

# Kapitel 7: Randomisierte Berechnungen

Randomisierte Algorithmen =  
Algorithmen, die im Lauf ihrer Berechnungen  
"Zufallsbits" verwenden dürfen

## 7.1 Ein probabilistischer Primzahltest

### Theorem 7.1

Es gibt einen randomisierten Algorithmus  $A$ , der bei Eingabe einer natürlichen Zahl  $n$  nach  $\text{poly}(\log n)$  Schritten anhält, und für dessen Ausgabe  $A(n)$  gilt:

- falls  $n$  eine Primzahl ist, so ist  $A(n) = \text{"ja"}$
- falls  $n$  keine Primzahl ist, so gilt mit Wahrscheinlichkeit  $\geq \frac{1}{2}$ :  $A(n) = \text{"nein"}$

Zum Beweis von Theorem 7.1 benötigen wir einige Begriffe und Resultate aus der elementaren Zahlentheorie:

## Definition 7.2 (Legendre-Symbol $(m/p)$ und Jacobi-Symbol $(m/n)$ )

(a) Sei  $p$  eine Primzahl  $\neq 2$  und sei  $m \in \mathbb{N}$ .

Das Legendre-Symbol  $(m/p)$  ist die wie folgt definierte Zahl aus  $\{0, 1, -1\}$ :

$$(m/p) := \begin{cases} 0 & \text{falls } p \text{ ein Teiler von } m \text{ ist} \\ 1 & \text{falls es ein } w \in \mathbb{N} \text{ gibt, s.d.} \\ & m \equiv w^2 \pmod{p} \text{ ist} \\ -1 & \text{sonst} \end{cases}$$

Bemerkung:  $(m/p) = 1$  bedeutet, dass  $m$  ein sog. quadratischer Rest modulo  $p$  ist

(b) Sei  $n$  eine ungerade natürliche Zahl  $> 1$  und sei  $p_1^{k_1} \dots p_e^{k_e}$  die Primzahlzerlegung von  $n$  (d.h.:  $p_1 < \dots < p_e$  sind paarweise verschiedene Primzahlen,  $k_1, \dots, k_e \geq 1$  und  $n = p_1^{k_1} \dots p_e^{k_e}$ ).

Sei  $m \in \mathbb{N}$ . Das Jacobi-Symbol  $(m/n)$  ist die wie folgt definierte Zahl aus  $\{0, 1, -1\}$ :

$$(m/n) := (m/p_1^{k_1} \dots p_e^{k_e}) := (m/p_1)^{k_1} \dots (m/p_e)^{k_e}$$

### Beispiel 7.3

$$(11/51) = (11/7 \cdot 13) = (11/7) \cdot (11/13) = (4/7) \cdot (11/13) = 1 \cdot (-1) = -1$$

Denn: •  $4 \equiv 2^2 \pmod{7}$ , also  $(4/7) = 1$

• quadratische Reste modulo 13 sind:  $1^2 = 1$ ,  $2^2 = 4$ ,  $3^2 = 9$ ,  $4^2 = 16 \equiv 3 \pmod{13}$ ,

$$5^2 = 25 \equiv \underline{12} \pmod{13}, \quad 6^2 = 36 \equiv \underline{10} \pmod{13}, \quad 7^2 = (-6)^2 \equiv 6^2 \equiv \underline{10} \pmod{13}$$

$$8^2 = (-5)^2 \equiv 5^2 \equiv \underline{12} \pmod{13}, \quad 9^2 = (-4)^2 \equiv 4^2 \equiv \underline{3} \pmod{13},$$

$$10^2 = (-3)^2 \equiv 3^2 \equiv \underline{9} \pmod{13}, \quad 11^2 = (-2)^2 \equiv 2^2 \equiv \underline{4} \pmod{13}, \quad 12^2 = (-1)^2 \equiv 1^2 \equiv \underline{1} \pmod{13}$$

D.h.: Die Zahlen 1, 3, 4, 5, 10, 12 sind sämtliche quadratischen Reste modulo 13. Insbes ist  $(11|13) = -1$ .

Aus der Zahlentheorie ist folgender Satz bekannt:

### Satz 7.4

Sei  $n$  eine ungerade natürliche Zahl  $> 1$ .

(a) Falls  $n$  eine Primzahl ist, so gilt für alle  $m \in \{1, \dots, n-1\}$ :  $(m|n) \equiv m^{\frac{n-1}{2}} \pmod{n}$

(b) Falls  $n$  keine Primzahl ist, so gilt für mindestens die Hälfte aller Zahlen  $m \in \{2, \dots, n-1\}$  mit  $\text{ggT}(m, n) = 1$ , dass  $(m|n) \not\equiv m^{\frac{n-1}{2}} \pmod{n}$ .

Bemerkung:  $\text{ggT}(m, n)$  bezeichnet hier den größten gemeinsamen Teiler von  $m$  und  $n$ , d.h. die größte natürliche Zahl  $g$ , so dass es natürliche Zahlen  $m'$  und  $n'$  gibt mit  $m = gm'$  und  $n = gn'$ .

(Hier ohne Beweis).

Unter Verwendung von Satz 7.4 können wir nun den zum Beweis von Theorem 7.1 gesuchten randomisierten Primzahltest angeben:

Beweis von Theorem 7.1:

Sei  $A$  der folgende randomisierte Algorithmus:

Eingabe: eine natürliche Zahl  $n$   
Frage: Ist  $n$  eine Primzahl?

Algorithmus:

Falls  $n=0$  oder  $n=1$ , so STOPP mit Ausgabe "nein".  
Falls  $n=2$ , so STOPP mit Ausgabe "ja".  
Falls  $n$  eine gerade Zahl ist, so STOPP mit Ausgabe "nein".  
Sonst (d.h.  $n$  ist eine ungerade nat. Zahl  $> 1$ ):

Wähle zufällig eine Zahl  $m \in \{2, \dots, n-1\}$ .

Berechne  $g := \text{ggT}(m, n)$

Falls  $g \neq 1$ , so STOPP mit Ausgabe "nein"  
(denn:  $g$  ist ein Teiler von  $n$  und  $n$  somit keine Primzahl)

Sonst: Berechne  $j := (m/n)$

Berechne  $k := m^{\frac{n-1}{2}} \pmod n$

Falls  $j \neq k$ , so STOPP mit Ausgabe "nein"  
(wegen Satz 7.4(a) ist  $n$  dann nämlich keine Primzahl)

Sonst: STOPP mit Ausgabe "ja".

Für diesen Algorithmus gilt:

• Falls  $n$  eine Primzahl ist, so gilt für jedes mögliche  $m \in \{2, \dots, n-1\}$ , dass  $g = \text{ggT}(m, n) = 1$ , und wegen

Satz 7.4(a) gilt:  $j = (m/n) \equiv m^{\frac{n-1}{2}} \equiv k \pmod n$ .

Daher ist — unabhängig von der konkreten Wahl von  $m$  — stets  $A(n) = \text{"ja"}$ .

- Falls  $n$  keine Primzahl ist, so gilt:
  - für alle  $m \in \{2, \dots, n-1\}$  mit  $g := \text{ggT}(m, n) \neq 1$  ist  $A(n) = \text{"nein"}$
  - für mindestens die Hälfte aller  $m \in \{2, \dots, n-1\}$  mit  $g = \text{ggT}(m, n) = 1$  ist  $A(n) = \text{"nein"}$  (wegen Satz 7.4(b))

Insgesamt ist also für mindestens die Hälfte aller zufälligen Wahlen von  $m$  das Ergebnis  $A(n) = \text{"nein"}$  — dh es gilt mit Wahrscheinlichkeit  $\geq \frac{1}{2}$ , dass  $A(n) = \text{"nein"}$  ist.

