

Randomisierte Algorithmen

Markus Lohrey (Univ. Stuttgart /
Univ. Halle)

Zimmer 211

lohrey@informatik.uni-stuttgart.de

Vorlesung:

Di 14.15 - 15.45 } Raum 1.29
Di 16.15 - 17.00 }

Übungen:

Di 17.00 - 17.45 Raum 1.29

Literatur:

Randomized Algorithms
R. Motwani, P. Raghavan
Cambridge University Press

Kapitel 1. Einführung

Randomisierter Algorithmus:

klassischer deterministischer Algorithmus
erweitert um Zufallskomponente (Münzwurf)

Beispiel 1: Quicksort (QS)

gegeben: Menge S von n Zahlen
gesucht: S in sortierter (aufsteigender)
Reihenfolge

klassischer QS:

(1) Wähle ein Element $y \in S$

(2) $S_1 := \{x \in S \mid x < y\}$

$S_2 := \{x \in S \mid y < x\}$

(3) Sortiere rekursiv $S_1 \rightarrow$ Liste L_1
Sortiere rekursiv $S_2 \rightarrow$ Liste L_2

(4) Output $L_1 \cup L_2$

Problem: Wie wählt man y in Schritt (1)

optimale Wahl von y falls $|S_1|, |S_2| < \frac{m}{2}$
(Median von S)

Der Median vom S kann in Zeit $O(n)$, d.h. Zeit $c \cdot n$ für Konstante c , gefunden werden (relativ kompliziert).

$$\rightarrow T(n) \leq 2 \cdot T\left(\frac{n}{2}\right) + (c+1) \cdot n$$

$$\rightarrow T(n) \in O(n \cdot \log(n))$$

Angenommen wir würden in Schritt (1) in Zeit $O(n)$ ein $y \in S$ mit $|S_1|, |S_2| \leq \frac{3}{4}n$ finden (davon gibt es $\frac{n}{2}$ viele).

$$\rightarrow T(n) \leq 2 \cdot T\left(\frac{3}{4} \cdot n\right) + O(n)$$

$$\rightarrow T(n) \in O(n \cdot \log(n))$$

randomisierte Wahl von y

\hookrightarrow Algorithmus rand QS

(1) Wähle ein $y \in S$ zufällig und gleichverteilt aus S .

$$(2) S_1 := \{x \in S \mid x < y\}$$

$$S_2 := \{x \in S \mid y < x\}$$

(3) Sortiere rekursiv $S_1 \rightarrow$ Liste L_1
Sortiere rekursiv $S_2 \rightarrow$ Liste L_2

(4) Output L_1, y, L_2

Analyse vom rand QS

Für $1 \leq i \leq n$ sei

$S_{(i)}$ = "das Element vom Rang i in S "
 = "das eindeutige $s \in S$ mit
 $|\{y \in S \mid y \leq s\}| = i$ "

Definiere Zufallsvariable X_{ij} durch:

$$X_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{falls } S_{(i)} \text{ und } S_{(j)} \text{ in einem Ab-} \\ & \text{lauf vom rand QS verglichen werden} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Wir wollen den Erwartungswert $E[V]$ für die Anzahl V der Vergleiche in einem Ablauf vom rand QS berechnen.

$$E[V] = E\left[\sum_{i=1}^n \sum_{j>i} X_{ij}\right]$$

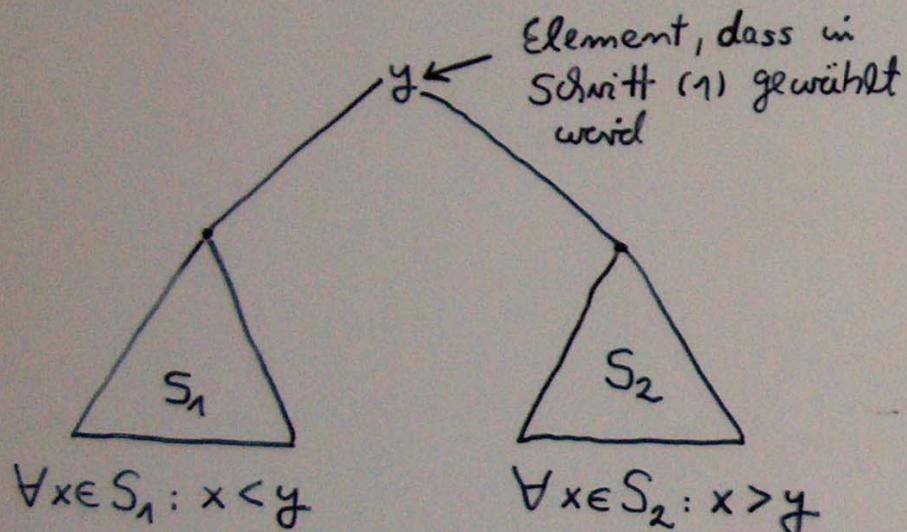
$$= \sum_{i=1}^n \sum_{j>i} E[X_{ij}]$$

↑
Linearity of Expectations

Sei $p_{ij} = \text{Prob}[S_{(i)} \text{ und } S_{(j)} \text{ werden verglichen}]$

$$\rightarrow E[X_{ij}] = 1 \cdot p_{ij} + 0 \cdot (1 - p_{ij}) = p_{ij}$$

Ein Ablauf von randQS kann durch einen binären Suchbaum T beschrieben werden.

