

Blind Search

Ferienakademie im Sarntal — Kurs 1
Moderne Suchmethoden der Informatik: Trends und Potenzial

Sophia Koch

Fakultät für Mathematik
TU München

23. September 2014



Universität Stuttgart

Blind Search - das Spiel

0

1

2

3

4

5

6

Gliederung

1 Einführung

Diskreter Prozess
Motivation

2 Obere Schranke

Markovkette
Herleitung

3 Untere Schranke

Intuition
Intervallprozess
Potenzialfunktion
Hauptlemma

4 Ausblick

5 Schluss

Der diskrete Prozess

- $A := \{0, \dots, n\}$, $n \in \mathbb{N}$, $x \in A$
- $D := \{1, \dots, n\}$, μ , $d \in D$
- $X := (X_0, X_1, \dots)$
 - $X_0 \in A \setminus \{0\}$
 - $X_t = \begin{cases} X_{t-1} - d & \text{falls } X_{t-1} \geq d \\ X_{t-1} & \text{falls } X_{t-1} < d \end{cases}$, $t \in \mathbb{N}$
- $T_x := \min\{t \mid X_t = 0\}$

$\Rightarrow E_\mu(T_x)$

Minimierungsproblem auf unbekannter Funktion

- Geg.: $f : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$, Beispielpunkte
Ges.: Minimum
- skalierungsunabhängiges μ :
 - $p := \ln\left(\frac{1}{\epsilon}\right)$
 - $h(t) := \begin{cases} \frac{1}{pt} & \text{falls } \epsilon \leq t \leq 1 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$
 - $d := \exp(-pu), u \in [0, 1]$
- f unimodal
- $\tau := \text{dist}(x, x^*)$ mit $\tau \geq 2\epsilon$
 - $\frac{1}{2} \int_{\frac{\tau}{2}}^{\tau} \frac{dt}{pt} = \frac{\ln 2}{2p}$
 - $\log\left(\frac{1}{\epsilon}\right) \cdot \frac{2p}{\ln 2} = O\left(\left(\log\left(\frac{1}{\epsilon}\right)\right)^2\right)$

Einführung von Konventionen

- $\langle a, b \rangle := \{a, \dots, b\}$, $a, b \in \mathbb{Z}$
- μ Wahrscheinlichkeitsverteilung über $\langle 1, n \rangle$
- $X = (X_0, X_1, \dots)$ über $A = \langle 0, n \rangle$
 - X_0 gleichmäßig verteilt in $A \setminus \{0\} = \langle 1, n \rangle$
 - $Pr(X_t = x' | X_{t-1} = x) = \begin{cases} \mu(x - x') & \text{falls } x' < x \\ 1 - \sum_{d=1}^x \mu(d) & \text{falls } x' = x \\ 0 & \text{falls } x' > x \end{cases}$
- $T_x = \min\{t | X_t = 0\}$

$$\Rightarrow E_\mu(T_x)$$

Erste Folgerungen

Bemerkung:

$$\mu(1) = 0 \Rightarrow E_{\mu}(T_x) = \infty$$

Voraussetzung:

$\forall \mu$ Wahrscheinlichkeitsverteilung: $\mu(1) > 0$

$$F(x) := \mu(\langle 1, x \rangle) = \sum_{d=1}^x \mu(d), \quad x \in A \setminus \{0\}$$

Proposition:

$$E_{\mu}(T_x) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{1 \leq x_1 < \dots < x_l \leq n} \frac{\mu(x_2 - x_1) \cdot \dots \cdot \mu(x_l - x_{l-1})}{F(x_1) \cdot \dots \cdot F(x_l)}$$

Beweis:

- *Bem.1* $\Rightarrow \forall x \in A \setminus \{0\} : F(x) > 0$
- $T_x = 1 + (1 - F(x)) \cdot T_x + \sum_{d=1}^x \mu(d) \cdot T_{x-d},$
 $T_0 = 0$

$$\Rightarrow T_x = \frac{1}{F(x)} \cdot \left(1 + \sum_{d=1}^x \mu(d) \cdot T_{x-d} \right), \quad 1 \leq x \leq n$$

Beweis:

