsf{KS}(\vec{a}, b)}\right| \ge \varepsilon \cdot \frac{1}{\#\mathsf{KS}(\vec{a}, b)}\right)$$

Dado que $\overline{Y_i}$ es independiente de $\overline{Y_j}$ para $i \neq j$; tenemos que:

$$\mathbf{E}[Z] = \mathbf{E}\left[\prod_{i=1}^{n} \overline{Y_i}\right] = \prod_{i=1}^{n} \mathbf{E}[\overline{Y_i}] = \prod_{i=1}^{n} \rho_i = \frac{1}{\#\mathsf{KS}(\vec{a}, b)}$$

Dado que $\overline{Y_i}$ es independiente de $\overline{Y_j}$ para $i \neq j$; tenemos que:

$$\mathbf{E}[Z] = \mathbf{E}\left[\prod_{i=1}^{n} \overline{Y_i}\right] = \prod_{i=1}^{n} \mathbf{E}[\overline{Y_i}] = \prod_{i=1}^{n} \rho_i = \frac{1}{\#\mathsf{KS}(\vec{a}, b)}$$

Usando entonces la desigualdad de Chebyshev obtenemos:

$$\Pr\left(\left|Z - \frac{1}{\#\mathsf{KS}(\vec{a}, b)}\right| \ge \varepsilon \cdot \frac{1}{\#\mathsf{KS}(\vec{a}, b)}\right) = \Pr(|Z - \mathbf{E}[Z]| \ge \varepsilon \cdot \mathbf{E}[Z])$$

$$\le \frac{\mathsf{Var}[Z]}{\varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[Z]^2}$$

Pero tenemos que:

$$\begin{array}{rcl} \frac{\mathsf{Var}[Z]}{\varepsilon^2 \cdot \mathsf{E}[Z]^2} & = & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \frac{\mathsf{Var}[Z]}{\mathsf{E}[Z]^2} \\ & = & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\frac{\mathsf{E}[Z^2] - \mathsf{E}[Z]^2}{\mathsf{E}[Z]^2}\right) \\ & = & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\frac{\mathsf{E}[Z^2]}{\mathsf{E}[Z]^2} - 1\right) \\ & = & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\frac{\mathsf{E}[(\prod_{i=1}^n \overline{Y_i})^2]}{(\prod_{i=1}^n \mathsf{E}[\overline{Y_i}])^2} - 1\right) \\ & = & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\frac{\mathsf{E}[\prod_{i=1}^n \overline{Y_i}^2]}{\prod_{i=1}^n \mathsf{E}[\overline{Y_i}]^2} - 1\right) \\ & = & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\frac{\prod_{i=1}^n \mathsf{E}[\overline{Y_i}]^2}{\prod_{i=1}^n \mathsf{E}[\overline{Y_i}]^2} - 1\right) \end{array}$$

La probabilidad de error

$$\begin{split} &= \quad \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \frac{\mathbf{E}[\overline{Y_i}^2]}{\mathbf{E}[\overline{Y_i}]^2} - 1 \right) \\ &= \quad \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \frac{\left(\mathbf{Var}[\overline{Y_i}] + \mathbf{E}[\overline{Y_i}]^2 \right)}{\mathbf{E}[\overline{Y_i}]^2} - 1 \right) \\ &= \quad \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \left[1 + \frac{\mathbf{Var}[\overline{Y_i}]}{\mathbf{E}[\overline{Y_i}]^2} \right] - 1 \right) \\ &= \quad \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \left[1 + \frac{\mathbf{Var}[\overline{Y_i}]}{\rho_i^2} \right] - 1 \right) \end{split}$$

La probabilidad de error

$$\begin{split} &= \quad \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \frac{\mathbf{E}[\overline{Y_i}^2]}{\mathbf{E}[\overline{Y_i}]^2} - 1 \right) \\ &= \quad \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \frac{\left(\mathbf{Var}[\overline{Y_i}] + \mathbf{E}[\overline{Y_i}]^2 \right)}{\mathbf{E}[\overline{Y_i}]^2} - 1 \right) \\ &= \quad \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \left[1 + \frac{\mathbf{Var}[\overline{Y_i}]}{\mathbf{E}[\overline{Y_i}]^2} \right] - 1 \right) \\ &= \quad \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \left[1 + \frac{\mathbf{Var}[\overline{Y_i}]}{\rho_i^2} \right] - 1 \right) \end{split}$$

Por lo tanto necesitamos acotar superiormente $\frac{\mathbf{Var}[Y_i]}{o^2}$

Acotando superiormente $\frac{\mathbf{Var}[Y_i]}{\rho_i^2}$

Tenemos que:

$$\begin{split} \frac{\mathbf{Var}[\overline{Y_i}]}{\rho_i^2} &= \frac{\mathbf{Var}[\frac{1}{t} \sum_{j=1}^t Y_{i,j}]}{\rho_i^2} \\ &= \frac{\frac{1}{t^2} \cdot \mathbf{Var}[\sum_{j=1}^t Y_{i,j}]}{\rho_i^2} \\ &= \frac{\frac{1}{t^2} \cdot \sum_{j=1}^t \mathbf{Var}[Y_{i,j}]}{\rho_i^2} \\ &= \frac{\frac{1}{t^2} \cdot \sum_{j=1}^t \rho_i \cdot (1 - \rho_i)}{\rho_i^2} \\ &= \frac{\frac{1}{t^2} \cdot t \cdot \rho_i \cdot (1 - \rho_i)}{\rho_i^2} \\ &= \frac{1}{t} \cdot \left(\frac{1}{\rho_i} - 1\right) \end{split}$$

Acotando superiormente $\frac{\mathbf{Var}[\overline{Y_i}]}{\rho_i^2}$

Lema

Para cada $i \in \{1, ..., n\}$ se tiene que:

$$\#KS(\vec{a}, b_{i-1}) \le \#KS(\vec{a}, b_i) \le (n+1) \cdot \#KS(\vec{a}, b_{i-1})$$

Acotando superiormente $\frac{\mathbf{Var}[Y_i]}{\rho_i^2}$

Lema

Para cada $i \in \{1, ..., n\}$ se tiene que:

$$\#KS(\vec{a}, b_{i-1}) \leq \#KS(\vec{a}, b_i) \leq (n+1) \cdot \#KS(\vec{a}, b_{i-1})$$

Ejercicios

- 1. Sea $\vec{x} \in \{0,1\}^n$ tal que $\vec{x} = (x_1,\ldots,x_n)$ y $\vec{a} \cdot \vec{x} \leq b_i$. Demuestre que si $\vec{a} \cdot \vec{x} > b_{i-1}$, entonces existe una posición $j \in \{1,\ldots,n\}$ tal que $x_j = 1$ y para el vector $\vec{y} = (x_1,\ldots,x_{j-1},0,x_{j+1},\ldots,x_n)$ se tiene que $\vec{a} \cdot \vec{y} \leq b_{i-1}$
- 2. Demuestre que el lema es consecuencia de la propiedad anterior

Acotando superiormente $\frac{\mathsf{Var}[\overline{Y_i}]}{\rho_i^2}$

Del lema concluimos que para cada $i \in \{1, ..., n\}$:

$$\frac{1}{\rho_i} = \frac{\#\mathsf{KS}(\vec{a}, b_i)}{\#\mathsf{KS}(\vec{a}, b_{i-1})} \leq (n+1)$$

Acotando superiormente $\frac{\mathbf{Var}[Y_i]}{\rho_i^2}$

Del lema concluimos que para cada $i \in \{1, \dots, n\}$:

$$\frac{1}{\rho_i} = \frac{\#\mathsf{KS}(\vec{a}, b_i)}{\#\mathsf{KS}(\vec{a}, b_{i-1})} \leq (n+1)$$

Por lo tanto:

$$\frac{\mathsf{Var}[\overline{Y_i}]}{\rho_i^2} \ = \ \frac{1}{t} \cdot \left(\frac{1}{\rho_i} - 1\right) \ \le \frac{n}{t}$$

De los cálculos anteriores concluimos que:

$$\begin{array}{lcl} \frac{\operatorname{Var}[Z]}{\varepsilon^2 \cdot \operatorname{E}[Z]^2} & = & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \left[1 + \frac{\operatorname{Var}[\overline{Y_i}]}{\rho_i^2} \right] - 1 \right) \\ \\ & \leq & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \left[1 + \frac{n}{t} \right] - 1 \right) \\ \\ & = & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\left[1 + \frac{n}{t} \right]^n - 1 \right) \end{array}$$