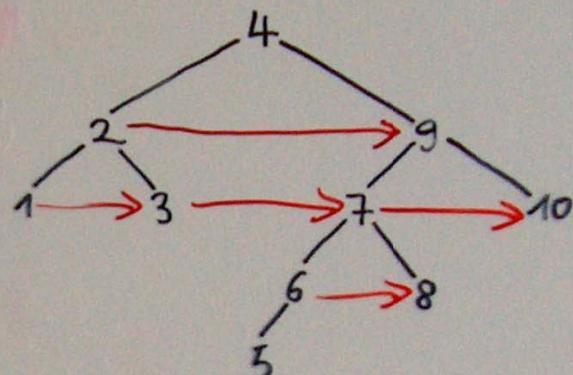


Beobachtung:

$a \in S$ wird mit $b \in S$ verglichen.
 \Leftrightarrow

a ist Vorgänger von b in T oder
 b ist Vorgänger von a in T .

Beispiel: $S = \{1, \dots, 10\}$



Level-Order-Transversal $\pi(T)$ vom T :

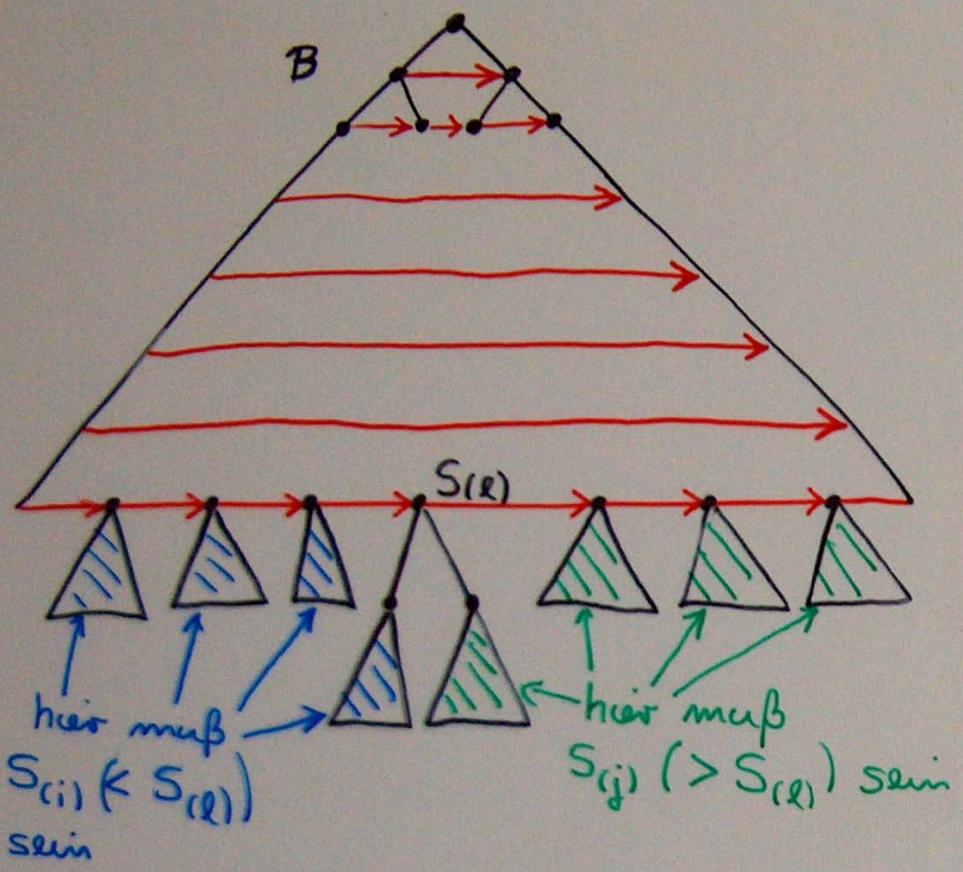
4, 2, 9, 1, 3, 7, 10, 6, 8, 5

Lemma: $S_{(i)}$ wird mit $S_{(j)}$ verglichen ($i < j$)
 \Leftrightarrow

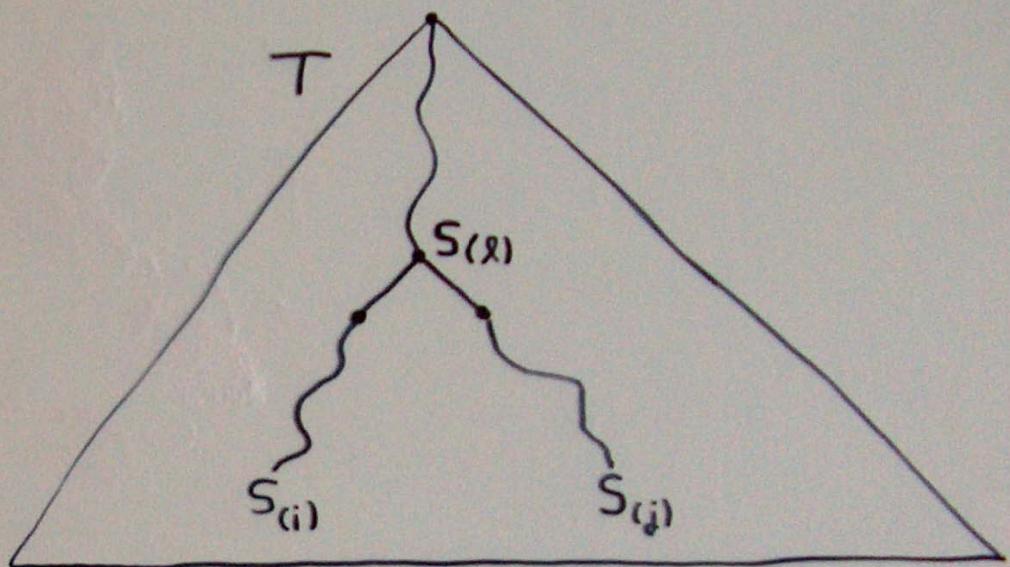
Es gibt kein $S_{(l)}$ mit $i < l < j$,
welches in $\pi(T)$ vor $S_{(i)}$ und $S_{(j)}$
steht.

Beweis:

\Rightarrow : Angenommen $S_{(l)}$ ($i < l < j$) steht
in $\pi(T)$ vor $S_{(i)}$ und $S_{(j)}$



$\rightarrow S_{(i)}$ kein Vorgänger von $S_{(j)}$ und
 $S_{(j)}$ kein Vorgänger von $S_{(i)}$



$$S_{(i)} < S_{(l)} < S_{(j)} \text{ und}$$

$S_{(l)}$ vor $S_{(i)}$ und $S_{(j)}$ in $\pi(T)$ \square

Weder $S_{(i)}$ kann Vorgänger von $S_{(j)}$ sein, noch $S_{(j)}$ kann Vorgänger von $S_{(i)}$ sein

$\Rightarrow S_{(i)}$ und $S_{(j)}$ werden nicht verglichen.

\Leftarrow : Angenommen $S_{(i)}$ wird nicht mit $S_{(j)}$ verglichen.

Beobachtung: Jedes Element aus dem Intervall $I = \{S_{(i)}, S_{(i+1)}, \dots, S_{(j)}\} \subseteq S$ ist mit gleicher Wahrscheinlichkeit das erste Element aus I in der Liste $\pi(T)$.

