

# Diskrete Strukturen II

## Zentralübung

Hanjo Täubig Sebastian Wernicke

07.05.2004



# Aufgabe 1

Eine Urne enthält  $N$  Bälle - rote und blaue.

5 Bälle werden ohne Zurücklegen aus der Urne entnommen.

Wahrscheinlichkeit, dass alle entnommenen Bälle blau sind, soll genau  $1/2$  sein.

Wie groß ist  $N$  mindestens?

# Aufgabe 1

$r$  rote Bälle,  $b$  blaue Bälle ( $r, b > 0$ )

$$r + b = N$$

Pr[Alle 5 Bälle blau]

$$\begin{aligned} &= Pr[1. \text{ Zug blau}] \cdot Pr[2. \text{ Zug blau}] \cdot Pr[3. \text{ Zug blau}] \cdot \\ &\quad Pr[4. \text{ Zug blau}] \cdot Pr[5. \text{ Zug blau}] \\ &= \frac{b}{r+b} \cdot \frac{b-1}{r+b-1} \cdot \frac{b-2}{r+b-2} \cdot \frac{b-3}{r+b-3} \cdot \frac{b-4}{r+b-4} \quad (*) \end{aligned}$$

# Aufgabe 1

Sei  $N_{\text{opt}}$  die **minimal mögliche Gesamtzahl** von Bällen, so dass  $Pr[\text{Alle 5 Bälle blau}] = \frac{1}{2}$ .

Wir betrachten eine optimale Lösung mit  $r_{\text{opt}}$  **roten** und  $b_{\text{opt}}$  **blauen** Bällen.

Wir beweisen nun: Es gibt **keine Lösung** zum Problem, die **weniger rote** Bälle beinhaltet als diese optimale (\*\*).

Nehmen wir an, es gäbe eine optimale Lösung mit  $r'_{\text{opt}} < r_{\text{opt}}$  **roten** Bällen und  $b'_{\text{opt}}$  **blauen** Bällen.

Damit aber dann nicht  $Pr[\text{Alle 5 Bälle blau}] > \frac{1}{2}$ , muss nach (\*) auch  $b'_{\text{opt}} < b_{\text{opt}}$  sein.

$$\Rightarrow N'_{\text{opt}} = r'_{\text{opt}} + b'_{\text{opt}} < N_{\text{opt}}$$

$\Rightarrow$  **Widerspruch**, weil  $N_{\text{opt}}$  minimal sein sollte.



# Aufgabe 1

Wir formen nun (\*) um zu

$$r + b$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{b}{Pr[\text{alle 5 blau}]} \cdot \frac{b-1}{r+b-1} \cdot \frac{b-2}{r+b-2} \cdot \frac{b-3}{r+b-3} \cdot \frac{b-4}{r+b-4} \\
 &= 2 \cdot b \cdot \frac{b-1}{r+b-1} \cdot \frac{b-2}{r+b-2} \cdot \frac{b-3}{r+b-3} \cdot \frac{b-4}{r+b-4} \\
 &= 2 \cdot \frac{b}{r+b-1} \cdot \frac{b-1}{r+b-2} \cdot \frac{b-2}{r+b-3} \cdot \frac{b-3}{r+b-4} \cdot (b-4)
 \end{aligned}$$



# Aufgabe 1

Durch die Umformung sehen wir, dass bereits  $r = 1$  eine ganzzahlige Lösung für  $b$  (und damit auch für  $N$ ) ergibt, nämlich

$$r + b = 2 \cdot \frac{b}{b} \cdot \frac{b-1}{b-1} \cdot \frac{b-2}{b-2} \cdot \frac{b-3}{b-3} \cdot (b-4)$$

woraus unmittelbar

$$r + b = 2b - 8 \quad \Rightarrow \quad b = 9$$

folgt. Also ist  $N = 10$  eine Lösung für unser Problem.

Die Optimalität von  $N$  folgt aus (\*\*), da es sonst eine Lösung für das Problem mit weniger als 1 (also gar keinen) roten Bällen geben müsste, was aber nicht sein kann.