De los cálculos anteriores concluimos que:

$$\begin{array}{lcl} \frac{\mathsf{Var}[Z]}{\varepsilon^2 \cdot \mathsf{E}[Z]^2} & = & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \left[1 + \frac{\mathsf{Var}[\overline{Y_i}]}{\rho_i^2} \right] - 1 \right) \\ \\ & \leq & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \left[1 + \frac{n}{t} \right] - 1 \right) \\ \\ & = & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\left[1 + \frac{n}{t} \right]^n - 1 \right) \end{array}$$

Escogemos t de manera de hacer pequeña la cota superior para $\frac{\text{Var}[Z]}{\varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[Z]^2}$

De los cálculos anteriores concluimos que:

$$\begin{array}{lcl} & \displaystyle \frac{\mathsf{Var}[Z]}{\varepsilon^2 \cdot \mathsf{E}[Z]^2} & = & \displaystyle \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \left[1 + \frac{\mathsf{Var}[\overline{Y_i}]}{\rho_i^2} \right] - 1 \right) \\ \\ & \leq & \displaystyle \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \left[1 + \frac{n}{t} \right] - 1 \right) \\ \\ & = & \displaystyle \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\left[1 + \frac{n}{t} \right]^n - 1 \right) \end{array}$$

Escogemos t de manera de hacer pequeña la cota superior para $\frac{\mathbf{Var}[Z]}{\varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[Z]^2}$

Vamos a escoger t de manera que sea polinomial en n y $\frac{1}{\varepsilon}$, dado que n es menor que el tamaño de la entrada (\vec{b}, a)

De los cálculos anteriores concluimos que:

$$\begin{array}{lcl} & \displaystyle \frac{\mathsf{Var}[Z]}{\varepsilon^2 \cdot \mathsf{E}[Z]^2} & = & \displaystyle \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \left[1 + \frac{\mathsf{Var}[\overline{Y_i}]}{\rho_i^2} \right] - 1 \right) \\ \\ & \leq & \displaystyle \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \left[1 + \frac{n}{t} \right] - 1 \right) \\ \\ & = & \displaystyle \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\left[1 + \frac{n}{t} \right]^n - 1 \right) \end{array}$$

Escogemos t de manera de hacer pequeña la cota superior para $\frac{\text{Var}[Z]}{\varepsilon^2 \cdot \text{E}[Z]^2}$

- Vamos a escoger t de manera que sea polinomial en n y $\frac{1}{\varepsilon}$, dado que n es menor que el tamaño de la entrada (\vec{b}, a)
- Esperamos que n y $\frac{1}{\varepsilon^2}$ sean valores grandes, por lo que t debe disminuir el impacto de estos valores

De los cálculos anteriores concluimos que:

$$\begin{array}{lcl} & \displaystyle \frac{\mathsf{Var}[Z]}{\varepsilon^2 \cdot \mathsf{E}[Z]^2} & = & \displaystyle \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \left[1 + \frac{\mathsf{Var}[\overline{Y_i}]}{\rho_i^2} \right] - 1 \right) \\ \\ & \leq & \displaystyle \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\prod_{i=1}^n \left[1 + \frac{n}{t} \right] - 1 \right) \\ \\ & = & \displaystyle \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\left[1 + \frac{n}{t} \right]^n - 1 \right) \end{array}$$

Escogemos t de manera de hacer pequeña la cota superior para $\frac{\text{Var}[Z]}{\varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[Z]^2}$

- Vamos a escoger t de manera que sea polinomial en n y $\frac{1}{\varepsilon}$, dado que n es menor que el tamaño de la entrada (\vec{b}, a)
- Esperamos que n y $\frac{1}{\varepsilon^2}$ sean valores grandes, por lo que t debe disminuir el impacto de estos valores
 - ► Tomamos $t = c \cdot n^2 \cdot \varepsilon^{-2}$, donde c es una constante

Tomamos
$$t = 5 \cdot n^2 \cdot \varepsilon^{-2}$$

El valor de
$$t$$
 y una cota superior para $\frac{\mathbf{Var}[Z]}{\varepsilon^2 \cdot \mathbf{E}[Z]^2}$

Tomamos
$$t = 5 \cdot n^2 \cdot \varepsilon^{-2}$$

Tenemos que:

$$\begin{array}{lcl} \frac{\mathsf{Var}[Z]}{\varepsilon^2 \cdot \mathsf{E}[Z]^2} & \leq & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\left[1 + \frac{n}{t} \right]^n - 1 \right) \\ & = & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\left[1 + \frac{\varepsilon^2}{5 \cdot n} \right]^n - 1 \right) \end{array}$$

Además, tenemos que:

$$\left[1 + \frac{\varepsilon^2}{5 \cdot n}\right]^n = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} \left(\frac{\varepsilon^2}{5 \cdot n}\right)^i \\
= \sum_{i=0}^n \frac{n!}{i! \cdot (n-i)! \cdot n^i} \cdot \left(\frac{\varepsilon^2}{5}\right)^i \\
\leq \sum_{i=0}^n \frac{1}{i!} \cdot \left(\frac{\varepsilon^2}{5}\right)^i \\
< \sum_{i=0}^\infty \frac{\left(\frac{\varepsilon^2}{5}\right)^i}{i!} \\
= e^{\frac{\varepsilon^2}{5}}$$

Lema

$$\mathrm{e}^{\frac{\varepsilon^2}{5}} \leq \tfrac{\varepsilon^2}{4} + 1$$

Lema

$$e^{rac{arepsilon^2}{5}} \leq rac{arepsilon^2}{4} + 1$$

Ejercicio

Demuestre el lema considerando que $0<\frac{\varepsilon^2}{4}<\frac{1}{4}$ y el intervalo donde la función $f(x)=e^{\frac{4}{5}\cdot x}-x-1$ es negativa

Lema

$$e^{\frac{\varepsilon^2}{5}} \le \frac{\varepsilon^2}{4} + 1$$

Ejercicio

Demuestre el lema considerando que $0<\frac{\varepsilon^2}{4}<\frac{1}{4}$ y el intervalo donde la función $f(x)=e^{\frac{4}{5}\cdot x}-x-1$ es negativa

Concluimos que:

$$\left[1 + \frac{\varepsilon^2}{5 \cdot n}\right]^n \leq e^{\frac{\varepsilon^2}{5}} \leq \frac{\varepsilon^2}{4} + 1$$

Finalmente obtenemos que:

$$\begin{array}{ll} & \operatorname{Var}[Z] \\ \varepsilon^2 \cdot \operatorname{E}[Z]^2 & \leq & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\left[1 + \frac{\varepsilon^2}{5 \cdot n} \right]^n - 1 \right) \\ & \leq & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\frac{\varepsilon^2}{4} + 1 - 1 \right) \\ & = & \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\frac{\varepsilon^2}{4} \right) \\ & = & \frac{1}{4} \end{array}$$

Finalmente obtenemos que:

$$\begin{array}{ll} & \displaystyle \frac{\mathsf{Var}[Z]}{\varepsilon^2 \cdot \mathsf{E}[Z]^2} & \leq & \displaystyle \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\left[1 + \frac{\varepsilon^2}{5 \cdot n} \right]^n - 1 \right) \\ \\ & \leq & \displaystyle \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\frac{\varepsilon^2}{4} + 1 - 1 \right) \\ \\ & = & \displaystyle \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \left(\frac{\varepsilon^2}{4} \right) \\ \\ & = & \displaystyle \frac{1}{4} \end{array}$$

Por lo tanto, para todo $0 < \varepsilon < 1$ obtenemos:

$$\Pr\left(\left|Z - \frac{1}{\#\mathsf{KS}(\vec{a},b)}\right| \ge \varepsilon \cdot \frac{1}{\#\mathsf{KS}(\vec{a},b)}\right) \le \frac{\mathsf{Var}[Z]}{\varepsilon^2 \cdot \mathsf{E}[Z]^2} \le \frac{1}{4} \qquad (\natural)$$

Dado 0 $< \delta <$ 1, para terminar debemos demostrar que:

$$\Pr(|Z^{-1} - \#\mathsf{KS}(\vec{a}, b)| \le \delta \cdot \#\mathsf{KS}(\vec{a}, b)) \ge \frac{3}{4}$$

De esta forma Z^{-1} nos da un FPRAS para # KS

Dado 0 < δ < 1, para terminar debemos demostrar que:

$$\Pr(|Z^{-1} - \#\mathsf{KS}(\vec{a}, b)| \le \delta \cdot \#\mathsf{KS}(\vec{a}, b)) \ge \frac{3}{4}$$