Diese Wahrscheinlichkeit ist somit

$$\frac{1}{|I|} = \frac{1}{j-i+1}$$

$$\rightarrow P_{ij} = \frac{2}{j-i+1}$$

$$\begin{aligned}\rightarrow E[V] &= \sum_{i=1}^m \sum_{j>i} P_{ij} = \sum_{i=1}^m \sum_{j>i} \frac{2}{j-i+1} \\ &= 2 \cdot \sum_{i=1}^m \sum_{k=2}^{m-i+1} \frac{1}{k} \\ &\leq 2 \cdot \sum_{i=1}^m \sum_{k=1}^m \frac{1}{k} \\ &= 2 \cdot m \cdot \boxed{\sum_{k=1}^m \frac{1}{k}} = m^{\text{te}} \text{ Harmonische Zahl } H_m\end{aligned}$$

Es gilt: $H_m \in \Theta(\log(m))$

Satz 1: Der Erwartungswert $E[V]$ für die Anzahl von Vergleichen von v und QS ist in $\Theta(n \cdot \log(m))$.

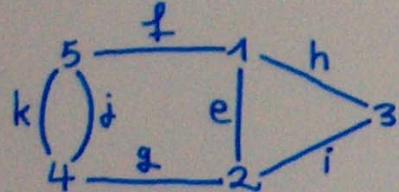
Bemerkungen:

- v und QS ist ein **Las Vegas Algorithmus**. Er liefert stets das richtige Ergebnis, aber die Rechenzeit ist Zufallsvariable
- $E[V] \in \Theta(n \cdot \log(m))$ gilt für jeden Input. Keine Annahmen über Wahrscheinlichkeitsverteilung für Input S .
- Zufallsbits (= Münzwürfe) sollten als Rechenresource (wie Zeit und Speicher) angesehen werden.
Wieviele Zufallsbits sind nötig um ein Element y zufällig und gleichverteilt aus einer Menge S auszuwählen?