- *Bem.1* $\Rightarrow \forall x \in A \setminus \{0\} : F(x) > 0$

- $T_x = 1 + (1 - F(x)) \cdot T_x + \sum_{d=1}^x \mu(d) \cdot T_{x-d},$

$$T_0 = 0$$

$$\Rightarrow T_x = \frac{1}{F(x)} \cdot \left(1 + \sum_{d=1}^x \mu(d) \cdot T_{x-d} \right), \quad 1 \leq x \leq n$$

- $T_1 = \frac{1}{\mu(1)} = \frac{1}{F(1)},$

$$T_2 = \frac{1}{F(2)} + \frac{\mu(1)}{F(1) \cdot F(2)},$$

$$T_3 = \frac{1}{F(3)} + \frac{\mu(2)}{F(1) \cdot F(3)} + \frac{\mu(1)}{F(2) \cdot F(3)} + \frac{(\mu(1))^2}{F(1) \cdot F(2) \cdot F(3)}$$

- $T_x = \sum_{1 \leq x_1 < \dots < x_l = x} \frac{\mu(x_2 - x_1) \cdot \dots \cdot \mu(x_l - x_{l-1})}{F(x_1) \cdot \dots \cdot F(x_l)}$

Beweis:

- *Bem.1* $\Rightarrow \forall x \in A \setminus \{0\} : F(x) > 0$

- $T_x = 1 + (1 - F(x)) \cdot T_x + \sum_{d=1}^x \mu(d) \cdot T_{x-d},$

$$T_0 = 0$$

$$\Rightarrow T_x = \frac{1}{F(x)} \cdot \left(1 + \sum_{d=1}^x \mu(d) \cdot T_{x-d} \right), \quad 1 \leq x \leq n$$

- $T_1 = \frac{1}{\mu(1)} = \frac{1}{F(1)},$

$$T_2 = \frac{1}{F(2)} + \frac{\mu(1)}{F(1) \cdot F(2)},$$

$$T_3 = \frac{1}{F(3)} + \frac{\mu(2)}{F(1) \cdot F(3)} + \frac{\mu(1)}{F(2) \cdot F(3)} + \frac{(\mu(1))^2}{F(1) \cdot F(2) \cdot F(3)}$$

- $T_x = \sum_{1 \leq x_1 < \dots < x_l = x} \frac{\mu(x_2 - x_1) \cdot \dots \cdot \mu(x_l - x_{l-1})}{F(x_1) \cdot \dots \cdot F(x_l)}$

$$\Rightarrow E_\mu(T_x) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{1 \leq x_1 < \dots < x_l \leq n} \frac{\mu(x_2 - x_1) \cdot \dots \cdot \mu(x_l - x_{l-1})}{F(x_1) \cdot \dots \cdot F(x_l)}$$

Herleitung der oberen Schranke

- $L := \lfloor \log_2 n \rfloor$,
 $I_i := \langle 2^i, 2^{i+1} - 1 \rangle$, $0 \leq i < L$,
 $I_L := \langle 2^L, n \rangle$,
 $p_i := \sum_{d \in I_i} \mu(d)$, $0 \leq i \leq L$
- $Pr(X_t \leq X_{t-1} - 2^{i-1} \mid X_{t-1} \geq 2^i) \geq p_{i-1}$, $t \geq 1$, $i \geq 1$

Herleitung der oberen Schranke

- $L := \lfloor \log_2 n \rfloor,$
 $I_i := \langle 2^i, 2^{i+1} - 1 \rangle, 0 \leq i < L,$
 $I_L := \langle 2^L, n \rangle,$
 $p_i := \sum_{d \in I_i} \mu(d), 0 \leq i \leq L$
- $Pr(X_t \leq X_{t-1} - 2^{i-1} \mid X_{t-1} \geq 2^i) \geq p_{i-1}, t \geq 1, i \geq 1$
- $T_x \leq \frac{2}{p_{j-1}} + \frac{2}{p_{j-2}} + \dots + \frac{2}{p_1} + \frac{3}{p_0}, x \in I_j$
- $T_x \leq (2j + 1) \frac{L}{\alpha}$ falls $p_0, \dots, p_{L-1} \geq \frac{\alpha}{L}, \alpha > 0$ konst.