De esta forma Z^{-1} nos da un FPRAS para #KS

Considerando $\varepsilon = \frac{\delta}{2}$ en (\natural) obtenemos:

$$\Pr\!\left(\left(1 - \frac{\delta}{2}\right) \cdot \frac{1}{\#\mathsf{KS}(\vec{a}, b)} \leq Z \leq \left(1 + \frac{\delta}{2}\right) \cdot \frac{1}{\#\mathsf{KS}(\vec{a}, b)}\right) \quad \geq \quad \frac{3}{4}$$

1 LP 7 =

Dado $0 < \delta < 1$, para terminar debemos demostrar que:

$$\Pr(|Z^{-1} - \#KS(\vec{a}, b)| \le \delta \cdot \#KS(\vec{a}, b)) \ge \frac{3}{4}$$

De esta forma Z^{-1} nos da un FPRAS para #KS

Considerando $\varepsilon = \frac{\delta}{2}$ en (\natural) obtenemos:

$$\Pr\left(\left(1 - \frac{\delta}{2}\right) \cdot \frac{1}{\#\mathsf{KS}(\vec{a}, b)} \le Z \le \left(1 + \frac{\delta}{2}\right) \cdot \frac{1}{\#\mathsf{KS}(\vec{a}, b)}\right) \ge \frac{3}{4}$$

Dado que 0 < $\frac{\delta}{2} <$ 1, entonces tenemos que:

$$\mathsf{Pr}\bigg(\frac{1}{1+\frac{\delta}{2}}\cdot \#\mathsf{KS}(\vec{a},b) \leq Z^{-1} \leq \frac{1}{1-\frac{\delta}{2}}\cdot \#\mathsf{KS}(\vec{a},b)\bigg) \quad \geq \quad \frac{3}{4}$$

Dado que $(1-\delta) \le \frac{1}{1+\frac{\delta}{2}}$ y $\frac{1}{1-\frac{\delta}{2}} \le (1+\delta)$, concluimos que:

$$\begin{split} \mathbf{Pr}((1-\delta) \cdot \#\mathsf{KS}(\vec{a},b) &\leq Z^{-1} \leq (1+\delta) \cdot \#\mathsf{KS}(\vec{a},b) \bigg) \; \geq \\ \mathbf{Pr}\bigg(\frac{1}{1+\frac{\delta}{2}} \cdot \#\mathsf{KS}(\vec{a},b) \leq Z^{-1} \leq \frac{1}{1-\frac{\delta}{2}} \cdot \#\mathsf{KS}(\vec{a},b) \bigg) \; \geq \; \frac{3}{4} \end{split}$$

Dado que $(1-\delta) \le \frac{1}{1+\frac{\delta}{2}}$ y $\frac{1}{1-\frac{\delta}{2}} \le (1+\delta)$, concluimos que:

$$\begin{split} \Pr((1-\delta) \cdot \#\mathsf{KS}(\vec{a},b) &\leq Z^{-1} \leq (1+\delta) \cdot \#\mathsf{KS}(\vec{a},b) \Big) \; \geq \\ & \Pr\bigg(\frac{1}{1+\frac{\delta}{2}} \cdot \#\mathsf{KS}(\vec{a},b) \leq Z^{-1} \leq \frac{1}{1-\frac{\delta}{2}} \cdot \#\mathsf{KS}(\vec{a},b) \Big) \; \geq \; \frac{3}{4} \end{split}$$

Por lo tanto Z^{-1} nos da un FPRAS para #KS

► El número de pasos ejecutados por el algoritmo es polinomial en el tamaño de la entrada (\vec{a},b) y $\frac{1}{\delta}$ si suponemos que $\mathcal G$ funciona en tiempo polinomial, puesto que $\mathcal G$ es invocado $n \cdot t$ veces y:

$$n \cdot t = n \cdot 5 \cdot n^2 \cdot \varepsilon^{-2} = 5 \cdot n^3 \cdot \left(\frac{\delta}{2}\right)^{-2} = \frac{20 \cdot n^3}{\delta^2}$$





La demostración general

Vamos a extender las ideas utilizadas para #SAT y #KS al caso general

Vale decir, dada una p-relación R auto-reducible, vamos a demostrar que si existe un FPAUG para R, entonces existe un FPRAS para R

Algunos supuestos para la relación R

Suponemos que $R \subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$, y dados $x, w \in \Sigma^*$ definimos:

$$\operatorname{Ext}_R(x, w) = \{ y \in \Sigma^* \mid (x, y) \in R \text{ y existe } z \in \Sigma^* \text{ tal que } y = wz \}$$

Algunos supuestos para la relación R

Suponemos que $R \subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$, y dados $x, w \in \Sigma^*$ definimos:

$$\operatorname{Ext}_R(x, w) = \{ y \in \Sigma^* \mid (x, y) \in R \text{ y existe } z \in \Sigma^* \text{ tal que } y = wz \}$$

Sean $g: \Sigma^* \to \mathbb{N}$, $\psi: \Sigma^* \times \Sigma^* \to \Sigma^*$ y $\sigma: \Sigma^* \to \mathbb{N}$ funciones que muestran que R es auto-reducible

▶ De acuerdo a la definición vista en las transparencias anteriores

Además, sea $\mathcal{G}: \Sigma^* \times (0,1) \to \Sigma^* \cup \{\bot\}$ un FPAUG para R

Algunos supuestos para la relación R

Suponemos que $R \subseteq \Sigma^* \times \Sigma^*$, y dados $x, w \in \Sigma^*$ definimos:

$$\operatorname{Ext}_R(x,w) = \{ y \in \Sigma^* \mid (x,y) \in R \text{ y existe } z \in \Sigma^* \text{ tal que } y = wz \}$$

Sean $g: \Sigma^* \to \mathbb{N}$, $\psi: \Sigma^* \times \Sigma^* \to \Sigma^*$ y $\sigma: \Sigma^* \to \mathbb{N}$ funciones que muestran que R es auto-reducible

▶ De acuerdo a la definición vista en las transparencias anteriores

Además, sea $\mathcal{G}: \Sigma^* imes (0,1) o \Sigma^* \cup \{\bot\}$ un FPAUG para R

Finalmente, sean $c, d \in \mathbb{R}^+$ tales que $|\Sigma|^{\sigma(x)} \le |x|^c + d$ para todo $x \in \Sigma^*$

▶ Sabemos que existe porque $\sigma(x) \in O(\log(|x|))$

Un esquema de aproximación para R

```
EAR(x, \varepsilon)
        if \mathcal{G}(x,\varepsilon) = \bot then return 0
        else
                N := 1
                m := g(x)
                t := [180 \cdot (|x|^c + d)^3 \cdot m^3 \cdot \varepsilon^{-2}]
                while g(x) > 0 do
                         for i := 1 to t do
                               y_j := \mathcal{G}\left(x, \frac{\varepsilon}{5m}\right)
                         Sea w \in \Sigma^{\sigma(x)} el prefijo de largo \sigma(x) más común en \{y_1, \dots, y_t\}
                        \alpha := \frac{|\{j \in \{1,\ldots,t\} \mid y_j \in \mathsf{Ext}_R(x,w)\}|}{|x_j \in \mathsf{Ext}_R(x,w)\}|}
                        \begin{array}{ll} {\sf x} := \psi({\sf x}, {\sf w}) & & {\sf r} \\ {\sf N} := \frac{1}{\alpha} \cdot {\sf N} & & /* \mbox{ se tiene que } \alpha > 0 \mbox{ */} \end{array}
                return N
```

Vamos a demostrar que \mathbf{EAR} es un FPRAS para R

▶ Sean $x \in \Sigma^*$ y $\varepsilon \in (0,1)$ una entrada de **EAR**

Vamos a demostrar que \mathbf{EAR} es un FPRAS para R

▶ Sean $x \in \Sigma^*$ y $\varepsilon \in (0,1)$ una entrada de **EAR**

Si $N_R(x)=0$, tenemos que ${\bf EAR}(x,\varepsilon)$ retorna el resultado correcto 0 dado que ${\cal G}$ es un FPAUG para R

▶ En el resto de la demostración suponemos que $N_R(x) > 0$

Vamos a demostrar que EAR es un FPRAS para R

▶ Sean $x \in \Sigma^*$ y $\varepsilon \in (0,1)$ una entrada de **EAR**

Si $N_R(x)=0$, tenemos que $\mathbf{EAR}(x,\varepsilon)$ retorna el resultado correcto 0 dado que $\mathcal G$ es un FPAUG para R

▶ En el resto de la demostración suponemos que $N_R(x) > 0$

De la misma forma, $\mathbf{EAR}(x,\varepsilon)$ retorna el resultado correcto si g(x)=0

► ¿Por qué?