Beispiel 2: rand. Min-Cut Algorithmus

- Sei G zusammenhängender ungerichteter Multigraph (d.h. mehrere Kanten zwischen zwei Knoten, aber keine Schlingen $\bullet\circlearrowright$)
- $V(G)$ = Menge der Knoten von G
- $E(G)$ = Menge der Kanten von G
- $|V(G)| = n$

• Beispiel:



- Ein Cut von G ist eine Menge $C \subseteq E(G)$, so dass $G \setminus C$ nicht mehr zusammenhängend ist.

Beispiel: $\{f, g\}$ ist Cut im obigen Graph.

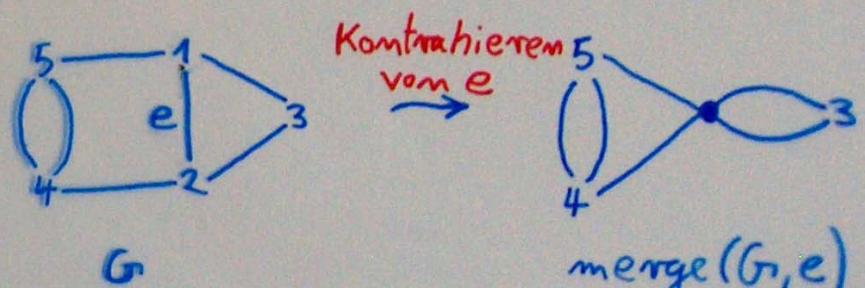
- Ein Min-Cut von G ist ein Cut C vom G , so dass kein Cut C' von G mit $|C'| < |C|$ existiert.

Min-Cut-Size(G) = Größe eines (beliebigen) Min-Cut von G .

Bsp.: Min-Cut-Size(G) = 2 für obigen Graphen.

- Sei e eine Kante von G .
merge(G, e) ist der Multigraph, der durch Verschmelzen der Endpunkte von e entsteht (entstehende Schleifen werden entfernt).

Beispiel:



rand Min-Cut (o.B.d.A. $|V(G)| \geq 2$)

while "G hat noch mind. 3 Knoten" do

 wähle zufällig und gleichverteilt
 Kante $e \in E(G)$ aus.

$G' := \text{marge}(G, e)$

od.

% G hat nun noch genau zwei Knoten
output $E(G')$

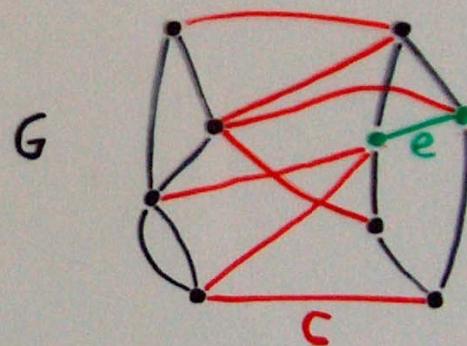
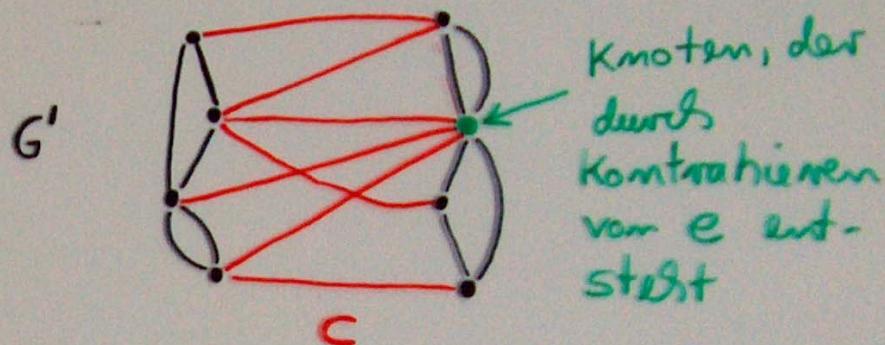
Bemerkungen:

- Zeitbedarf: stets $n-2$ ($n = |V(G)|$)
- Liefert rand Min-Cut stets einen
Min-Cut vom G' zurück? Nein!

Lemma: Sei $e \in E(G)$.

$$\text{Min-Cut-Size}(G) \leq \text{Min-Cut-Size}(\text{marge}(G, e))$$

Beweis: Sei C ein Min-Cut vom
 $G' = \text{marge}(G, e)$



C ist auch ein Min-Cut vom G
 $\Rightarrow \text{Min-Cut-Size}(G) \leq |C| =$
 $= \text{Min-Cut-Size}(G')$ □

Analyse vom rand Min-Cut

- Sei $v \in V(G)$.

Grad von v : $d(v) =$ "Anzahl der Kanten, die v als Endpunkt haben"

$$\text{Beobachtung: } |E(G)| = \frac{1}{2} \cdot \sum_{v \in V(G)} d(v)$$

- Betrachte einen festen Min-Cut C von G .

$$k = |C| = \text{Min-Cut-Size}(G)$$

Angenommen, in einem Ablauf vom rand Min-Cut wird **nie** eine Kante $e \in C$ kontrahiert.