Somit weist unser Algorithmus  $A$  das von Theorem 7.1 geforderte Verhalten auf.

Um die gewünschte Laufzeit von  $\text{poly}(\log n)$  zu erhalten, benötigen wir Verfahren, die

- (1) bei Eingabe der Binärdarstellung von  $n$  durch  $\text{poly}(\log n)$  viele Münzwürfe die Binärdarstellung einer zufällig, gleichverteilt aus  $\{2, \dots, n-1\}$  gewählten Zahl  $m$  erzeugen und dabei nur  $\text{poly}(\log n)$  Berechnungsschritte machen
- (2) bei Eingabe der Binärdarstellungen zweier Zahlen  $m$  und  $n$  in  $\text{poly}(\log m + \log n)$  Berechnungsschritten die Binärdarstellung von  $\text{ggT}(m, n)$  erzeugen
- (3) bei Eingabe der Binärdarstellungen zweier Zahlen  $m$  und  $n$  (mit  $n > 1$ , ungerade, und  $m \in \{2, \dots, n-1\}$ ) in  $\text{poly}(\log m + \log n)$  Berechnungsschritten das Jacobi-Symbol  $(m/n) \in \{0, 1, -1\}$  erzeugen
- (4) bei Eingabe der Binärdarstellungen zweier Zahlen  $m$  und  $n$  mit  $m \in \{2, \dots, n-1\}$  die Zahl  $k := m^{\frac{n-1}{2}} \pmod{n}$  erzeugen.

Zu (1): Übungsaufgabe.

Zu (2): Hierzu verwenden wir den bekannten Euklidischen Algorithmus zur ggT-Berechnung:

ggT(m, n):

Falls  $m=0$ , so STOPP mit Ausgabe  $n$   
 Falls  $n=0$ , so STOPP mit Ausgabe  $m$

Sonst:  
 Falls  $n \geq m$ , so:  
 (\*) berechne  $r \in \{0, \dots, m-1\}$  mit  $n \equiv r \pmod{m}$   
 STOPP mit Ausgabe  $ggT(m, r)$

Sonst:  
 (\*\*) berechne  $r \in \{0, \dots, m-1\}$  mit  $m \equiv r \pmod{n}$   
 STOPP mit Ausgabe  $ggT(r, n)$

Beispiel:

$$\begin{aligned}
 ggT(51, 91) &= ggT(51, 40) = ggT(11, 40) = ggT(11, 7) \\
 &= ggT(4, 7) = ggT(4, 3) = ggT(1, 3) \\
 &= ggT(1, 0) = 1
 \end{aligned}$$

Laufzeitanalyse: Man sieht leicht, dass bei (\*)  $r \leq \frac{n}{2}$  ist (denn:  $n = k \cdot m + r$  mit  $k \geq 1, 0 \leq r < m$ ) und bei (\*\*)  $r \leq \frac{m}{2}$  ist.

Daher wird in jedem Rekursionsschritt die größere der beiden Zahlen halbiert und daher ist die rekursive Berechnung von  $ggT(m, n)$  nach  $O(\log m + \log n)$  Rekursionsschritten beendet.

Die für (\*) bzw. (\*\*) nötige Division mit Rest ( $r := n \bmod m$  bzw.  $r := m \bmod n$ ) kann in Zeit

poly( $\log m + \log n$ ) durchgeführt werden (Details: Übung!)

Zu (3): Zur Berechnung des Jacobi-Symbols  $(m/n)$  können wir ähnlich wie bei (2) vorgehen und dabei folgende aus der Zahlentheorie bekannte Rechenregeln (hier ohne Beweis) benutzen:

F.a.  $m, n$  mit  $n$  ungerade,  $n > 1$  und  $\text{ggT}(m, n) = 1$  gilt:

(a)  $(1/n) = 1$

(b)  $(2/n) = (-1)^{\frac{n^2-1}{8}}$

(c) Falls  $m$  gerade, so  $(m/n) = (2/n) \cdot (\frac{m}{2}/n)$ ;  $(m/n) = (m/n)$

(d) Falls  $m > n$  ist, so gilt für  $r := m \bmod n$ :

$$(m/n) = (r/n)$$

(e) Falls  $m \leq n$  ist, so gilt:

Falls  $8 \mid (m-1) \cdot (n-1)$ , so  $(m/n) = (n/m)$

Sonst:  $(m/n) = -(n/m)$

(sog. "quadratisches Reziprozitätsgesetz")

Details zum Algorithmus Jacobi( $m, n$ ), der in poly( $\log m + \log n$ ) Berechnungsschritten das Jacobi-Symbol  $(m/n)$  berechnet: Übung!

Zu (4): Übung!

Insgesamt erhalten wir, dass Algorithmus A stets nach poly( $\log n$ ) Berechnungsschritten anhält.  $\square$

## 7.2 Probabilistische Turingmaschinen und Komplexitätsklassen

Probabilistische Turingmaschine  $\equiv$   
eine TM, die in jedem Schritt ihrer  
Berechnung eine Münze werfen kann.

### Definition 7.5 (PTM)

(a) Eine probabilistische Turingmaschine (PTM)  $M$  mit  
zwei Transitionsfunktionen  $S_0$  und  $S_1$ .

Bei Eingabe eines Worts  $x \in \{0,1\}^*$  wird jeder  
einzelne Berechnungsschritt mit Wahrscheinlichkeit  
 $\frac{1}{2}$  gemäß  $S_0$  und mit Wahrscheinlichkeit  $\frac{1}{2}$  gemäß  
 $S_1$  durchgeführt.

$M$  gibt am Ende ihrer Berechnung stets 1 (für  
"akzeptieren") oder 0 (für "verwerfen") aus.

Wir schreiben  $M(x)$ , um die Zufallsvariable (mit  
Werten aus  $\{0,1\}$ ) zu bezeichnen, die der  
Ausgabe von  $M$  bei Eingabe  $x$  entspricht.

(b) Sei  $T: \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N}$ .

Eine PTM  $M$  ist  $T(n)$ -zeitbeschränkt, falls für  
jedes  $x \in \{0,1\}^*$  gilt: unabhängig von den zufälligen  
Entscheidungen, die  $M$  trifft, hält  $M$  bei Eingabe  $x$   
nach höchstens  $T(|x|)$  Schritten an.



Komplexitätsklassen mit einseitigem, beschränktem Fehler

Definition 7.6 (RTIME( $T(n)$ ), RP, coRP)

(a) Sei  $T: \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N}$ .

Die Klasse RTIME( $T(n)$ ) besteht aus allen Sprachen  $L \in \{0,1\}^*$ , für die es eine  $T(n)$ -zeitbeschränkte PTM  $M$  gibt, so dass für alle Eingaben  $x \in \{0,1\}^*$  gilt

- falls  $x \in L$ , so ist  $\Pr[M(x) = 1] \geq \frac{2}{3}$
- falls  $x \notin L$ , so ist  $\Pr[M(x) = 0] = 1$

D.h.: Jedes  $x \notin L$  wird von  $M$  stets verworfen;  
jedes  $x \in L$  wird von  $M$  mit Wahrscheinlichkeit  $\geq \frac{2}{3}$  akzeptiert.