Herleitung der oberen Schranke

- $L := \lfloor \log_2 n \rfloor,$
 $I_i := \langle 2^i, 2^{i+1} - 1 \rangle, 0 \leq i < L,$
 $I_L := \langle 2^L, n \rangle,$
 $p_i := \sum_{d \in I_i} \mu(d), 0 \leq i \leq L$
- $Pr(X_t \leq X_{t-1} - 2^{i-1} \mid X_{t-1} \geq 2^i) \geq p_{i-1}, t \geq 1, i \geq 1$
- $T_x \leq \frac{2}{p_{j-1}} + \frac{2}{p_{j-2}} + \dots + \frac{2}{p_1} + \frac{3}{p_0}, x \in I_j$
- $T_x \leq (2j+1) \frac{L}{\alpha}$ falls $p_0, \dots, p_{L-1} \geq \frac{\alpha}{L}, \alpha > 0$ konst.

$$\Rightarrow E_\mu(T_x) = O((\log x)(\log n)) = O((\log n)^2)$$

Eine untere Schranke für den diskreten Prozess

Satz:

$$E_{\mu}(T_x) = \Omega\left((\log n)^2\right) \quad \forall \mu$$

Beweis: (später)

Voraussetzung:

μ fest, $\mu(1) > 0$, l_0, \dots, l_L , $\forall 0 \leq i \leq L : p_i$

Intuitive Herangehensweise

- $E(t \text{ zum Durchlaufen von } l_i \text{ bei Start in } l_{i+1}) \geq \frac{1}{p_{i+1} + p_i + p_{i-1} + p_{i-2}}$

- $E(T_x) \geq \sum_{j=1}^{\frac{L}{2}-1} \frac{\beta}{p_{2j+1} + p_{2j} + p_{2j-1} + p_{2j-2}}, \text{ falls}$

$\exists \beta > 0 \text{ konst. } \forall 0 \leq i < L-1 : l_{i+1} \text{ mit Wahrscheinlichkeit } \beta \text{ besucht}$

$$\Rightarrow E(T_x) \geq \beta \cdot \frac{L}{2} \cdot \frac{L}{2} \cdot \frac{1}{2} = \Omega(L^2) = \Omega((\log n)^2)$$

Intervallbezogene Betrachtungsweise

- $Y := (Y_0, Y_1, \dots)$
 - $Y_t \begin{cases} > 0 & \Rightarrow X_t \text{ gleichmäßig in } \langle 1, Y_t \rangle \text{ verteilt} \\ = 0 & \Rightarrow X_t = 0 \end{cases}$
 - $Y_{t-1} \in \langle 1, n \rangle, d \in D$ bzgl. $\mu, d \leq Y_{t-1}$

$$\Rightarrow Y_t = \begin{cases} 0 & \text{falls } x = d \text{ mit Wahrsch. } \frac{1}{y} \\ Y_{t-1} - d & \text{falls } x > d \text{ mit Wahrsch. } \frac{y-d}{y} \\ d - 1 & \text{falls } x < d \text{ mit Wahrsch. } \frac{d-1}{y} \end{cases}$$
 - $Pr(Y_t = y' | Y_{t-1} = y)$
 - $T_y := \min\{t | Y_t = 0\}$

$$\Rightarrow E_\mu(T_x) = E_\mu(T_y)$$

Vorüberlegungen zur Potenzialfunktion Φ

- $\Phi(Y_0) = \Omega\left((\log n)^2\right),$
- Ziel:** $E(\Phi(Y_{t-1}) - \Phi(Y_t) \mid Y_{t-1} = y) = O(1)$
 $\Rightarrow E(T_y) = \Omega(\Phi(Y_0))$
- $\psi_i := \frac{1}{\sum_{j=0}^L p_j \cdot c^{|j-i|}},$ c konst. mit $\frac{1}{2} < c < 1$
- $\sum_{i=1}^{L-1} \psi_i^{-1} = \sum_{i=1}^{L-1} \sum_{j=0}^L p_j \cdot c^{|j-i|} = \sum_{j=0}^L p_j \sum_{i=1}^{L-1} c^{|j-i|} = O(1)$