→ rand Min-Cut liefert C als output und somit ein korrektes Ergebnis.

Wir schätzen die Wahrscheinlichkeit

$\text{Prob}[\text{keine Kante aus } C \text{ wird kontrahiert}]$ als.

- Sei E_i das Ereignis, dass im i -ten Durchlauf der while-Schleife **keine** Kante aus C kontrahiert wird

$\text{Prob}[\text{keine Kante aus } C \text{ wird kontrahiert}]$

$$= \text{Prob}\left[\bigwedge_{i=1}^{n-2} E_i\right] =$$

$$= \text{Prob}[E_1] \cdot \text{Prob}[E_2 | E_1] \cdot \text{Prob}[E_3 | E_1 \wedge E_2] \cdot \dots \cdot \text{Prob}\left[E_{n-2} | \bigwedge_{j=1}^{n-3} E_j\right]$$

- Sei G_i der Graph nach dem $(i-1)$ -ten Schleifendurchlauf (d.h. $G_1 = G$)

$$\rightarrow |V(G_i)| = n - i + 1 \quad \text{Min-Cut-Size}(G)$$

$$\text{Min-Cut-Size}(G_i) \geq k \quad (\text{wegen Lemma})$$

$$\text{Behauptung: } |E(G_i)| \geq \frac{k \cdot (n-i+1)}{2}$$

$$\text{Beweis: Sei } |E(G_i)| < \frac{k \cdot (n-i+1)}{2}$$

$$\rightarrow \frac{1}{2} \cdot \sum_{v \in V(G_i)} d(v) < \frac{1}{2} \cdot k \cdot |V(G_i)|$$

\rightarrow Es existiert ein Knoten $v \in V(G_i)$ mit $d(v) < k$

Da $\{e \in E(G_i) \mid v \text{ ist Endpunkt von } e\}$ ein Cut von G_i ist, folgt:
 $\text{Min-Cut-Size}(G_i) < k$

- Angenommen, es gilt $\bigwedge_{j=1}^{i-1} \varepsilon_j$, d.h.
 in den Schleifendurchläufen
 $1, \dots, i-1$ wird keine Kante aus C kontrahiert.

$$\begin{aligned} \rightarrow \text{Prob} [\varepsilon_i \mid \bigwedge_{j=1}^{i-1} \varepsilon_j] &= 1 - \frac{|C|}{|E(G_i)|} \\ &\geq 1 - \frac{k}{\frac{k \cdot (m-i+1)}{2}} = 1 - \frac{2}{m-i+1} \\ &= \frac{m-i-1}{m-i+1} \end{aligned}$$

Also ergibt sich:

$\text{Prob} [\text{keine Kante aus } C \text{ wird kontrahiert}]$

$$\begin{aligned} &= \prod_{i=1}^{m-2} \text{Prob} [\varepsilon_i \mid \bigwedge_{j=1}^{i-1} \varepsilon_j] \\ &\geq \prod_{i=1}^{m-2} \frac{m-i-1}{m-i+1} = \\ &= \frac{\cancel{m-2}}{m} \cdot \frac{\cancel{m-3}}{m-1} \cdot \frac{\cancel{m-4}}{m-2} \cdots \cdot \frac{3}{3} \cdot \frac{2}{4} \cdot \frac{1}{1} \\ &= \frac{2}{m(m-1)} \geq \frac{2}{m^2} \end{aligned}$$

Satz 2: Ein Ablauf vom rand Min-Cut liefert mit Wahrscheinlichkeit mindestens $\frac{2}{m^2}$ einen Min-Cut zurück. ($m = \text{Anzahl der Knoten des Eingabe graphen}$)

Wahrscheinlichkeitsverstärkung (Probability amplification)

Wir wiederholen nun rand Min-Cut

$\frac{n^2}{2}$ mal (\rightarrow Gesamtlauzeit: $\frac{n^2}{2}(m-2)$)

und liefern den kleinsten Cut aus den einzelnen Wiederholungen zurück.

$$\begin{aligned} \text{Prob}\left[\text{keine der } \frac{n^2}{2} \text{ Wiederholungen liefert einen Min-Cut}\right] \\ \leq \left(1 - \frac{2}{n^2}\right)^{\frac{n^2}{2}} < \frac{1}{e} \quad (\text{e = Eulersche Konstante}) \end{aligned}$$

Bei $10 \cdot n^2$ Wiederholungen ergibt sich eine Fehlerwahrscheinlichkeit von $< \left(\frac{1}{e}\right)^{20}$

Bemerkungen:

- Wahrscheinlichkeitsverstärkung ist unter Beibehaltung einer polynomiellen Laufzeit möglich, falls Fehlerwahrscheinlichkeit für einen Durchlauf $< 1 - \frac{1}{p(m)}$ für ein Polynom $p(m)$ gilt:

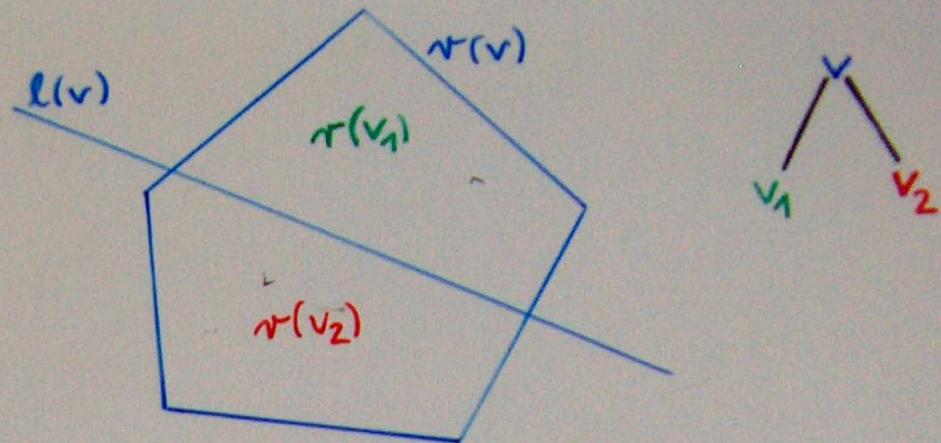
$$\left(1 - \frac{1}{p(m)}\right)^{p(m)} < \frac{1}{e}$$

- rand Min-Cut ist ein **Monte-Carlo-Algorithmus**: Er liefert nur mit einer Wahrscheinlichkeit < 1 ein richtiges Ergebnis.

Beispiel 3: Binäre Planare Partitionen

Def.: Eine binäre planare Partition ist ein binärer Baum P .

- Jeder Knoten v von P ist eine (evtl. unendliche) Region $r(v) \subseteq \mathbb{R}^2$ zugeordnet.
- Für die Wurzel u von P gilt $r(u) = \mathbb{R}^2$
- Jeder internen Knoten v von P (d.h. jedem Nicht-Blatt) ist weiterhin eine Gerade $l(v)$ zugeordnet, die $r(v)$ schneidet.
 $\rightarrow l(v)$ teilt $r(v)$ in zwei Regionen r_1 und r_2 auf. Diese Regionen sind den beiden Kindern von v zugeordnet.

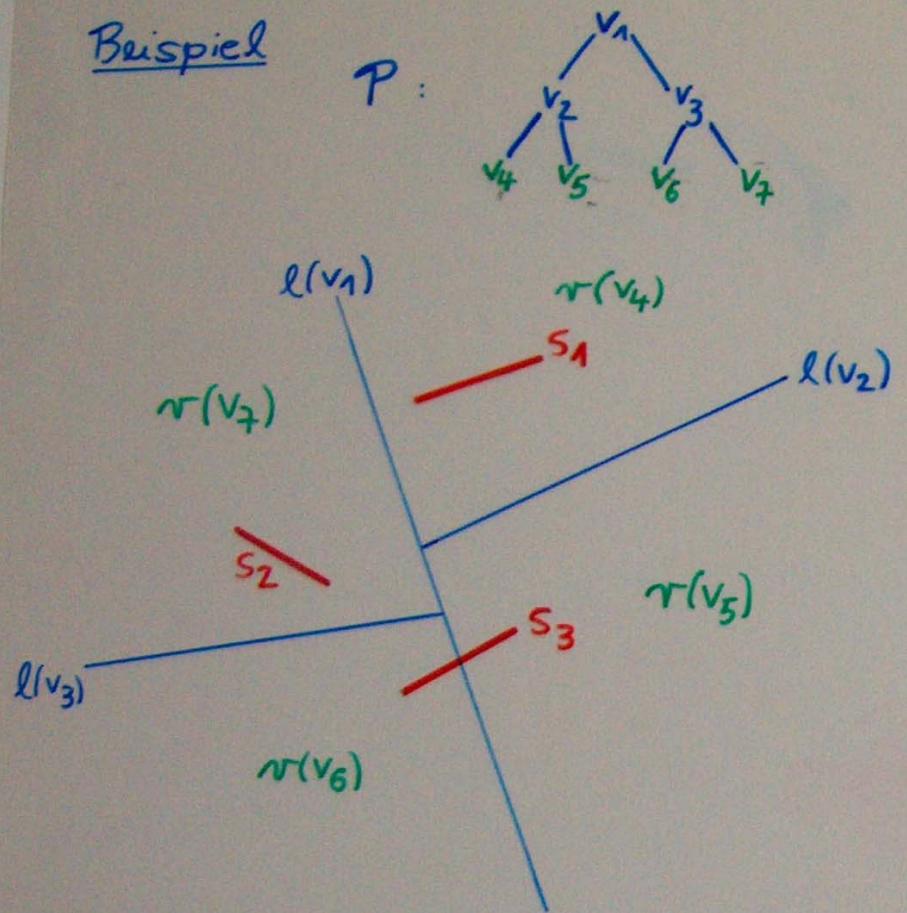


Sei nun $S = \{s_1, \dots, s_m\}$ eine Menge von Geradensegmenten (endlicher Länge) mit $s_i \cap s_j = \emptyset$ für $i \neq j$

Eine binäre planare Partition P von S ist eine binäre planare Partition P , so dass für jedes Blatt v von P gilt:

Es gibt höchstens ein $1 \leq i \leq m$ mit $s_i \cap r(v) \neq \emptyset$.