En el resto de la demostración suponemos que g(x) > 0

Tenemos que el valor de la función g disminuye en cada iteración

► ¿Por qué?

Tenemos que el valor de la función g disminuye en cada iteración

► ¿Por qué?

Sea s la cantidad total de iteraciones realizadas por el algoritmo

▶ Tenemos que $s \le g(x) = m$

EAR funciona en tiempo polinomial en |x| y $\frac{1}{\varepsilon}$

- ▶ Dado que R es una p-relación, sabemos que existe un polinomio fijo p(u) tal que $m = g(x) \le p(|x|)$
- Además, sabemos que m puede ser calculado en tiempo polinomial dada la definición de relación auto-reducible
- Finalmente, tenemos que $\mathcal G$ es un FPAUG para R, y **EAR** realiza a lo más $m \cdot \lceil 180 \cdot (|x|^c + d)^3 \cdot m^3 \cdot \varepsilon^{-2} \rceil$ llamadas a la función $\mathcal G$

EAR es un FPRAS para R

EAR funciona en tiempo polinomial en |x| y $\frac{1}{\varepsilon}$

- ▶ Dado que R es una p-relación, sabemos que existe un polinomio fijo p(u) tal que $m = g(x) \le p(|x|)$
- Además, sabemos que m puede ser calculado en tiempo polinomial dada la definición de relación auto-reducible
- Finalmente, tenemos que $\mathcal G$ es un FPAUG para R, y **EAR** realiza a lo más $m \cdot \lceil 180 \cdot (|x|^c + d)^3 \cdot m^3 \cdot \varepsilon^{-2} \rceil$ llamadas a la función $\mathcal G$

Nos queda entonces por demostrar:

$$\Pr\Big((1-\varepsilon)\cdot N_R(x) \leq \mathsf{EAR}(x,\varepsilon) \leq (1+\varepsilon)\cdot N_R(x)\Big) \geq \frac{3}{4}$$



La propiedad central

Dado $i \in \{1, \dots, s\}$, para la iteración i del algoritmo sean:

- $ightharpoonup x_i$, N_i los valores de las variables x y N al principio de la iteración
 - ► Tenemos que $x_1 = x$ y $N_1 = 1$
- $ightharpoonup w_i$, α_i los valores de las variables w y α calculados en la iteración

La propiedad central

Dado $i \in \{1, \dots, s\}$, para la iteración i del algoritmo sean:

- $ightharpoonup x_i$, N_i los valores de las variables x y N al principio de la iteración
 - ► Tenemos que $x_1 = x$ y $N_1 = 1$
- $ightharpoonup w_i$, α_i los valores de las variables w y α calculados en la iteración

Propiedad de aproximación

Para cada $i \in \{1, \dots, s\}$:

$$\frac{\alpha_i}{1 + \frac{\varepsilon}{2m}} \leq \frac{|\mathsf{Ext}_R(x_i, w_i)|}{N_R(x_i)} \leq \left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right) \cdot \alpha_i$$





Usando la propiedad de aproximación

Tenemos que:

$$\begin{split} \mathbf{Pr}\bigg((1-\varepsilon)\cdot N_R(x) &\leq \mathbf{EAR}(x,\varepsilon) \leq (1+\varepsilon)\cdot N_R(x)\bigg) = \\ \mathbf{Pr}\bigg((1-\varepsilon)\cdot N_R(x) \leq \mathbf{EAR}(x,\varepsilon) \leq (1+\varepsilon)\cdot N_R(x) \, \bigg| \, \text{propiedad de aproximación} \bigg) \cdot \\ \mathbf{Pr}\bigg(\text{propiedad de aproximación}\bigg) + \\ \mathbf{Pr}\bigg((1-\varepsilon)\cdot N_R(x) \leq \mathbf{EAR}(x,\varepsilon) \leq (1+\varepsilon)\cdot N_R(x) \, \bigg| \, \overline{\text{propiedad de aproximación}}\bigg) \cdot \\ \mathbf{Pr}\bigg(\overline{\text{propiedad de aproximación}}\bigg) \geq \\ \mathbf{Pr}\bigg((1-\varepsilon)\cdot N_R(x) \leq \mathbf{EAR}(x,\varepsilon) \leq (1+\varepsilon)\cdot N_R(x) \, \bigg| \, \overline{\text{propiedad de aproximación}}\bigg) \cdot \\ \mathbf{Pr}\bigg(\overline{\text{propiedad de aproximación}\bigg) \cdot \\ \mathbf{Pr}\bigg(\overline{\text{propiedad de aproximación}}\bigg) \cdot \\ \mathbf{Pr}\bigg(\overline{\text{propiedad de aproximación}}\bigg) \cdot \\ \mathbf{Pr}\bigg(\overline{\text{propiedad de aproximación}\bigg) \cdot \\ \mathbf{Pr}\bigg(\overline{\text{propiedad de aproximación}}$$

Usando la propiedad de aproximación

Por lo tanto, para demostrar que \mathbf{EAR} es un FPRAS para R basta acotar inferiormente la siguiente probabilidad:

$$\mathbf{Pr}\bigg((1-arepsilon)\cdot N_R(x) \leq \mathbf{EAR}(x,arepsilon) \leq (1+arepsilon)\cdot N_R(x) \, \bigg| \, \mathrm{propiedad} \, \, \mathrm{de} \, \, \mathrm{aproximación} \bigg) \cdot \\ \mathbf{Pr}\bigg(\mathrm{propiedad} \, \, \mathrm{de} \, \, \mathrm{aproximación} \bigg)$$

Usando la propiedad de aproximación

Por lo tanto, para demostrar que \mathbf{EAR} es un FPRAS para R basta acotar inferiormente la siguiente probabilidad:

$$\mathbf{Pr}\bigg((1-\varepsilon)\cdot \mathit{N}_{\mathit{R}}(x) \leq \mathbf{EAR}(x,\varepsilon) \leq (1+\varepsilon)\cdot \mathit{N}_{\mathit{R}}(x) \,\bigg|\, \mathsf{propiedad}\,\, \mathsf{de}\,\, \mathsf{aproximación}\bigg) \cdot \\ \mathbf{Pr}\bigg(\mathsf{propiedad}\,\, \mathsf{de}\,\, \mathsf{aproximación}\bigg)$$

Primero vamos a demostrar que la propiedad de aproximación es suficiente para tener una buena aproximación de $N_R(x)$

Después de esto vamos a acotar inferiormente la probabilidad de que la propiedad de aproximación se cumpla

Definimos x_{s+1} y N_{s+1} como los valores de las variables x y N al final de la iteración s del algoritmo

Definimos x_{s+1} y N_{s+1} como los valores de las variables x y N al final de la iteración s del algoritmo

- ► Tenemos que $g(x_{s+1}) = 0$, $N_R(x_{s+1}) = 1$ y el valor retornado por el algoritmo es N_{s+1}
 - ► ¿Por qué?

Definimos x_{s+1} y N_{s+1} como los valores de las variables x y N al final de la iteración s del algoritmo

- ► Tenemos que $g(x_{s+1}) = 0$, $N_R(x_{s+1}) = 1$ y el valor retornado por el algoritmo es N_{s+1}
 - ► ¿Por qué?