Definition der Potenzialfunktion Φ

Definition:

$$\sigma_a := \sum_{d=1}^n \mu(d) \cdot 2^{\frac{-|\log a - \log d|}{2}} = \sum_{d=1}^a \mu(d) \sqrt{\frac{d}{a}} + \sum_{d=a+1}^n \mu(d) \sqrt{\frac{a}{d}},$$

$$\varphi_a := \frac{1}{a\sigma_a}, \quad 1 \leq a \leq n,$$

$$\Phi(y) := \sum_{a=1}^y \varphi_a, \quad 0 \leq y \leq n,$$

$$\Phi_t := \Phi(Y_t), \quad t = 0, 1, \dots$$

Folgerungen zur Potenzialfunktion Φ

Lemma

- 1 Φ_t , $t \geq 0$ steigt nicht, wenn t steigt
- 2 $\Phi_t = 0 \Leftrightarrow Y_t = 0$
- 3 $\Phi_0 = \Omega\left((\log n)^2\right)$

Beweis: (zu 3)

- $i(a) := \lfloor \log_2 a \rfloor = \max\{i \mid 2^i \leq a\}$
- $\sigma_a = \dots \leq 2c \cdot \left(\sum_{j=0}^L p_j \cdot c^{|j-i(a)|} \right)$ für $c := \frac{1}{\sqrt{2}}$
- $\sum_{a \in I_i} \varphi_a = \sum_{a \in I_i} \frac{1}{a\sigma_a} \geq \frac{2^i}{2c \cdot 2^{i+1} \cdot \left(\sum_{j=0}^L p_j \cdot c^{|j-i|} \right)} = \frac{\psi_i}{4c}$

$$\Rightarrow \Phi_0 \geq \sum_{i=0}^{L-1} \frac{\psi_i}{4c}$$

Beweis: (zu 3)

- $i(a) := \lfloor \log_2 a \rfloor = \max\{i \mid 2^i \leq a\}$
- $\sigma_a = \dots \leq 2c \cdot \left(\sum_{j=0}^L p_j \cdot c^{|j-i(a)|} \right)$ für $c := \frac{1}{\sqrt{2}}$
- $\sum_{a \in I_i} \varphi_a = \sum_{a \in I_i} \frac{1}{a\sigma_a} \geq \frac{2^i}{2c \cdot 2^{i+1} \cdot \left(\sum_{j=0}^L p_j \cdot c^{|j-i|} \right)} = \frac{\psi_i}{4c}$

$$\Rightarrow \Phi_0 \geq \sum_{i=0}^{L-1} \frac{\psi_i}{4c}$$

- $u_i := \frac{4c}{\psi_i}$, $0 \leq i < L$, $\sum_{i=0}^{L-1} u_i \leq k$, k konst.
- $\sum_{i=0}^{L-1} \frac{1}{u_i}$ minimal, falls $\forall u_i : u_i = \frac{k}{L}$

$$\Rightarrow \Phi_0 \geq L \cdot \frac{L}{k} = \frac{L^2}{k} = \Omega\left((\log n)^2\right)$$

Das Hauptlemma

Lemma: (Hauptlemma)

$\exists C \text{ konst. } \forall 0 \leq y \leq n : E(\Phi_{t-1} - \Phi_t \mid Y_{t-1} = y) \leq C$

Beweis: (später)

Lemma:

- R_1, R_2, \dots beschränkte Zufallsvariablen
- $g > 0$
- $S := \min\{t \mid R_1 + \dots + R_t \geq g\}$

Es gilt: $E(S) < \infty, E(R_t \mid S \geq t) \leq C \forall t \in \mathbb{N} \Rightarrow E(S) \geq \frac{g}{C}$

Beweis: $(\forall \mu : E_\mu(T_x) = \Omega((\log n)^2))$

- $T_\Phi = \min\{t \mid \Phi_t = 0\} = \min\{t \mid Y_t = 0\} = T_Y$

bleibt zu zeigen: $E(T_\Phi) = \Omega((\log n)^2)$

- $R_t := \Phi_{t-1} - \Phi_t$
- $\forall y \geq 1 : E(R_t \mid Y_{t-1} = y) \leq C$
 $\Rightarrow E(R_t \mid T_Y \geq t) = E(R_t \mid Y_{t-1} > 0) \leq C$
- $R_1 + \dots + R_t = \Phi_0 - \Phi_t$
 $\Rightarrow T_\Phi = \min\{t \mid R_1 + \dots + R_t \geq \Phi_0\}$