Beispiel



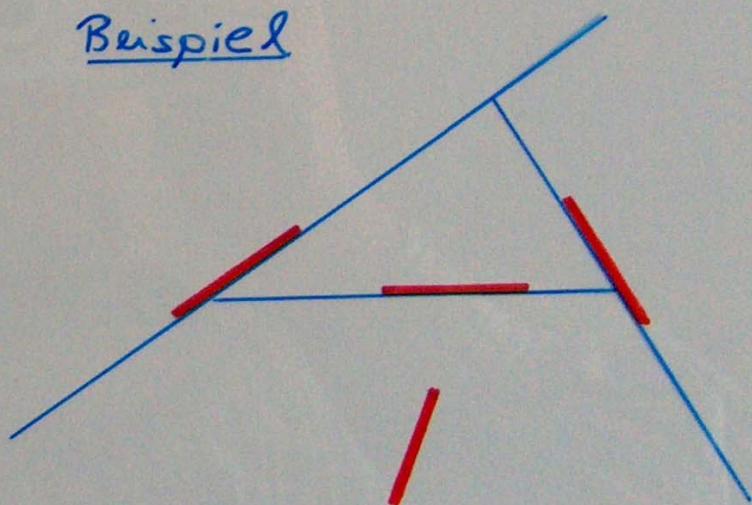
Ziel: Finde binäre planare Partition P von S mit möglichst wenig Baumknoten (bzw. wenig Regionen).

Für ein Geradensegment s_i sei $l(s_i)$ die Gerade mit $s_i \subseteq l(s_i)$.

Eine Autopartition vom $S = \{s_1, \dots, s_m\}$ ist eine binäre planare Partition P von S , so dass für jeden inneren Knoten v des Baums P ein i mit $l(v) = l(s_i)$ existiert.

Bemerkung: Für eine Autopartition P von S kann natürlich ein $s_i \in S$ genau auf der Grenze von 2 Regionen r_1 und r_2 liegen. Wir ordnen dann s_i entweder r_1 oder r_2 zu.

Beispiel



Algorithmus: rand Auto

Input: Menge $S = \{s_1, \dots, s_m\}$ von Geradensegmenten, $s_i \cap s_j = \emptyset$ für $i \neq j$.

Output: Eine Autopartition P von S

(1) Wähle zufällig und gleichverteilt eine Permutation π vom $\{1, \dots, m\}$

(2) while "Es gibt Region r , die mit mind. zwei $s \in S$ einen nicht-leeren Schnitt hat" do

Sei $k = \min\{i \mid r \cap s_{\pi(i)} \neq \emptyset\}$

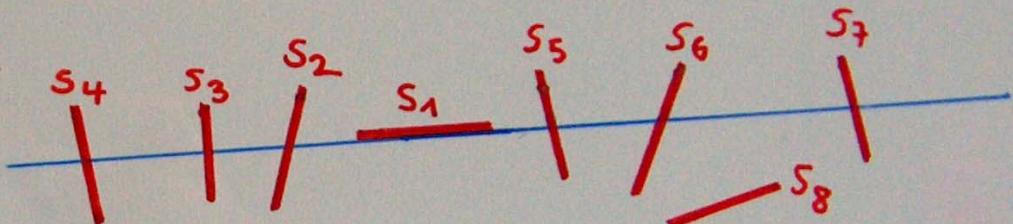
Teile r mit $l(s_{\pi(k)})$ auf.

od

Analyse von rand Auto

- Für Geradensegmente $s_i, s_j \in S$ sei

$$\text{index}(s_i, s_j) = \begin{cases} \infty & \text{falls } l(s_i) \text{ nicht } s_j \\ & \text{schnidet.} \\ k & \text{falls } l(s_i) \text{ genau } k-1 \\ & \text{Geradensegmente} \\ & \text{schnidet, bevor } l(s_i) \\ & \text{auf } s_j \text{ trifft.} \end{cases}$$



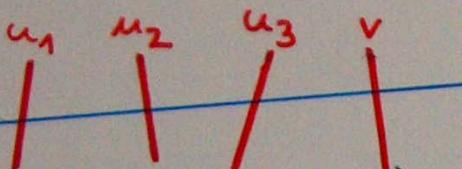
$$\text{index}(s_1, s_4) = \text{index}(s_1, s_7) = 3$$

$$\text{index}(s_1, s_8) = \infty$$

- $s_i \rightarrow s_j \Leftrightarrow l(s_i)$ schneidet s_j in der Autopartition, die rand Auto erzeugt.