Dado $i \in \{1, \dots, s\}$, tenemos que:

$$egin{array}{lcl} x_{i+1} &=& \psi(x_i,w_i) \ N_R(x_{i+1}) &=& |\operatorname{Ext}_R(x_i,w_i)| \ N_{i+1} &=& rac{1}{lpha_i} \cdot N_i \end{array}$$

Además, tenemos que:

$$\begin{split} \frac{\alpha_{i}}{(1+\frac{\varepsilon}{2m})} &\leq \frac{|\mathsf{Ext}_{R}(x_{i},w_{i})|}{N_{R}(x_{i})} \leq \left(1+\frac{\varepsilon}{2m}\right) \cdot \alpha_{i} \\ &\Rightarrow \frac{N_{R}(x_{i})}{(1+\frac{\varepsilon}{2m})} \leq \frac{|\mathsf{Ext}_{R}(x_{i},w_{i})|}{\alpha_{i}} \leq \left(1+\frac{\varepsilon}{2m}\right) \cdot N_{R}(x_{i}) \\ &\Rightarrow \frac{N_{R}(x_{i}) \cdot N_{i}}{(1+\frac{\varepsilon}{2m})} \leq |\mathsf{Ext}_{R}(x_{i},w_{i})| \cdot \frac{N_{i}}{\alpha_{i}} \leq \left(1+\frac{\varepsilon}{2m}\right) \cdot N_{R}(x_{i}) \cdot N_{i} \\ &\Rightarrow \frac{N_{R}(x_{i}) \cdot N_{i}}{(1+\frac{\varepsilon}{2m})} \leq N_{R}(x_{i+1}) \cdot N_{i+1} \leq \left(1+\frac{\varepsilon}{2m}\right) \cdot N_{R}(x_{i}) \cdot N_{i} \end{split}$$

Además, tenemos que:

$$\frac{\alpha_{i}}{\left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right)} \leq \frac{\left|\operatorname{Ext}_{R}(x_{i}, w_{i})\right|}{N_{R}(x_{i})} \leq \left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right) \cdot \alpha_{i}$$

$$\Rightarrow \frac{N_{R}(x_{i})}{\left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right)} \leq \frac{\left|\operatorname{Ext}_{R}(x_{i}, w_{i})\right|}{\alpha_{i}} \leq \left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right) \cdot N_{R}(x_{i})$$

$$\Rightarrow \frac{N_{R}(x_{i}) \cdot N_{i}}{\left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right)} \leq \left|\operatorname{Ext}_{R}(x_{i}, w_{i})\right| \cdot \frac{N_{i}}{\alpha_{i}} \leq \left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right) \cdot N_{R}(x_{i}) \cdot N_{i}$$

$$\Rightarrow \frac{N_{R}(x_{i}) \cdot N_{i}}{\left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right)} \leq N_{R}(x_{i+1}) \cdot N_{i+1} \leq \left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right) \cdot N_{R}(x_{i}) \cdot N_{i}$$

Así, la cantidad $N_R(x_i) \cdot N_i$ es casi una invariante del ciclo while

Suponiendo que la propiedad de aproximación es cierta concluimos que:

$$\frac{N_R(x_1) \cdot N_1}{(1 + \frac{\varepsilon}{2\pi})^s} \leq N_R(x_{s+1}) \cdot N_{s+1} \leq \left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right)^s \cdot N_R(x_1) \cdot N_1$$

Suponiendo que la propiedad de aproximación es cierta concluimos que:

$$\frac{N_R(x_1) \cdot N_1}{(1 + \frac{\varepsilon}{2m})^s} \leq N_R(x_{s+1}) \cdot N_{s+1} \leq \left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right)^s \cdot N_R(x_1) \cdot N_1$$

Por lo tanto, dado que $s \le m$ tenemos que:

$$\frac{N_R(x_1) \cdot N_1}{(1 + \frac{\varepsilon}{2m})^m} \leq N_R(x_{s+1}) \cdot N_{s+1} \leq \left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right)^m \cdot N_R(x_1) \cdot N_1$$

Algunas propiedades de $N_R(x_i) \cdot N_i$

Dado que
$$x_1 = x$$
 y $N_1 = 1$, tenemos que $N_R(x) = N_R(x_1) \cdot N_1$

ightharpoonup Recuerde que queremos calcular $N_R(x)$

Algunas propiedades de $N_R(x_i) \cdot N_i$

Dado que
$$x_1 = x$$
 y $N_1 = 1$, tenemos que $N_R(x) = N_R(x_1) \cdot N_1$

ightharpoonup Recuerde que queremos calcular $N_R(x)$

Dado que
$$N_R(x_{s+1})=1$$
, tenemos que $N_R(x_{s+1})\cdot N_{s+1}=N_{s+1}$

• Además, sabemos que $\mathbf{EAR}(x,\varepsilon) = N_{s+1}$



Juntando los resultados anteriores obtenemos:

$$\frac{N_R(x)}{(1+\frac{\varepsilon}{2m})^m} \leq \mathbf{EAR}(x,\varepsilon) \leq \left(1+\frac{\varepsilon}{2m}\right)^m \cdot N_R(x)$$

Juntando los resultados anteriores obtenemos:

$$\frac{N_R(x)}{(1+\frac{\varepsilon}{2m})^m} \leq \mathbf{EAR}(x,\varepsilon) \leq \left(1+\frac{\varepsilon}{2m}\right)^m \cdot N_R(x)$$

Dado que $\varepsilon \in (0,1)$, tal como el caso de #KS obtenemos:

$$\left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right)^m \leq e^{\frac{\varepsilon}{2}} \leq \varepsilon + 1$$

Juntando los resultados anteriores obtenemos:

$$\frac{\mathit{N}_R(x)}{(1+\frac{\varepsilon}{2m})^m} \; \leq \; \mathbf{EAR}(x,\varepsilon) \; \leq \; \left(1+\frac{\varepsilon}{2m}\right)^m \cdot \mathit{N}_R(x)$$

Dado que $\varepsilon \in (0,1)$, tal como el caso de #KS obtenemos:

$$\left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right)^m \leq e^{\frac{\varepsilon}{2}} \leq \varepsilon + 1$$

Ejercicio

Demuestre que $e^{\frac{\varepsilon}{2}} \leq \varepsilon+1$ considerando que $0<\varepsilon<1$ y el intervalo donde la función $f(x)=e^{\frac{x}{2}}-x-1$ es negativa

Así, suponiendo que la propiedad de aproximación se cumple obtenemos:

$$\frac{N_R(x)}{(1+\varepsilon)} \leq \mathbf{EAR}(x,\varepsilon) \leq (1+\varepsilon) \cdot N_R(x)$$

Así, suponiendo que la propiedad de aproximación se cumple obtenemos:

$$\frac{N_R(x)}{(1+\varepsilon)} \leq \mathbf{EAR}(x,\varepsilon) \leq (1+\varepsilon) \cdot N_R(x)$$

Sabemos que $(1-\varepsilon) \leq \frac{1}{1+\varepsilon}$, puesto que $\varepsilon > 0$

Así, suponiendo que la propiedad de aproximación se cumple obtenemos:

$$\frac{N_R(x)}{(1+\varepsilon)} \leq \mathbf{EAR}(x,\varepsilon) \leq (1+\varepsilon) \cdot N_R(x)$$

Sabemos que $(1-\varepsilon) \leq \frac{1}{1+\varepsilon}$, puesto que $\varepsilon > 0$

Suponiendo que la propiedad de aproximación se cumple, obtenemos entonces:

$$(1-\varepsilon)\cdot N_R(x) \leq \mathbf{EAR}(x,\varepsilon) \leq (1+\varepsilon)\cdot N_R(x)$$

Vale decir, hemos demostrado que:

$$\Pr\Big((1-arepsilon)\cdot N_R(x) \ \leq \ \mathsf{EAR}(x,arepsilon) \ \leq \ (1+arepsilon)\cdot N_R(x) \ \Big|$$
 propiedad de aproximación $\Big) \ = \ 1$

Vale decir, hemos demostrado que:

$$\Pr\Big((1-arepsilon)\cdot N_R(x) \ \leq \ \mathsf{EAR}(x,arepsilon) \ \leq \ (1+arepsilon)\cdot N_R(x) \ \Big|$$
 propiedad de aproximación $\Big) \ = \ 1$

De esta forma, para terminar la demostración tenemos que demostrar:

$$Pr\left(\text{propiedad de aproximación}\right) \geq \frac{3}{4}$$

Fije $i \in \{1, ..., s\}$

i corresponde a una iteración de EAR

Para cada $u \in \Sigma^{\sigma(x_i)}$ definimos la variable aleatoria:

$$X_u = \frac{|\{j \in \{1, \dots, t\} \mid \exists z \in \Sigma^* : y_j = uz\}|}{t}$$

Fije $i \in \{1, ..., s\}$

i corresponde a una iteración de EAR

Para cada $u \in \Sigma^{\sigma(x_i)}$ definimos la variable aleatoria:

$$X_u = \frac{|\{j \in \{1, \dots, t\} \mid \exists z \in \Sigma^* : y_j = uz\}|}{t}$$

 X_u es un promedio de t variables aleatorias que toman valor 0 ó 1, las cuales denotamos como $X_{j,u}$ para $j \in \{1, \dots, t\}$

 $lacksquare X_{j,u}(y_j)=1$ si $y_j=uz$ para algún $z\in \Sigma^*$, y $X_{j,u}(y_j)=0$ en otro caso

Vale decir, tenemos que
$$X_u = \frac{1}{t} \sum_{j=1}^t X_{j,u}$$

Tenemos que:

$$Var[X_u] = Var\left[\frac{1}{t}\sum_{i=1}^t X_{j,u}\right] = \frac{1}{t^2}\sum_{i=1}^t Var[X_{j,u}] \le \frac{1}{t^2}\sum_{i=1}^t 1 = \frac{1}{t}$$