(b)  $RP := \bigcup_{c \geq 1} RTIME(n^c)$  ist die Klasse aller randomisiert in Polynomialzeit lösbarer Probleme

(c)  $coRP := \{ L \in \{0,1\}^* : \bar{L} \in RP \}$ .

D.h.:  $L \in coRP \iff$  es gibt eine in Polynomialzeit laufende PTM  $M$ , so dass für alle Eingaben  $x \in \{0,1\}^*$  gilt:

- falls  $x \in L$ , so ist  $\Pr[M(x) = 1] = 1$
- falls  $x \notin L$ , so ist  $\Pr[M(x) = 0] \geq \frac{2}{3}$ .

D.h.: Jedes  $x \in L$  wird von  $M$  stets akzeptiert,  
jedes  $x \notin L$  wird von  $M$  mit Wahrscheinlichkeit  $\geq \frac{2}{3}$  verworfen.

Lemma 7.7, (Wahrscheinlichkeitsverstärkung für RP)

Für jedes  $L \in RP$  und jedes Polynom  $p: \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N}$  gibt es eine polynomiell zeitbeschränkte PTM  $M$ , s.d.

f.a.  $x \in \{0,1\}^*$  gilt:

- falls  $x \in L$ , so ist  $\Pr[M(x)=1] \geq 1 - \frac{1}{2^{p(|x|)}}$
- falls  $x \notin L$ , so ist  $\Pr[M(x)=0] = 1$

Beweis:

Wegen  $L \in RP$  gibt es eine polynomiell zeitbeschränkte PTM  $M'$  s.d. f.a.  $x \in \{0,1\}^*$  gilt

- falls  $x \in L$ , so  $\Pr[M'(x)=1] \geq \frac{2}{3}$
- falls  $x \notin L$ , so  $\Pr[M'(x)=0] = 1$

Sei  $M$  die PTM, die bei Eingabe  $x \in \{0,1\}^*$  folgendes tut:

- 1) Berechne  $k := p(|x|)$
- 2) Starte unabhängig voneinander  $k$  Läufe von  $M'$  bei Eingabe  $x$
- 3) Falls mindestens einer dieser  $k$  Läufe die Ausgabe 1 liefert, so gib 1 aus; ansonsten gib 0 aus

Offensichtlicherweise ist  $M$  polynomiell zeitbeschränkt.

Außerdem gilt:

- Falls  $x \notin L$ , so gibt jeder der  $k$  Läufe von  $M'$  bei Eingabe  $x$  den Wert 0 aus.  $M$  gibt dann auch 0 aus, und es gilt:

$$\Pr[M(x) \neq 0] = 1.$$

• Falls  $x \in L$ , so gilt für jeden einzelnen der  $k$  Läufe von  $M'$  bei Eingabe  $x$ :  $\Pr[M'(x)=1] \geq \frac{2}{3}$ ,  
 also  $\Pr[M'(x)=0] \leq \frac{1}{3} < \frac{1}{2}$ .

$M$  gibt nur dann 0 aus, wenn jeder der  $k$  Läufe 0 von  $M'$  ausgibt. D.h.:

$$\Pr[M(x)=0] < \left(\frac{1}{2}\right)^k, \text{ und } \Pr[M(x)=1] > 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^k = 1 - \frac{1}{2^{f(n)}}$$

### Beispiel 7.8

Aus Theorem 7.1 und der Wk-Verstärkungsmethode aus dem Beweis von Lemma 7.7 erhalten wir für das Primzahlproblem  $\text{PRIMES} := \{n : n \text{ ist eine Primzahl}\}$ :

$\text{PRIMES} \in \text{coRP}$ .

### Bemerkung 7.9

(1)  $\text{RP} \subseteq \text{NP}$ , denn aus Theorem 2.7 folgt f.a.  $L \subseteq \{0,1\}^*$ :

$L \in \text{NP} \Leftrightarrow$  es gibt eine polynomiell zeitbeschränkte PTH  $M$ ,  
 s.d. f.a. Eingaben  $x \in \{0,1\}^*$  gilt:

- falls  $x \in L$ , so  $\Pr[M(x)=1] > 0$
- falls  $x \notin L$ , so  $\Pr[M(x)=0] = 1$ .

(2)  $\text{P} \subseteq \text{RP}$  (klar.)

## Probabilistische Komplexitätsklassen ohne Fehler

Ist  $M$  eine PTM und  $x$  eine Eingabe für  $M$ , so schreiben wir  $T_{M,x}$ , um die Zufallsvariable zu bezeichnen, die die Laufzeit von  $M$  bei Eingabe  $x$  angibt.

D.h.: Für  $t \in \mathbb{N}$  und  $0 \leq p \leq 1$  gilt

$\Pr[T_{M,x} \leq t] = p$  genau dann, wenn  $p$  die Wahrscheinlichkeit dafür ist, dass  $M$  bei Eingabe  $x$  nach höchstens  $t$  Schritten anhält.

Sei  $T: \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N}$ . Wir sagen:

$M$  hat erwartete Laufzeit  $\leq T(n)$ , falls für jedes

$x \in \{0,1\}^*$  gilt:  $E[T_{M,x}] \leq T(|x|)$ , d.h.:

Der Erwartungswert der Zufallsvariable  $T_{M,x}$  ist  $\leq T(|x|)$

### Definition 7.10 (ZTIME( $T(n)$ ), ZPP)

(a) Sei  $T: \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N}$ .

Die Klasse ZTIME( $T(n)$ ) besteht aus allen Sprachen  $L \subseteq \{0,1\}^*$ , für die es eine PTM  $M$  mit den folgenden Eigenschaften gibt:

(1)  $M$  hat erwartete Laufzeit  $O(T(n))$  und

(2) für jedes  $x \in \{0,1\}^*$  gilt:

- falls  $x \in L$ , so gibt  $M$  bei Eingabe  $x$  bei jedem terminierenden Lauf den Wert 1 aus

- 139
- falls  $x \notin L$ , so gibt  $M$  bei Eingabe  $x$  bei jedem terminierenden Lauf den Wert 0 aus.

Bemerkung: Der Buchstabe "Z" in  $ZTIME(TM)$  steht für "zero-sided error" dh "ohne Fehler".

$$(b) \quad ZPP := \bigcup_{c \geq 1} ZTIME(n^c)$$

("zero-error probabilistic polynomial time")

klar:  $P \subseteq ZPP$

Theorem 7.11

$$ZPP = RP \cap coRP$$

Beweis:

" $\subseteq$ ": Sei  $L \in ZPP$  und sei  $M$  eine PTM mit erwarteter Laufzeit  $\leq n^c$ , s.d. für jedes  $x \in \{0,1\}^*$  gilt:

- falls  $x \in L$ , so gibt  $M$  bei Eingabe  $x$  bei jedem terminierenden Lauf den Wert 1 aus
- falls  $x \notin L$ , so gibt  $M$  bei Eingabe  $x$  bei jedem terminierenden Lauf den Wert 0 aus.

