

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:

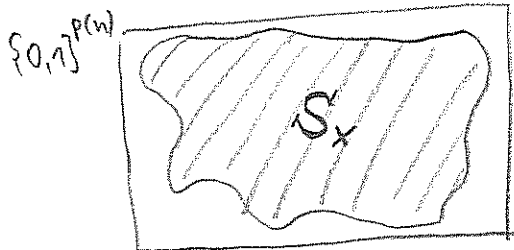
• Falls  $x \in L$ , so  $|S_x| \geq (1 - \frac{1}{2^n}) \cdot 2^{p(n)}$

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

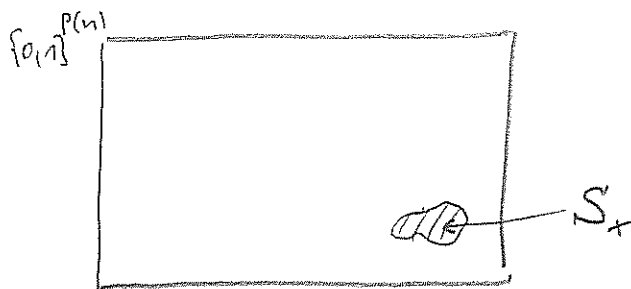
} (\*)

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

•  $\bigcup_{i=1}^{k(n)} (S + u^{(i)}) \neq \{0,1\}^{P(n)} \Leftrightarrow \exists r \in \{0,1\}^{P(n)}$  s.d. das Ereignis  $B_r$  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? < 16

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'en  $M'$  nur logarithmisch mehr Platz benutzen als die gegebenen PTM'en  $M$ .

- (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):

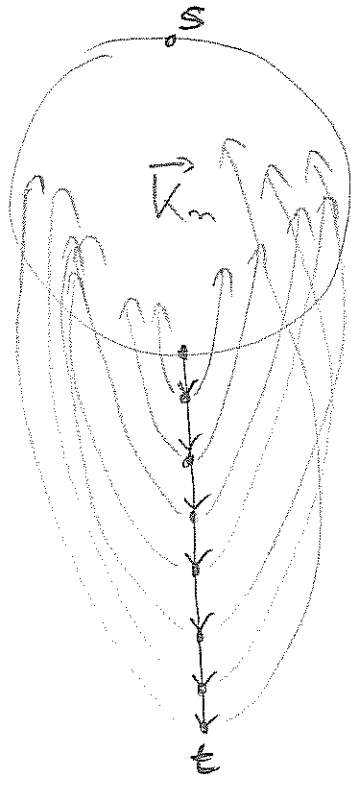
Falls  $t$  von  $s$  aus erreichbar ist, so ist die erwartete Anzahl von Schritten im "random walk"

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.