Tenemos que:

$$\mathsf{Var}[X_u] \ = \ \mathsf{Var}\Big[\frac{1}{t}\sum_{j=1}^t X_{j,u}\Big] \ = \ \frac{1}{t^2}\sum_{j=1}^t \mathsf{Var}[X_{j,u}] \ \leq \ \frac{1}{t^2}\sum_{j=1}^t 1 \ = \ \frac{1}{t}$$

Dado que $t = \lceil 180 \cdot (|x|^c + d)^3 \cdot m^3 \cdot \varepsilon^{-2} \rceil$, por la desigualdad de Chebyshev concluimos que:

$$\begin{split} \Pr\bigg(|X_u - \mathbf{E}[X_u]| &\geq \frac{\varepsilon}{6 \cdot (|x|^c + d) \cdot m}\bigg) &\leq \frac{36 \cdot (|x|^c + d)^2 \cdot m^2 \cdot \mathbf{Var}[X_u]}{\varepsilon^2} \\ &\leq \frac{36 \cdot (|x|^c + d)^2 \cdot m^2}{\varepsilon^2 \cdot t} \\ &\leq \frac{36 \cdot (|x|^c + d)^2 \cdot m^2}{\varepsilon^2 \cdot 180 \cdot (|x|^c + d)^3 \cdot m^3 \cdot \varepsilon^{-2}} \\ &= \frac{1}{5 \cdot (|x|^c + d) \cdot m} \end{split}$$

El valor de cada variable aleatoria X_u es una función de las variables y_1, \ldots, y_t

▶ Podemos entonces hablar de $X_u(y_1, ..., y_t)$

El valor de cada variable aleatoria X_u es una función de las variables y_1, \ldots, y_t

▶ Podemos entonces hablar de $X_u(y_1, ..., y_t)$

De la misma forma, el valor de la variable aleatoria α_i es una función de y_1, \ldots, y_t , y podemos hablar de $\alpha_i(y_1, \ldots, y_t)$

Suponga que v es el valor de w_i . Si los valores de la variables y_1, \ldots, y_t en la iteración i son a_1, \ldots, a_t , respectivamente, entonces tenemos que:

$$\alpha_i(a_1,\ldots,a_t) = X_v(a_1,\ldots,a_t)$$

Suponga que v es el valor de w_i . Si los valores de la variables y_1, \ldots, y_t en la iteración i son a_1, \ldots, a_t , respectivamente, entonces tenemos que:

$$\alpha_i(a_1,\ldots,a_t) = X_v(a_1,\ldots,a_t)$$

Además, en general tenemos que:

$$\alpha_i(y_1,\ldots,y_t) = \max_{u\in\Sigma^{\sigma(x_i)}} X_u(y_1,\ldots,y_t)$$

Suponga que v es el valor de w_i . Si los valores de la variables y_1, \ldots, y_t en la iteración i son a_1, \ldots, a_t , respectivamente, entonces tenemos que:

$$\alpha_i(a_1,\ldots,a_t) = X_v(a_1,\ldots,a_t)$$

Además, en general tenemos que:

$$\alpha_i(y_1,\ldots,y_t) = \max_{u\in\Sigma^{\sigma(x_i)}} X_u(y_1,\ldots,y_t)$$

Es importante notar que no podemos concluir que:

$$\alpha_i(y_1,\ldots,y_t) = X_v(y_1,\ldots,y_t),$$

dado que v es un string **fijo** calculado en la iteración i

No podemos concluir que $\alpha_i(y_1,\ldots,y_t)=X_v(y_1,\ldots,y_t)$

Suponga que ejecutamos el algoritmo nuevamente obteniendo v^\prime como el valor de w_i

Además, suponga que los valores de la variables y_1, \ldots, y_t en la iteración i de esta nueva ejecución son b_1, \ldots, b_t , respectivamente

No podemos concluir que $\alpha_i(y_1,\ldots,y_t)=X_v(y_1,\ldots,y_t)$

Suponga que ejecutamos el algoritmo nuevamente obteniendo v' como el valor de w_i

Además, suponga que los valores de la variables y_1, \ldots, y_t en la iteración i de esta nueva ejecución son b_1, \ldots, b_t , respectivamente

Sabemos que
$$\alpha_i(b_1,\ldots,b_t)=X_{v'}(b_1,\ldots,b_t)$$

No podemos concluir que $\alpha_i(y_1,\ldots,y_t)=X_{\nu}(y_1,\ldots,y_t)$

Suponga que ejecutamos el algoritmo nuevamente obteniendo v' como el valor de w_i

Además, suponga que los valores de la variables y_1, \ldots, y_t en la iteración i de esta nueva ejecución son b_1, \ldots, b_t , respectivamente

Sabemos que
$$\alpha_i(b_1,\ldots,b_t)=X_{v'}(b_1,\ldots,b_t)$$

Pero si
$$v \neq v'$$
 y $X_v(b_1,\ldots,b_t) < X_{v'}(b_1,\ldots,b_t)$, entonces tenemos que:
$$\alpha_i(b_1,\ldots,b_t) \ \neq \ X_v(b_1,\ldots,b_t)$$

Acotando superiormente $\Pr(|\alpha_i - \mathbf{E}[X_{w_i}]| \geq \delta)$

Queremos entender cuán cercar está α_i de $\mathbf{E}[X_{w_i}]$

▶ Vale decir, queremos acotar superiormente $Pr(|\alpha_i - E[X_{w_i}]| \ge \delta)$

Acotando superiormente $\Pr(|\alpha_i - \mathbf{E}[X_{w_i}]| \geq \delta)$

Queremos entender cuán cercar está α_i de $\mathbf{E}[X_{\mathbf{w}_i}]$

▶ Vale decir, queremos acotar superiormente $Pr(|\alpha_i - E[X_{w_i}]| \ge \delta)$

Dado que $\alpha_i = \max_{u \in \Sigma^{\sigma(x_i)}} X_u$, no podemos utilizar la desigualdad de Chebyshev para acotar superiormente $\Pr(|\alpha_i - \mathbf{E}[X_{w_i}]| \geq \delta)$

► ¿Por qué?

Acotando superiormente $\Pr(|\alpha_i - \mathbf{E}[X_{w_i}]| \geq \delta)$

Si
$$|\alpha_i - \mathbf{E}[X_{w_i}]| \ge \delta$$
 en la iteración i , entonces se debe tener que $|X_{w_i} - \mathbf{E}[X_{w_i}]| \ge \delta$

Y si esperamos que esto se cumpla en la iteración i de cada ejecución de **EAR**, entonces en cada ejecución debe ser posible encontrar $u \in \Sigma^{\sigma(x_i)}$ tal que $|X_u - \mathbf{E}[X_u]| > \delta$

Acotando superiormente $\Pr(|\alpha_i - \mathsf{E}[X_{\mathsf{w}_i}]| \geq \delta)$

Si
$$|\alpha_i - \mathbf{E}[X_{w_i}]| \ge \delta$$
 en la iteración i , entonces se debe tener que $|X_{w_i} - \mathbf{E}[X_{w_i}]| \ge \delta$

Y si esperamos que esto se cumpla en la iteración i de cada ejecución de **EAR**, entonces en cada ejecución debe ser posible encontrar $u \in \Sigma^{\sigma(x_i)}$ tal que $|X_u - \mathbf{E}[X_u]| \ge \delta$

Por lo tanto, tenemos que:

$$\Pr(|\alpha_i - \mathsf{E}[X_{w_i}]| \ge \delta) \le \Pr(\bigvee_{u \in \Sigma^{\sigma(x_i)}} |X_u - \mathsf{E}[X_u]| \ge \delta)$$

Acotando superiormente $\Pr(|\alpha_i - \mathsf{E}[X_{w_i}]| \ge \frac{\varepsilon}{6\cdot (|x|^c + d)\cdot m})$

Utilizando la conclusión de la transparencia anterior:

$$\begin{aligned} \Pr \bigg(|\alpha_{i} - \mathbf{E}[X_{w_{i}}]| &\geq \frac{\varepsilon}{6 \cdot (|x|^{c} + d) \cdot m} \bigg) \leq \\ \Pr \bigg(\bigvee_{u \in \Sigma^{\sigma(x_{i})}} \left[|X_{u} - \mathbf{E}[X_{u}]| \geq \frac{\varepsilon}{6 \cdot (|x|^{c} + d) \cdot m} \right] \bigg) \leq \\ \sum_{u \in \Sigma^{\sigma(x_{i})}} \Pr \bigg(|X_{u} - \mathbf{E}[X_{u}]| \geq \frac{\varepsilon}{6 \cdot (|x|^{c} + d) \cdot m} \bigg) \leq \\ \sum_{u \in \Sigma^{\sigma(x_{i})}} \frac{1}{5 \cdot (|x|^{c} + d) \cdot m} = \\ \frac{1}{5 \cdot (|x|^{c} + d) \cdot m} \cdot |\Sigma|^{\sigma(x_{i})} \leq \\ \frac{1}{5 \cdot (|x|^{c} + d) \cdot m} \cdot (|x_{i}|^{c} + d) = \frac{1}{5m} \cdot \left(\frac{|x_{i}|^{c} + d}{|x|^{c} + d} \right) \leq \frac{1}{5m} \end{aligned}$$

¿Por qué **EAR** elige el prefijo de largo $\sigma(x)$ más común en $\{y_1, \ldots, y_t\}$?