Beobachtung: Sei $\text{index}(u, v) = k$ für $u, v \in S$ und seien $u_1, \dots, u_{k-1} \in S$ die Geradensegmente, die $l(u)$ schneidet, bevor $l(u)$ auf v trifft. Dann gilt:

$u \rightarrow v \Rightarrow u$ steht in der Zufallspermutation π vor allen Elementen u_1, \dots, u_{k-1}, v



$\Pr[u \text{ steht in } \pi \text{ vor } u_1, \dots, u_{k-1}, v]$

$$= \frac{1}{k+1}$$

$$C_{u,v} = \begin{cases} 1 & \text{falls } u \rightarrow v \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

(Indikatorvariable)

$$E[C_{u,v}] = \Pr[u \rightarrow v] \leq \frac{1}{k+1} = \frac{1}{\text{index}(u,v)+1}$$

Sei P die Autopartition von S , die `randAuto` produziert.

Anzahl der Regionen von P =
 $= n + \text{"Anzahl der Schnitte von}$
 \uparrow
 $\text{Geradensegmenten}"$
 Anzahl d.
 Geradensegmente

$\Rightarrow E[\text{Anzahl der Regionen}]$

$$= n + E \left[\sum_{u \in S} \sum_{\substack{v \in S \\ v \neq u}} C_{u,v} \right]$$

$$= n + \sum_{u \in S} \sum_{\substack{v \in S \\ v \neq u}} E[C_{u,v}]$$

$$\leq n + \sum_{u \in S} \sum_{\substack{v \in S \\ v \neq u}} \frac{1}{\text{index}(u, v) + 1}$$

Beobachtung: Für ein $k \in \mathbb{N}$ und $u \in S$ gibt es höchstens zwei $v \in S$ mit $\text{index}(u, v) = k$

$$\Rightarrow \sum_{\substack{v \in S \\ v \neq u}} \frac{1}{\text{index}(u, v) + 1} \leq \sum_{k=1}^{m-1} \frac{2}{k+1}$$

$\Rightarrow E[\text{Anzahl der Regionen von } P]$

$$\leq n + m \cdot \sum_{k=1}^{m-1} \frac{2}{k+1}$$

$$\leq n + 2 \cdot m \sum_{k=1}^m \frac{1}{k} =$$

$$= n + 2 \cdot m \cdot H_m \in \Theta(n \cdot \log(m))$$

Satz: Der Erwartungswert für die Größe der von randAuto konstruierten Autopartition vom $S = \{S_1, \dots, S_m\}$ ist in $O(n \cdot \log(m))$.

Korollar: Für jede Menge $S = \{S_1, \dots, S_m\}$ von Geradensegmenten mit $(i \neq j \rightarrow S_i \cap S_j = \emptyset)$ existiert eine lineare planare Partition vom S der Größe $O(n \cdot \log(m))$.

Begründung: Eine Zufallsvariable X muß mit Wahrscheinlichkeit > 0 einen Wert $\geq E[X]$ annehmen können.

Probabilistische Methode zum Beweis der Existenz eines bestimmten kombinatorischen Objekts (hier: einer linearen planaren Partition)

Randomisierte Komplexitätsklassen

- Eine Sprache $L \subseteq \Sigma^*$ gehört zur Klasse **RP** (randomisierte Polynomialzeit), falls ein randomisierter Algorithmus A existiert mit:
 - Es gibt ein Polynom $p(n)$, so dass A auf jeder Eingabe $x \in \Sigma^*$ höchstens $p(|x|)$ Schritte verbraucht.
 - $x \in L \Rightarrow \text{Prob}[A \text{ akzeptiert } x] \geq \frac{1}{2}$
 - $x \notin L \Rightarrow \text{Prob}[A \text{ akzeptiert } x] = 0$

Bemerkung: Die Wahrscheinlichkeitschwanke $\frac{1}{2}$ kann durch Wahrscheinlichkeitsverstärkung erhöht werden.

- Eine Sprache L gehört zur Klasse **coRP** genau dann, wenn $\bar{L} \in RP$.
- Eine Sprache $L \subseteq \Sigma^*$ gehört zur Klasse **ZPP** (Zero-Error Probabilistic Polynomial Time), falls ein randomisierter (Las Vegas) Algorithmus existiert mit:
 - Es gibt ein Polynom $p(n)$, so dass für jede Eingabe $x \in \Sigma^*$ gilt:
 - $E[\text{Rechenzeit von A bei Eingabe } x] \leq p(n)$
 - $x \in L \Rightarrow \text{Prob}[A \text{ akzeptiert } x] = 1$
 - $x \notin L \Rightarrow \text{Prob}[A \text{ akzeptiert } x] = 0$

Satz: $ZPP = RP \cap coRP$

Beweis: Übungen