Für  $i \in \{0,1\}$  sei  $M_i$  die  $4 \cdot n^c$  zeitbeschränkte PTM, die folgendes tut:  $M_i$  simuliert die ersten  $4 \cdot n^c$  Schritte von  $M$ . Falls  $M$  in dieser Zeit anhält, so gibt  $M_i$  die Ausgabe von  $M$  aus. Ansonsten gibt  $M_i$  die Ausgabe  $i$  aus.

man leicht nachweisen, dass folgendes f.a.  $x \in \{0,1\}^*$  gilt:  
(Details: Übung):

- Falls  $x \in L$ , so  $\Pr[M_0(x)=1] \geq \frac{2}{3}$  und  $\Pr[M_1(x)=1]=1$
- Falls  $x \notin L$ , so  $\Pr[M_0(x)=0]=1$  und  $\Pr[M_1(x)=0] \geq \frac{2}{3}$

Zur Erinnerung: Die Markov-Ungleichung besagt, dass für alle Zufallsvariablen  $X$  mit Werten  $\geq 0$  und für alle Zahlen  $a > 0$  gilt:  $\Pr[X > a] \leq \frac{E[X]}{a}$ .

Somit erzeugt  $M_0$ , dass  $L \in RP$  ist.

$M_1$  erzeugt, dass  $L \in coRP$  ist.

Also ist  $ZPP \subseteq RP \cap coRP$ .

" $\supseteq$ ": Sei  $L \in RP \cap coRP$ , und seien  $M_1$  und  $M_2$  zwei PTM'en, die dies erzeugen. Sei  $c \in \mathbb{N}$  s.d.  $M_1$  und  $M_2$   $n^c$ -zeitbeschränkt sind.

Sei  $M$  eine PTM, die bei Eingabe  $x \in \{0,1\}^*$  folgendes tut

Für  $r = 1, 2, 3, \dots$  tue folgendes:

- 1) simuliere  $n^c$  Schritte von  $M_1$  bei Eingabe  $x$ ;  
sei  $a_1 \in \{0,1\}$  die entsprechende Ausgabe
- 2) simuliere  $n^c$  Schritte von  $M_2$  bei Eingabe  $x$ ;  
sei  $a_2 \in \{0,1\}$  die entsprechende Ausgabe
- 3) Falls  $a_1 = 1$ , so STOPP mit Ausgabe 1  
Falls  $a_2 = 0$ , so STOPP mit Ausgabe 0

Wir wissen, dass f.a.  $x \in \{0,1\}^*$  gilt:

• Falls  $x \in L$ , so  $\Pr[M_1(x)=1] \geq 2/3$  und  $\Pr[M_2(x)=1] = 1$

• Falls  $x \notin L$ , so  $\Pr[M_1(x)=0] = 1$  und  $\Pr[M_2(x)=0] \geq 2/3$

Somit gilt für jeden terminierenden Lauf von  $M$  bei Eingabe  $x$ :

•  $M$  gibt 1 aus  $\Leftrightarrow M_1$  gibt 1 aus  $\Leftrightarrow x \in L$

•  $M$  gibt 0 aus  $\Leftrightarrow M_2$  gibt 0 aus  $\Leftrightarrow x \notin L$

Dh:  $M$  erfüllt die Bedingung (2) von Definition 7.10.

### Laufzeitanalyse:

Für jede einzelne Runde  $r$  von  $M$  gilt:

$$p := \Pr[a_1=1 \text{ oder } a_2=0] \geq 2/3$$

In jeder einzelnen Runde  $r$  werden  $\leq 2n^c + 2$  Schritte durchgeführt.

Somit ist die erwartete Laufzeit von  $M$  bei Eingabe  $x \leq$

$$\sum_{r=1}^{\infty} r \cdot (2n^c + 2) \cdot (1-p)^{r-1} \cdot p$$

Laufzeit bei STOPP  
nach genau  $r$   
Runden

Wk dafür, dass  
kein STOPP nach Runden  $1, \dots, r-1$ ,  
aber STOPP nach  $r$  Runden

$$\leq (2n^c + 2) \cdot p \cdot \sum_{r=1}^{\infty} r \cdot (1-p)^{r-1} = (2n^c + 2) \cdot \frac{p}{(1-p)} \cdot \underbrace{\sum_{r=1}^{\infty} r \cdot (1-p)^{r-1}}_{= \frac{1}{p^2}} = (2n^c + 2) \cdot \frac{1}{p}$$

Denn: Für  $0 < c < 1$  gilt:

$$\sum_{r=1}^{\infty} r \cdot c^r = \frac{c}{(1-c)^2} \quad (\text{Nachrechnen: Übung!})$$

Somit hat  $M$  erwartete polynomielle Laufzeit und  
bezeugt daher, dass  $L \in ZPP$  ist.

Somit ist  $RP \cap coRP \subseteq ZPP$ .

□

Komplexitätsklassen mit zweiseitigem, beschränktem Fehler

Notation 7.12

Für eine Sprache  $L \subseteq \{0,1\}^*$  ist der Wert  
 $L(x) \in \{0,1\}$  f.a.  $x \in \{0,1\}^*$  wie folgt definiert:

$$L(x) := \begin{cases} 0 & \text{falls } x \notin L \\ 1 & \text{falls } x \in L. \end{cases}$$

Definition 7.13 ( $BPTIME(T(n)), BPP$ )

(a) Sei  $T: \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N}$  und sei  $L \subseteq \{0,1\}^*$ .

Eine PTMM entscheidet  $L$  in Zeit  $T(n)$ , falls  
 $M$   $T(n)$ -zeitbeschränkt ist und f.a.  $x \in \{0,1\}^*$  gilt:

$$Pr [M(x) = L(x)] \geq 2/3.$$

D.h.: Falls  $x \in L$ , so ist  $Pr [M(x) = 1] \geq 2/3$  ;  
Falls  $x \notin L$ , so ist  $Pr [M(x) = 0] \geq 2/3$ .



(b) Sei  $T: \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N}$ .

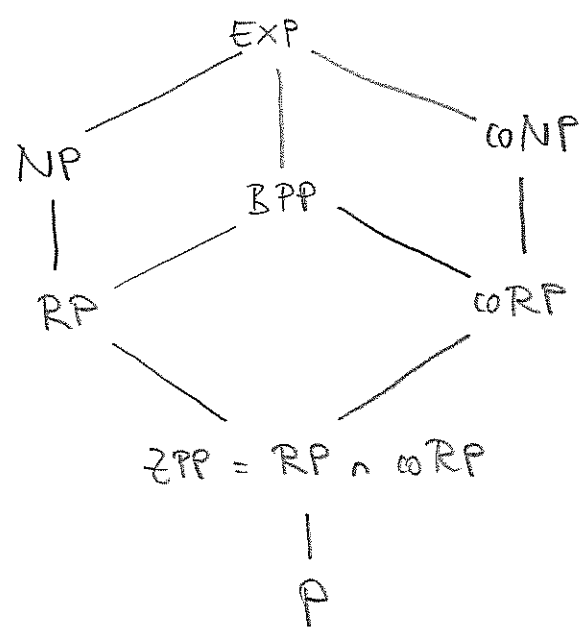
Die Klasse  $BPTIME(T(n))$  besteht aus allen Sprachen  $L \subseteq \{0,1\}^*$ , die von einer  $O(T(n))$  zeitschranken PTM entschieden werden.

(c)  $BPP := \bigcup_{c \geq 1} BPTIME(n^c)$

("bounded-error probabilistic polynomial time")

Bemerkung 7.14

Aus den Definitionen der Komplexitätsklassen sowie Theorem 7.11 und Bem. 7.16 ergibt sich folgende Inklusionsstruktur der einzelnen Klassen:



Offene Forschungsfrage: Ist  $BPP = P$ ?