Como w_i se elige como el prefijo de largo $\sigma(x_i)$ más común en $\{y_1, \ldots, y_t\}$, sabemos que:

$$\alpha_i = \frac{|\{j \in \{1, \dots, t\} \mid y_j \in \mathsf{Ext}_R(x_i, w_i)\}|}{t} \geq \frac{t}{|\Sigma|^{\sigma(x_i)}} \cdot \frac{1}{t} = \frac{1}{|\Sigma|^{\sigma(x_i)}} \geq \frac{1}{|x_i|^c + d} \geq \frac{1}{|x|^c + d}$$

¿Por qué **EAR** elige el prefijo de largo $\sigma(x)$ más común en $\{y_1, \ldots, y_t\}$?

Como w_i se elige como el prefijo de largo $\sigma(x_i)$ más común en $\{y_1, \ldots, y_t\}$, sabemos que:

$$\alpha_i = \frac{|\{j \in \{1, \dots, t\} \mid y_j \in \mathsf{Ext}_R(x_i, w_i)\}|}{t} \ge \frac{t}{|\Sigma|^{\sigma(x_i)}} \cdot \frac{1}{t} = \frac{1}{|\Sigma|^{\sigma(x_i)}} \ge \frac{1}{|x_i|^c + d} \ge \frac{1}{|x|^c + d}$$

Concluimos entonces que:

$$\begin{aligned} \Pr \bigg(|\alpha_i - \mathbf{E}[X_{w_i}]| &\leq \alpha_i \cdot \frac{\varepsilon}{6m} \bigg) &\geq & \Pr \bigg(|\alpha_i - \mathbf{E}[X_{w_i}]| &\leq \frac{\varepsilon}{6 \cdot (|x|^c + d) \cdot m} \bigg) \\ &\geq & 1 - \frac{1}{E_{-c}} \end{aligned}$$

Dos desigualdades útiles

Tenemos que
$$1+\frac{\varepsilon}{5m}\geq 1+\frac{\varepsilon}{6m}$$

Dos desigualdades útiles

Tenemos que
$$1 + \frac{\varepsilon}{5m} \geq 1 + \frac{\varepsilon}{6m}$$

Por otra parte, para $\varepsilon \in (0,1)$ también se tiene que:

$$\frac{1}{1+\frac{\varepsilon}{5m}} \leq 1-\frac{\varepsilon}{6m},$$

puesto que $m \ge 1$ y:

$$\frac{1}{1 + \frac{\varepsilon}{5m}} \le 1 - \frac{\varepsilon}{6m} \iff \frac{5m}{5m + \varepsilon} \le \frac{6m - \varepsilon}{6m}$$

$$\Leftrightarrow 30 \cdot m^2 \le 30 \cdot m^2 + 6 \cdot m \cdot \varepsilon - 5 \cdot m \cdot \varepsilon - \varepsilon^2$$

$$\Leftrightarrow \varepsilon^2 \le m \cdot \varepsilon$$

$$\Leftrightarrow \varepsilon \le m$$

Una cota inferior para $\Pr(|\alpha_i - \mathbf{E}[X_{w_i}]| \leq \alpha_i \cdot \frac{\varepsilon}{6m})$

Usando todas las desigualdades anteriores concluimos que:

$$\Pr\left(\frac{1}{(1+\frac{\varepsilon}{5m})} \cdot \alpha_i \leq \mathbf{E}[X_{w_i}] \leq \left(1+\frac{\varepsilon}{5m}\right) \cdot \alpha_i\right) \geq \\ \Pr\left(\left(1-\frac{\varepsilon}{6m}\right) \cdot \alpha_i \leq \mathbf{E}[X_{w_i}] \leq \left(1+\frac{\varepsilon}{6m}\right) \cdot \alpha_i\right) = \\ \Pr\left(|\alpha_i - \mathbf{E}[X_{w_i}]| \leq \alpha_i \cdot \frac{\varepsilon}{6m}\right) \geq \\ 1 - \frac{1}{5m}$$

Por definición de X_{w_i} , se tiene que:

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[X_{w_i}] &= \mathbf{E}\left[\frac{1}{t}\sum_{j=1}^t X_{j,w_i}\right] \\ &= \frac{1}{t}\sum_{j=1}^t \mathbf{E}[X_{j,w_i}] \\ &= \frac{1}{t}\sum_{j=1}^t \left(1 \cdot \mathbf{Pr}(X_{j,w_i} = 1) + 0 \cdot \mathbf{Pr}(X_{j,w_i} = 0)\right) \\ &= \frac{1}{t}\sum_{j=1}^t \sum_{y \in \mathsf{Ext}_R(x_i,w_i)} \mathbf{Pr}\left(\mathcal{G}\left(x_i, \frac{\varepsilon}{5m}\right) = y\right) \\ &= \sum_{y \in \mathsf{Ext}_R(x_i,w_i)} \mathbf{Pr}\left(\mathcal{G}\left(x_i, \frac{\varepsilon}{5m}\right) = y\right) \end{aligned}$$

Como \mathcal{G} es un FPAUG para R, tenemos que:

$$\left(1 - \frac{\varepsilon}{5m}\right) \cdot \frac{1}{N_R(x_i)} \ \leq \ \textbf{Pr}\bigg(\mathcal{G}\bigg(x_i, \frac{\varepsilon}{5m}\bigg) = y\bigg) \ \leq \ \bigg(1 + \frac{\varepsilon}{5m}\bigg) \cdot \frac{1}{N_R(x_i)}$$

Como $\mathcal G$ es un FPAUG para R, tenemos que:

$$\left(1 - \frac{\varepsilon}{5m}\right) \cdot \frac{1}{N_R(x_i)} \ \leq \ \text{Pr}\bigg(\mathcal{G}\bigg(x_i, \frac{\varepsilon}{5m}\bigg) = y\bigg) \ \leq \ \bigg(1 + \frac{\varepsilon}{5m}\bigg) \cdot \frac{1}{N_R(x_i)}$$

Por lo tanto:

$$\sum_{y \in \mathsf{Ext}_R(x_i, w_i)} \left(1 - \frac{\varepsilon}{5m} \right) \cdot \frac{1}{N_R(x_i)} \ \le \ \mathbf{E}[X_{w_i}] \ \le \ \sum_{y \in \mathsf{Ext}_R(x_i, w_i)} \left(1 + \frac{\varepsilon}{5m} \right) \cdot \frac{1}{N_R(x_i)}$$

Como \mathcal{G} es un FPAUG para R, tenemos que:

$$\left(1 - \frac{\varepsilon}{5m}\right) \cdot \frac{1}{N_R(x_i)} \ \leq \ \textbf{Pr}\bigg(\mathcal{G}\bigg(x_i, \frac{\varepsilon}{5m}\bigg) = y\bigg) \ \leq \ \bigg(1 + \frac{\varepsilon}{5m}\bigg) \cdot \frac{1}{N_R(x_i)}$$

Por lo tanto:

$$\sum_{y \in \mathsf{Ext}_R(x_i, w_i)} \left(1 - \frac{\varepsilon}{5m} \right) \cdot \frac{1}{N_R(x_i)} \ \leq \ \mathbf{E}[X_{w_i}] \ \leq \ \sum_{y \in \mathsf{Ext}_R(x_i, w_i)} \left(1 + \frac{\varepsilon}{5m} \right) \cdot \frac{1}{N_R(x_i)}$$

De lo cual concluimos que:

$$\left(1 - \frac{\varepsilon}{5m}\right) \cdot \frac{|\mathsf{Ext}_R(x_i, w_i)|}{N_R(x_i)} \ \leq \ \mathbf{E}[X_{w_i}] \ \leq \ \left(1 + \frac{\varepsilon}{5m}\right) \cdot \frac{|\mathsf{Ext}_R(x_i, w_i)|}{N_R(x_i)}$$