$\Rightarrow E(T_\Phi) = \Omega((\log n)^2)$

Beweis: $(E(\Phi_{t-1} - \Phi_t | Y_{t-1} = y) = O(1))$

- $E(\Phi_{t-1} - \Phi_t | Y_{t-1} = y) = \sum_{y'=0}^y \Delta(y, y')$
wobei $\Delta(y, y') = (\Phi(y) - \Phi(y')) \cdot Pr(Y_t = y' | Y_{t-1} = y)$
- $\Delta(y, y) = 0$
- $\Delta(y, 0) = \frac{1}{y} \cdot \left(\sum_{d \leq y} \mu(d) \right) \cdot \left(\sum_{a \leq y} \varphi(a) \right) \leq \frac{1}{y} \sum_{a \leq y} \frac{\sqrt{y}}{a} \leq \frac{\ln(y)+1}{\sqrt{y}} < 2$

Beweis: (Fortsetzung)

$$\bullet \sum_{y'=1}^{y-1} \Delta(y, y') = \sum_{y'=1}^{y-1} \left(\sum_{a=y'+1}^y \varphi_a \right) \cdot \frac{y'}{y} (\mu(y'+1) + \mu(y-y')) =$$

$$= \frac{1}{y} \cdot \sum_{a=2}^y (\lambda_a + \gamma_a)$$

wobei $\lambda_a = \varphi_a \cdot \sum_{y'=1}^{a-1} \mu(y'+1) y'$ und $\gamma_a = \varphi_a \cdot \sum_{y'=1}^{a-1} \mu(y-y') y'$

Beweis: (Fortsetzung)

$$\begin{aligned} \bullet \sum_{y'=1}^{y-1} \Delta(y, y') &= \sum_{y'=1}^{y-1} \left(\sum_{a=y'+1}^y \varphi_a \right) \cdot \frac{y'}{y} (\mu(y'+1) + \mu(y-y')) = \\ &= \frac{1}{y} \cdot \sum_{a=2}^y (\lambda_a + \gamma_a) \end{aligned}$$

wobei $\lambda_a = \varphi_a \cdot \sum_{y'=1}^{a-1} \mu(y'+1) y'$ und $\gamma_a = \varphi_a \cdot \sum_{y'=1}^{a-1} \mu(y-y') y'$

$$\bullet \lambda_a \leq \frac{\sum_{b=1}^a \mu(b)(b-1)}{\sum_{b=1}^a \mu(b)\sqrt{ab}} < 1,$$

$$\gamma_a \leq \sqrt{\frac{y}{y-a+1}} + \sqrt{\frac{y}{a}}$$

$$\bullet \sum_{y'=1}^{y-1} \Delta(y, y') < \frac{1}{y} \cdot \sum_{a=2}^y \left(1 + \sqrt{\frac{y}{y-a+1}} + \sqrt{\frac{y}{a}} \right) < 5$$

$$\Rightarrow \sum_{y'=0}^y \Delta(y, y') < 0 + 2 + 5 = 7$$

Der stetige Prozess

- $A := [0, n + 1)$, $n \in \mathbb{N}$, $x \in A$
- $D := (0, n + 1)$, μ , $d \in D$
- $X := (X_0, X_1, \dots)$
 - $X_0 \in [1, n + 1)$
 - $X_t = \begin{cases} X_{t-1} & \text{falls } X_{t-1} < d \\ 0 & \text{falls } X_{t-1} \in [d, d + 1) \\ X_{t-1} - d & \text{falls } X_{t-1} \geq d + 1 \end{cases}$, $t \in \mathbb{N}$
- $T_x := \min\{t \mid X_t = 0\}$

$\Rightarrow E_\mu(T_x)$

Mein Fazit:

- die Vorkenntnisse
- das Thema
- die Beweise