Vermutung: Ja (!) ... und es gibt Resultate, die diese Vermutung sehr plausibel erscheinen lassen; siehe Kapitel 19 und 20 in [AB].

Ähnlich wie NP lässt sich BPP auch durch deterministische TMs mit "Zusatzeingabe" charakterisieren

Satz 7.15

Sei  $L \subseteq \{0,1\}^*$ . Es gilt:

$L \in \text{BPP} \iff$  Es gibt eine polynomiell zeitbeschränkte deterministische TM  $M$  und ein Polynom  $p: \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N}$ , s.d. f.a.  $x \in \{0,1\}^*$  gilt:

$$\Pr_{r \in \{0,1\}^{p(|x|)}} [M(x,r) = L(x)] \geq 2/3.$$

Dabei ist für  $i \in \{0,1\}$

$$\Pr_{r \in \{0,1\}^{p(|x|)}} [M(x,r) = i] := \frac{|\{r \in \{0,1\}^{p(|x|)} : M(x,r) = i\}|}{2^{p(|x|)}}.$$

Beweis: Übung!

Bemerkung 7.16

Aus Satz 7.15 folgt direkt, dass  $\text{BPP} \in \text{EXP}$  ist.

### Lemma 7.17 (Wahrscheinlichkeitsverstärkung für BPP)

Sei  $L \in \{0,1\}^*$ , sei  $p$  ein Polynom  $> 1$  und sei  $M$  eine polynomiell zeitbeschränkte PTM, s.d. f.a.  $x \in \{0,1\}^*$  gilt

$$\Pr [M(x) = L(x)] \geq \frac{1}{2} + \frac{1}{p(|x|)}.$$

Dann gibt es für jedes Polynom  $q$  eine polynomiell zeitbeschränkte PTM  $M'$ , s.d. f.a.  $x \in \{0,1\}^*$  gilt:

$$\Pr [M'(x) = L(x)] \geq 1 - \frac{1}{2^{q(|x|)}} \quad (*)$$

Beweis:

Bei Eingabe  $x \in \{0,1\}^*$  geht  $M'$  wie folgt vor.

1) Berechne  $k := 2 \cdot \ln 2 \cdot q(|x|) \cdot p(|x|)^2$

2) Starte unabhängig voneinander  $k$  Läufe von  $M$  bei Eingabe  $x$ ;

seien  $y_1, \dots, y_k \in \{0,1\}$  die Ausgaben dieser  $k$  Läufe

3) Falls die Mehrheit der  $y_1, \dots, y_k$  gleich 1 ist, gib 1 aus; ansonsten gib 0 aus.

Offensichtlicherweise ist  $M'$  eine polynomiell zeitbeschränkte PTM.

Sei  $n := |x|$ . Um  $(*)$  nachzuweisen, reicht es, zu zeigen, dass gilt:

$$\Pr [M'(x) \neq L(x)] \leq 2^{-q(n)} = e^{-\ln 2 \cdot q(n)} \quad (**)$$

Dann sei f.a.  $i \in \{1, \dots, k\}$   $X_i$  eine Zufallsvariable mit

$$s := \Pr [X_i = 1] = \Pr [M(x) = L(x)] \geq \frac{1}{2} + \frac{1}{p(n)} \quad \text{und}$$

$$1-s = \Pr [X_i = 0].$$

Sei  $X := \sum_{i=1}^k X_i$ . D.h.  $X$  gibt an, wie viele der  $k$  Aufrufe

von  $M$  bei Eingabe  $x$  das korrekte Ergebnis liefern.

Außerdem gilt:

$M'(x) \neq L(x) \iff M'$  gibt bei Eingabe  $x$  das falsch Ergebnis an

$\iff$  weniger als  $k/2$  der Aufrufe von  $M$  bei Eingabe  $x$  liefern das korrekte Ergebnis

$$\implies X < k/2$$

Um  $\Pr [M'(x) \neq L(x)] = \Pr [X < k/2]$  abzuschätzen, nutzen wir das folgende aus der Stochastik bekannte Lemma:

Lemma 7.18 (Chernoff-Schranke)

Sei  $k > 0$ , seien  $X_1, \dots, X_k$  unabhängige Zufallsvariablen,

sei  $s$  mit  $0 < s < 1$  s.d. f.a.  $i \in \{1, \dots, k\}$  gilt:

$$\Pr [X_i = 1] = s \quad \text{und} \quad \Pr [X_i = 0] = 1-s.$$

Sei  $X := \sum_{i=1}^k X_i$ . Dann gilt:

(a)  $E[X] = k \cdot s$  und

(b) F.a.  $\delta$  mit  $0 < \delta \leq 1$  ist

$$\Pr [X < (1-\delta) \cdot E[X]] < e^{-\frac{\delta^2}{2} \cdot E[X]}$$

(Hier ohne Beweis)

Um die Chernoff-Schranke anzuwenden, wählen wir  $\delta$  so, dass  $(1-\delta) \cdot E[X] = \frac{k}{2}$  ist.

$$\text{D.h.: } \frac{k}{2} = (1-\delta) \cdot k \cdot s$$

$$\Leftrightarrow \frac{1}{2} = (1-\delta) \cdot s = s - \delta s$$

$$\Leftrightarrow \delta s = s - \frac{1}{2}$$

$$\Leftrightarrow \delta = 1 - \frac{1}{2s}$$

Beachte: Wegen  $s > 0$  ist  $\delta < 1$ ; wegen  $s > \frac{1}{2}$  ist  $\delta > 0$

Daher können wir die Chernoff-Schranke anwenden und erhalten:

$$\begin{aligned} \Pr \left[ X < \frac{k}{2} \right] &= \Pr \left[ X < (1-\delta) \cdot E[X] \right] \\ &< e^{-\frac{\delta^2}{2} \cdot E[X]} = e^{-\frac{\delta^2}{2} \cdot k \cdot s} \end{aligned}$$

Um  $(*)$  nachzuweisen, müssen wir zeigen, dass

$$-\frac{\delta^2}{2} \cdot k \cdot s \leq -\ln 2 \cdot q(n)$$

D.h. es bleibt zu zeigen, dass

$$k \geq 2 \cdot \ln 2 \cdot q(n) \cdot \frac{1}{s \cdot \delta^2} \quad \text{ist.}$$

Wegen  $k = 2 \ln 2 \cdot q(n) \cdot p(n)^2$  müssen wir also nur noch

zeigen, dass  $p(n)^2 \geq \frac{1}{s \cdot \delta^2}$  ist.

Somit bleibt zu zeigen:  $s \cdot \delta^2 \geq \left( \frac{1}{p(n)} \right)^2$

Dazu sei  $\varepsilon$  s.d.  $s = \frac{1}{2} + \varepsilon$ .

Wegen  $\frac{1}{2} + \frac{1}{p(n)} \leq s \leq 1$  gilt:  $\frac{1}{p(n)} \leq \varepsilon \leq \frac{1}{2}$ .