Dado que:

Concluimos que:

$$\frac{1}{1 + \frac{\varepsilon}{4m}} \cdot \frac{|\mathsf{Ext}_R(x_i, w_i)|}{N_R(x_i)} \ \leq \ \mathbf{E}[X_{w_i}] \ \leq \ \left(1 + \frac{\varepsilon}{4m}\right) \cdot \frac{|\mathsf{Ext}_R(x_i, w_i)|}{N_R(x_i)}$$

Otra desigualdad útil

Para $\varepsilon \in (0,1)$, se tiene que:

$$1 + \frac{\varepsilon}{2m} \geq \left(1 + \frac{\varepsilon}{5m}\right) \cdot \left(1 + \frac{\varepsilon}{4m}\right)$$

Otra desigualdad útil

Para $\varepsilon \in (0,1)$, se tiene que:

$$1 + \frac{\varepsilon}{2m} \geq \left(1 + \frac{\varepsilon}{5m}\right) \cdot \left(1 + \frac{\varepsilon}{4m}\right)$$

Puesto que $\varepsilon \in (0,1)$ y:

$$\begin{split} 1 + \frac{\varepsilon}{2m} & \geq \left(1 + \frac{\varepsilon}{5m}\right) \cdot \left(1 + \frac{\varepsilon}{4m}\right) & \Leftrightarrow & 1 + \frac{\varepsilon}{2m} \geq 1 + \frac{\varepsilon}{4m} + \frac{\varepsilon}{5m} + \frac{\varepsilon^2}{20m} \\ & \Leftrightarrow & \frac{\varepsilon}{2m} \geq \frac{\varepsilon}{4m} + \frac{\varepsilon}{5m} + \frac{\varepsilon^2}{20m} \\ & \Leftrightarrow & 10\varepsilon \geq 5\varepsilon + 4\varepsilon + \varepsilon^2 \\ & \Leftrightarrow & \varepsilon \geq \varepsilon^2 \\ & \Leftrightarrow & 1 \geq \varepsilon \end{split}$$

Acotando inferiormente $\Pr(\frac{\alpha_i}{(1+\frac{\varepsilon}{\varepsilon})} \leq \frac{|\operatorname{Ext}_R(x_i,w_i)|}{N_R(x_i)} \leq (1+\frac{\varepsilon}{2m}) \cdot \alpha_i)$

Usando las desigualdades anteriores, tenemos que:

$$\frac{1}{\left(1 + \frac{\varepsilon}{5m}\right)} \cdot \alpha_{i} \leq \mathbf{E}[X_{w_{i}}] \quad \Rightarrow \quad \frac{1}{\left(1 + \frac{\varepsilon}{5m}\right)} \cdot \alpha_{i} \leq \left(1 + \frac{\varepsilon}{4m}\right) \cdot \frac{\left|\mathsf{Ext}_{R}(x_{i}, w_{i})\right|}{N_{R}(x_{i})}$$

$$\Rightarrow \quad \frac{1}{\left(1 + \frac{\varepsilon}{5m}\right) \cdot \left(1 + \frac{\varepsilon}{4m}\right)} \cdot \alpha_{i} \leq \frac{\left|\mathsf{Ext}_{R}(x_{i}, w_{i})\right|}{N_{R}(x_{i})}$$

$$\Rightarrow \quad \frac{1}{\left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right)} \cdot \alpha_{i} \leq \frac{\left|\mathsf{Ext}_{R}(x_{i}, w_{i})\right|}{N_{R}(x_{i})}$$

Acotando inferiormente $\Pr(\frac{\alpha_i}{(1+\frac{\varepsilon}{2m})} \leq \frac{|\operatorname{Ext}_R(x_i,w_i)|}{N_R(x_i)} \leq (1+\frac{\varepsilon}{2m}) \cdot \alpha_i)$

Usando las desigualdades anteriores, tenemos que:

$$\frac{1}{\left(1 + \frac{\varepsilon}{5m}\right)} \cdot \alpha_{i} \leq \mathbf{E}[X_{w_{i}}] \quad \Rightarrow \quad \frac{1}{\left(1 + \frac{\varepsilon}{5m}\right)} \cdot \alpha_{i} \leq \left(1 + \frac{\varepsilon}{4m}\right) \cdot \frac{\left|\operatorname{Ext}_{R}(x_{i}, w_{i})\right|}{N_{R}(x_{i})}$$

$$\Rightarrow \quad \frac{1}{\left(1 + \frac{\varepsilon}{5m}\right) \cdot \left(1 + \frac{\varepsilon}{4m}\right)} \cdot \alpha_{i} \leq \frac{\left|\operatorname{Ext}_{R}(x_{i}, w_{i})\right|}{N_{R}(x_{i})}$$

$$\Rightarrow \quad \frac{1}{\left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right)} \cdot \alpha_{i} \leq \frac{\left|\operatorname{Ext}_{R}(x_{i}, w_{i})\right|}{N_{R}(x_{i})}$$

De la misma forma obtenemos:

$$\mathbf{E}[X_{w_i}] \le \left(1 + \frac{\varepsilon}{5m}\right) \cdot \alpha_i \quad \Rightarrow \quad \frac{|\mathsf{Ext}_R(x_i, w_i)|}{N_R(x_i)} \le \left(1 + \frac{\varepsilon}{2m}\right) \cdot \alpha_i$$

Acotando inferiormente
$$\Pr(\frac{\alpha_i}{(1+\frac{\varepsilon}{\varepsilon})} \leq \frac{|\operatorname{Ext}_R(x_i, w_i)|}{N_R(x_i)} \leq (1+\frac{\varepsilon}{2m}) \cdot \alpha_i)$$

Juntando todo lo anterior, finalmente concluimos que:

$$\Pr\left(\frac{\alpha_{i}}{(1+\frac{\varepsilon}{2m})} \leq \frac{\left|\operatorname{Ext}_{R}(x_{i}, w_{i})\right|}{N_{R}(x_{i})} \leq \left(1+\frac{\varepsilon}{2m}\right) \cdot \alpha_{i}\right) \geq \\ \Pr\left(\frac{\alpha_{i}}{(1+\frac{\varepsilon}{5m})} \leq \operatorname{\mathbf{E}}[X_{w_{i}}] \leq \left(1+\frac{\varepsilon}{5m}\right) \cdot \alpha_{i}\right) \geq 1-\frac{1}{5m}$$

Acotando inferiormente $\mathbf{Pr}(\text{propiedad de aproximación})$: el paso final

Recuerde que nuestro objetivo es demostrar que:

$$Pr(propiedad de aproximación) \ge \frac{3}{4}$$

Acotando inferiormente $\mathbf{Pr}(propiedad\ de\ aproximación)$: el paso final

Recuerde que nuestro objetivo es demostrar que:

$$Pr(propiedad de aproximación) \ge \frac{3}{4}$$

Tenemos que:

$$\begin{split} & \Pr\bigg(\bigwedge_{i=1}^{s} \left[\frac{\alpha_{i}}{(1+\frac{\varepsilon}{2m})} \leq \frac{|\mathsf{Ext}_{R}(x_{i},w_{i})|}{N_{R}(x_{i})} \leq \left(1+\frac{\varepsilon}{2m}\right) \cdot \alpha_{i}\right]\bigg) \ = \\ & \prod_{i=1}^{s} \Pr\bigg(\frac{\alpha_{i}}{(1+\frac{\varepsilon}{2m})} \leq \frac{|\mathsf{Ext}_{R}(x_{i},w_{i})|}{N_{R}(x_{i})} \leq \left(1+\frac{\varepsilon}{2m}\right) \cdot \alpha_{i}\bigg) \ \geq \\ & \prod_{i=1}^{s} \left(1-\frac{1}{5m}\right) \ = \ \left(1-\frac{1}{5m}\right)^{s} \ \geq \ \left(1-\frac{1}{5m}\right)^{m} \end{split}$$

Acotando inferiormente $\mathbf{Pr}(\text{propiedad de aproximación})$: el paso final

Dado que
$$m \geq 1$$
, tenemos que $\left(1 - \frac{1}{5m}\right)^m \geq \frac{4}{5} > \frac{3}{4}$

Concluimos finalmente que:

$$Pr(propiedad de aproximación) \ge \left(1 - \frac{1}{5m}\right)^m \ge \frac{3}{4}$$

Esto termina la demostración del teorema