Wegen  $\delta = 1 - \frac{1}{2s}$  gilt:

$$s \cdot \delta^2 = s \left(1 - \frac{1}{2s}\right)^2 = s \cdot \left(1 - \frac{1}{s} + \frac{1}{4s^2}\right) = s - 1 + \frac{1}{4s}$$

$$= \frac{1}{2} + \varepsilon - 1 + \frac{1}{4(\frac{1}{2} + \varepsilon)} = \varepsilon - \frac{1}{2} + \frac{1}{2 + 4\varepsilon}$$

$$= \frac{2\varepsilon + 4\varepsilon^2 - 1 - 2\varepsilon + 1}{2 + 4\varepsilon} = \frac{4\varepsilon^2}{2 + 4\varepsilon}$$

$$\geq \frac{4\varepsilon^2}{4} = \varepsilon^2 \geq \left(\frac{1}{p(n)}\right)^2$$

↑  
 $2 + 4\varepsilon \leq 4$ , da  $\varepsilon \leq \frac{1}{2}$

Insgesamt haben wir damit gezeigt, dass

$$\Pr [M'(x) \neq L(x)] = \Pr \left[ X < \frac{\delta}{2} \right] < e^{-\ln 2 \cdot q(n)} = \frac{1}{2^{q(n)}}$$

Daher gilt

$$\Pr [M'(x) = L(x)] \geq 1 - \frac{1}{2^{q(n)}} \quad \square$$

### 7.3 Derandomisierung: BPP vs P/poly und PH

Theorem 7.19 (Adelman, 1978)

$$BPP \subseteq P/poly$$

Beweis:

Sei  $L \in BPP$ .

Gemäß Satz 7.15 und dem Wahrscheinlichkeitsverstärkungs-Lemma 7.17 gibt es eine det. TM  $M$  und ein Polynom  $p$ , s.d. f.a.  $x \in \{0,1\}^*$  gilt:

$$\Pr_{r \in \{0,1\}^{p(|x|)}} [M(x,r) = L(x)] \geq 1 - \frac{1}{2^{|x|+1}}$$

Also:

$$\Pr_{r \in \{0,1\}^{p(|x|)}} [M(x,r) \neq L(x)] \leq \frac{1}{2^{|x|+1}} \quad (*)$$

Wir nennen eine Zusatzeingabe  $r \in \{0,1\}^{p(|x|)}$  schlecht für  $x$ , falls  $M(x,r) \neq L(x)$  gilt; ansonsten heißt  $r$  gut für  $x$ .

Wegen  $(*)$  gibt es für jedes  $n \in \mathbb{N}$  und  $x \in \{0,1\}^n$  höchstens  $\frac{2^{p(n)}}{2^{n+1}}$  Zusatzeingaben, die schlecht für  $x$  sind.

Daher gibt es höchstens

$$\sum_{x \in \{0,1\}^n} \frac{2^{P(n)}}{2^{n+1}} = 2^n \cdot \frac{2^{P(n)}}{2^{n+1}} = \frac{2^{P(n)}}{2}$$

Zusatzeingaben, die für mindestens ein  $x \in \{0,1\}^n$  schlecht sind.

Da es insgesamt  $2^{P(n)} > \frac{2^{P(n)}}{2}$  Zusatzeingaben gibt,

muss es mindestens eine Zusatzeingabe

$r_n \in \{0,1\}^{P(n)}$  geben, die für jedes  $x \in \{0,1\}^n$  gut ist.

D.h.: F.a.  $x \in \{0,1\}^n$  ist  $M(x, r_n) = L(x)$ .

Gemäß Theorem 6.20 ( $P/poly = \bigcup_{c,d \geq 1} DTIME(n^c) / n^d$ )

folgt somit:  $L \in P/poly$ .

□

### Bemerkung 7.20

Wegen  $BPP \in P/poly$  und

Theorem 6.16 ( Falls  $NP \in P/poly$ , so kollabiert die PH )

ist vermutlich  $BPP \neq NP$ .

Außerdem gilt: Falls  $SAT \in BPP$ , so kollabiert die PH



## Exkurs Begriffe aus der Wahrscheinlichkeitsrechnung

Sei  $U$  eine endliche Menge.

(a) Eine Wahrscheinlichkeitsverteilung über  $U$  ist eine Funktion  $\pi: U \rightarrow [0,1]$ , so dass gilt:

$$\sum_{u \in U} \pi(u) = 1.$$

(b) Die Elemente von  $U$  heißen Elementarereignisse.  
Teilmengen von  $U$  heißen Ereignisse.

Die Wahrscheinlichkeit eines Ereignisses  $V \subseteq U$  ist

$$P[V] := \sum_{u \in V} \pi(u)$$

(c) Eine Zufallsvariable über  $U$  ist eine Funktion

$$X: U \rightarrow \mathbb{R}.$$

Der Erwartungswert von  $X$  ist

$$E[X] := \sum_{u \in U} \pi(u) \cdot X(u).$$

Die Varianz von  $X$  ist

$$\text{Var}[X] := E[X^2 - E[X]^2]$$

Theorem 7.21 (Satz von Sipser und Gacs, 1983)

$$\text{BPP} \subseteq \Sigma_2^P \cap \Pi_2^P$$

Beweis: (Lautemann-Methode)

Wegen  $\text{BPP} = \text{coBPP}$  (gemäß der Definition von BPP) genügt es zu zeigen, dass  $\text{BPP} \subseteq \Sigma_2^P$  ist.

Sei  $L \in \text{BPP}$ .

Gemäß Satz 7.15 und dem Wahrscheinlichkeitsverstärkungs-Lemma 7.17 gibt es eine det. Polynomialzeit TM  $M$  und ein Polynom  $p$ , s.d. f.a.  $x \in \{0,1\}^*$  gilt:

$$\Pr_{r \in \{0,1\}^{p(|x|)}} [M(x,r) = L(x)] \geq 1 - \frac{1}{2^{|x|}}$$

D.h.: F.a.  $n \in \mathbb{N}$  und f.a.  $x \in \{0,1\}^n$  gilt:

• Falls  $x \in L$ , so 
$$\frac{|\{r \in \{0,1\}^{p(n)} : M(x,r) = 1\}|}{2^{p(n)}} \geq 1 - \frac{1}{2^n}$$

• Falls  $x \notin L$ , so 
$$\frac{|\{r \in \{0,1\}^{p(n)} : M(x,r) = 1\}|}{2^{p(n)}} \leq \frac{1}{2^n}$$

Sei  $S_x := \{r \in \{0,1\}^{p(n)} : M(x,r) = 1\}$ . Somit gilt:

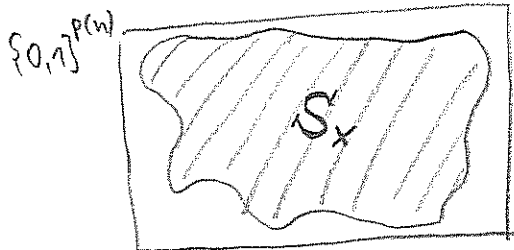
• Falls  $x \in L$ , so  $|S_x| \geq (1 - \frac{1}{2^n}) \cdot 2^{p(n)}$

• Falls  $x \notin L$ , so  $|S_x| \leq \frac{1}{2^n} \cdot 2^{p(n)}$

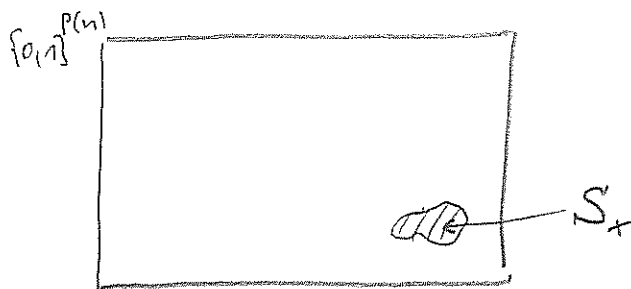
} (\*)

Skizze:

$x \in L \Rightarrow$



$x \notin L \Rightarrow$



Notation:

Für  $u, v \in \{0,1\}^{P(n)}$  sei

$$u+v := (u_1+v_1 \bmod 2, u_2+v_2 \bmod 2, \dots, u_{p(n)}+v_{p(n)} \bmod 2)$$

Für  $u \in \{0,1\}^{P(n)}$  und  $S \subseteq \{0,1\}^{P(n)}$  sei

$$S+u := \{v+u : v \in S\} \text{ die "Verschiebung" von } S \text{ um } u.$$

Beachte:  $u+v = u-v$  und  $S+u = S-u$ .

$$\text{Sei } k(n) := \left\lceil \frac{p(n)}{n} + 1 \right\rceil$$

Behauptung 1: Für hinreichend großen  $n \in \mathbb{N}$  gilt:

Für jedes  $S \subseteq \{0,1\}^{P(n)}$  mit  $|S| \leq \frac{2^{p(n)}}{2^n}$  und

für alle  $u^{(1)}, \dots, u^{(k(n))} \in \{0,1\}^{P(n)}$  gilt:

$$\bigcup_{i=1}^{k(n)} (S+u^{(i)}) \neq \{0,1\}^{P(n)}$$

Beweis:

$$\left| \bigcup_{i=1}^{k(n)} (S+u^{(i)}) \right| \leq \sum_{i=1}^{k(n)} |S+u^{(i)}| = k(n) \cdot |S| \leq \left\lceil \frac{p(n)}{n} + 1 \right\rceil \cdot \frac{2^{p(n)}}{2^n}$$

$\leq 2^{p(n)} = |\{0,1\}^{P(n)}|$   
für hinreichend großes  $n$ .

□ Beh 1.

Behauptung 2: Für jedes  $n \geq 1$  gilt:

Für jedes  $S \in \{0,1\}^{P(n)}$  mit  $|S| \geq (1 - \frac{1}{2^n}) \cdot 2^{P(n)}$

gibt es  $u^{(1)}, \dots, u^{(k(n))} \in \{0,1\}^{P(n)}$ , so dass

$$\bigcup_{i=1}^{k(n)} (S + u^{(i)}) = \{0,1\}^{P(n)}$$

Bevor wir Behauptung 2 beweisen, zeigen wir zunächst, wie man aus  $\otimes$ , Beh 1 und Beh 2 erhält, dass  $L \in \Sigma_2^P$  ist:

Für jedes hinreichend große  $n$  und jedes  $x \in \{0,1\}^n$  gilt gemäß  $\otimes$ , Beh 1 und Beh 2:

$$x \in L$$

$$\Leftrightarrow \exists u^{(1)}, \dots, u^{(k(n))} \in \{0,1\}^{P(n)} : \forall r \in \{0,1\}^{P(n)} : r \in \bigcup_{i=1}^{k(n)} (S_x + u^{(i)})$$

$$\Leftrightarrow \bigvee_{i=1}^{k(n)} (r + u^{(i)} \in S_x)$$

$$\Leftrightarrow \exists u^{(1)}, \dots, u^{(k(n))} \in \{0,1\}^{P(n)} : \forall r \in \{0,1\}^{P(n)} : \bigvee_{i=1}^{k(n)} M(\langle x, r + u^{(i)} \rangle) = 1$$

Wegen  $k(n) = \text{poly}(n)$  kann dies bei gegebenem  $x, u^{(1)}, \dots, u^{(k(n))}$  von einer det. Polynomialzeit-TM überprüft werden.

Insgesamt erhalten wir, dass  $L \in \Sigma_2^P$  ist.

Zum Abschluss des Beweises von Theorem 7.21 genügt es also, Behauptung 2 zu beweisen.

Beweis von Behauptung 2:

Wir nutzen die sog. probabilistische Methode:

Wähle  $u^{(1)}, \dots, u^{(k(n))}$  zufällig und unabhängig voneinander aus  $\{0,1\}^{P(n)}$ .

Für  $i \in \{1, \dots, k(n)\}$  und  $r \in \{0,1\}^{P(n)}$  sei

- $B_{i,r}$  das Ereignis, dass  $r \notin S + u^{(i)}$  (d.h.  $r + u^{(i)} \notin S$ )
- $B_r$  das Ereignis, dass  $r \notin \bigcup_{i=1}^{k(n)} (S + u^{(i)})$

D.h. •  $B_r \Leftrightarrow B_{1,r}$  und  $B_{2,r}$  und ... und  $B_{k(n),r}$  und

•  $\bigcup_{i=1}^{k(n)} (S + u^{(i)}) \neq \{0,1\}^{P(n)} \Leftrightarrow \text{es } r \in \{0,1\}^{P(n)} \text{ s.d. das Ereignis } B_r \text{ eintritt}$

Da die  $u^{(i)}$  unabhängig voneinander gewählt werden, gilt

$$\Pr[B_r] = \prod_{i=1}^{k(n)} \Pr[B_{i,r}]$$

Ereignis  $B_{i,r}$  tritt genau dann ein, wenn  $r + u^{(i)} \notin S$ .

Da  $u^{(i)}$  zufällig gewählt wird gilt:

$$\Pr[B_{i,r}] = \frac{|\{0,1\}^{P(n)} \setminus S|}{|\{0,1\}^{P(n)}|}$$

Wegen  $|S| \geq (1 - \frac{1}{2^n}) \cdot 2^{P(n)}$  ist  $|\{0,1\}^{P(n)} \setminus S| \leq \frac{1}{2^n} \cdot 2^{P(n)}$ .

Somit ist  $\Pr[B_{i,r}] \leq \frac{\frac{1}{2^n} \cdot 2^{P(n)}}{2^{P(n)}} = \frac{1}{2^n}$

und  $\Pr[B_r] = \prod_{i=1}^{k(n)} \Pr[B_{i,r}] \leq \left(\frac{1}{2^n}\right)^{k(n)} = \frac{1}{2^{n \cdot k(n)}}$

Wegen  $k(n) = \frac{p(n)}{n} + 1$  ist  $n \cdot k(n) \geq p(n) + n > p(n)$

Somit ist  $\Pr[B_r] < \frac{1}{2^{p(n)}}$  und

$$\Pr \left[ \text{ex. } r \in \{0,1\}^{p(n)} \text{ s.d. das Ereignis } B_r \text{ eintritt} \right] \leq \sum_{r \in \{0,1\}^{p(n)}} \Pr[B_r] < 2^{p(n)} \cdot \frac{1}{2^{p(n)}} = 1$$

||

$$\Pr \left[ \bigcup_{i=1}^{k(n)} (S+u^{(i)}) \neq \{0,1\}^{p(n)} \right]$$

Wir haben also folgendes gezeigt:

Wenn wir  $u^{(1)}, \dots, u^{(k(n))}$  zufällig aus  $\{0,1\}^{p(n)}$  wählen, so ist die Wahrscheinlichkeit, dass  $\bigcup_{i=1}^{k(n)} (S+u^{(i)}) \neq \{0,1\}^{p(n)}$

ist, echt kleiner als 1.

Somit muss es eine Möglichkeit geben,  $u^{(1)}, \dots, u^{(k(n))}$  zu wählen, so dass  $\bigcup_{i=1}^{k(n)} (S+u^{(i)}) = \{0,1\}^{p(n)}$  ist.

□ Beh 2

Dies schließt den Beweis von Theorem 7.21 ab. □

Wegen  $BPP \subseteq \Sigma_2^P$  folgt insbesondere:

Falls  $P = NP$  ist, so ist  $PIT = P$  und  $BPP = P$ .

## 7.4 Vollständige Probleme bzw Hierarchiesätze für BPP? 216

Es sind keine vollständigen Probleme für BPP bekannt.

Ein naheliegender Versuch, ein vollständiges Problem zu definieren ist, die Sprache

$$L := \{ \langle M, x, 1^t \rangle : M \text{ ist eine PTM, die bei Eingabe } x \text{ nach } t \text{ Berechnungsschritten mit Wahrscheinlichkeit } \geq \frac{2}{3} \text{ den Wert } 1 \text{ ausgibt} \}$$

Man sieht leicht, dass  $L$  BPP-hart ist bzgl.

Polynomialzeitreduktionen — dh f.a.  $L \in \text{BPP}$  ist  $L \leq_p L$ .

Aber es ist unklar, ob  $L \in \text{BPP}$  ist. Denn:

Für  $\langle M, x, 1^t \rangle \notin L$  könnte es z.B. sein, dass

$\Pr[M(x) = 0] = \frac{1}{2} < \frac{2}{3}$  ist — und somit wäre  $M$  keine

im Sinne von BPP geeignete PTM.

In der Tat liegt  $L$  vermutlich nicht in BPP, da bekannt ist, dass  $L$  vollständig ist für eine Komplexitätsklasse, die vermutlich deutlich größer als BPP ist.

Andererseits: Falls die Vermutung "BPP = P" tatsächlich wahr ist, so besitzt BPP natürlich vollständige Probleme.

Es sind keine Zeithierarchiesätze für BPP bekannt.  
So ist z.B. unklar, ob

•  $BPTIME(n) \neq BPTIME(n^2)$  oder ob

•  $BPTIME(n) \neq BPTIME(n^{(\log n)^{10}})$

ist.

Die in Kapitel 3 betrachteten Diagonalisierungsmethoden funktionieren hier nicht, da wir für eine gegebene PTM  $M$  nicht entscheiden können, ob f.a. Eingaben  $x \in \{0,1\}^*$  gilt:

entweder  $\Pr[M(x)=1] \geq 2/3$  oder  $\Pr[M(x)=1] \leq 1/3$ .

## 7.5 Randomisierte Platzbeschränkte Berechnungen

Ähnlich wie BPP und RP randomisierte Varianten von  $P$  sind, können wir randomisierte Varianten der Klasse  $L$  aller auf logarithmischem Platz berechenbaren Probleme definieren:

### Definition 7.22 (BPL und RL)

(a) Die Klasse BPL besteht aus allen Sprachen  $L \subseteq \{0,1\}^*$ , für die es eine  $O(\log n)$ -platzbeschränkte PTM  $M$  gibt, s.d. f.a.  $x \in \{0,1\}^*$  gilt:

$$\Pr[M(x)=L(x)] \geq 2/3.$$



- (b) Die Klasse  $RL$  besteht aus allen Sprachen  $L \subseteq \{0,1\}^*$ , für die es eine  $O(\log n)$ -platzbeschränkte PTM  $M$  gibt, s.d. f.a.  $x \in \{0,1\}^*$  gilt:
- falls  $x \in L$ , so ist  $\Pr[M(x) = 1] \geq \frac{2}{3}$
  - falls  $x \notin L$ , so ist  $\Pr[M(x) = 0] = 1$ .

### Bemerkung 7.23

- (a) Die Wahrscheinlichkeitsverstärkungs-Lemmata 7.7 und 7.17 gelten analog auch für  $RL$  und  $BPL$ :

Man kann sich leicht davon überzeugen, dass die im Beweis von Lemma 7.7 und 7.17 konstruierten PTM  $M'$  nur logarithmisch mehr Platz benutzen als die gegebenen PTM  $M$ .

- (b) Offensichtlich gilt:  $L \subseteq RL \subseteq NL \subseteq P$

- (c) Man kann zeigen, dass  $BPL \subseteq P$  gilt  
(Übung!)

### Theorem 7.24

$UPATH \in RL$ , wobei

$UPATH := \{ \langle G, s, t \rangle : G \text{ ist ein endlicher } \underline{\text{ungerichteter}} \text{ Graph, in dem es einen Weg von Knoten } s \text{ zu Knoten } t \text{ gibt} \}$

Beweisidee:

Konstruiere eine PTM  $M$ , die bei Eingabe von  $\langle G, s, t \rangle$  folgenden randomisierten Algorithmus ausführt:

Random Walk on  $\langle G, s, t \rangle$ 

$n := |V(G)|$

$i := 0$

$u := s$

While  $u \neq t$  and  $i < 100 \cdot n^4$  do

sei  $v$  ein zufällig gewählter Nachbarknoten von  $u$   
(d.h.:  $\{u, v\} \in E(G)$ ).

$i := i + 1$

$u := v$

Falls  $u = t$ , so STOPP mit Ausgabe "1"

Sonst. STOPP mit Ausgabe "0".

Dieser Algorithmus lässt sich leicht durch eine  $O(\log n)$ -platzbeschränkte PTM  $M$  realisieren.

Falls  $t$  von  $s$  aus nicht erreichbar ist, so gilt offensichtlicherweise:  $\Pr[M(\langle G, s, t \rangle) = 0] = 1$ .

Unter Verwendung der Theorie der Markov-Ketten kann man folgendes beweisen (hier ohne Beweis):

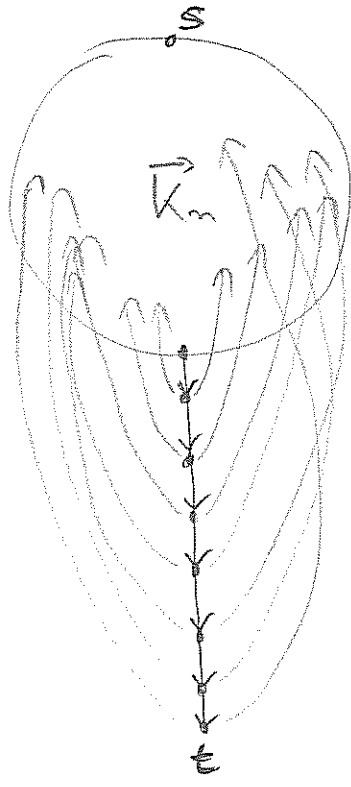
Falls  $t$  von  $s$  aus erreichbar ist, so ist die erwartete Anzahl von Schritten im "random walk"

bis Knoten  $t$  erreicht ist  $\leq 10n^4$ , und daher ist die Wahrscheinlichkeit, dass  $t$  innerhalb von  $100 \cdot n^4$  Schritten erreicht wird,  $\geq \frac{2}{3}$ .

□

Bemerkung 7.25

Auf gerichteten Graphen funktioniert die Random-Walk-Methode nicht so gut. Betrachtet man z.B. einen Graphen der Form,



( $\vec{K}_n$ : gerichteter vollständiger Graph auf  $n$  Knoten mit Kantenmenge  $V \times V$ )

so kann man nachweisen, dass ein in  $s$  startender Random Walk Erwartungswert deutlich mehr als  $10n^4$  Schritte braucht, um Knoten  $t$  zu erreichen.