# Aufgabe 2

Die folgende Tabelle zeigt die Wahrscheinlichkeit  $Pr[k]$  an, dass eine Familie  $k$  Kinder hat:

$k$	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
$Pr[k]$	0.3	0.2	0.2	0.13	0.09	0.04	0.025	0.01	0.004	0.001

(Wir vernachlässigen die Wahrscheinlichkeit höherer Kinderzahlen.)

Wenn Jungen- und Mädchengeburt gleich wahrscheinlich sind, wie groß ist dann die Wahrscheinlichkeit, dass ein zufällig ausgewählter Junge **mindestens eine Schwester** hat?



# Aufgabe 2

Im Mittel hat eine Familie

$$m = \sum_k k \cdot Pr[k] = 0 \cdot 0.3 + 1 \cdot 0.2 + \dots + 9 \cdot 0.001 = 1.811$$

Kinder.

Die Wahrscheinlichkeit, dass ein zufällig ausgewählter Junge aus einer Familie mit  $k$  Kindern stammt, ist

$$\frac{k \cdot Pr[k]}{m}$$

.





# Aufgabe 2

Wenn ein Junge einer Familie mit  $i \geq 1$  Kindern angehört, gilt  
 $Pr[\text{Junge hat Schwester} \mid i \text{ Kinder}]$

$$\begin{aligned}
 &= 1 - Pr[\text{Alle Geschwister Jungen} \mid i \text{ Kinder}] \\
 &= 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^{i-1}.
 \end{aligned}$$

Wir wissen daher

$Pr[\text{Junge hat Schwester}]$

$$\begin{aligned}
 &= \sum_i Pr[\text{Junge hat Schwester} \mid i \text{ Kinder}] \cdot Pr[i \text{ Kinder}] \\
 &= \frac{Pr[1]}{m} \cdot 0 + \frac{2 \cdot Pr[2]}{m} \cdot \frac{1}{2} + \frac{3 \cdot Pr[3]}{m} \cdot \frac{3}{4} + \dots + \frac{9 \cdot Pr[9]}{m} \cdot \frac{255}{256} \\
 &\approx 69.0\%
 \end{aligned}$$



# Aufgabe 3

Für alle  $\omega = \{\omega_1, \dots, \omega_n\} \in \Omega = \{0, 1\}^n$  mit  $n \geq 2$  sei

$$Pr[\omega] = 2^{-n}.$$

Gegeben die Ereignisse

$$A_i := \{\omega \in \Omega \mid \omega_i = 1\}$$

$$B := \{\omega \in \Omega \mid \sum_{i=1}^n \omega_i \text{ ist ungerade}\}$$

sowie die Familien

$$F_1 = \{A_1, \dots, A_n, B\} \quad F_2 = \{A_1, \dots, A_n\} \quad F_3 = \{A_2, \dots, A_n, B\},$$

welche dieser Familien sind unabhängig?



# Aufgabe 3

Familie  $F_1$  ist *abhängig*, denn es gilt

$$Pr[A_1 \cap \dots \cap A_n \cap B] = \begin{cases} 0 & \text{falls } n \text{ gerade} \\ 2^{-n} & \text{falls } n \text{ ungerade} \end{cases}$$

aber

$$Pr[A_1] \cdot \dots \cdot Pr[A_n] \cdot Pr[B] = \frac{1}{2^{n+1}}.$$

Familie  $F_2$  ist *unabhängig*, denn für beliebiges  $I \subseteq \{1, \dots, n\}$  gilt

$$Pr\left[\bigcap_{i \in I} A_i\right] = 2^{-|I|} = \prod_{i \in I} \frac{1}{2} = \prod_{i \in I} Pr[A_i]$$



# Aufgabe 3

Familie  $F_3$  ist *unabhängig*.

Um dies zu zeigen, müssen wir nur diejenigen Teilmengen  $I \subseteq F_3$  betrachten, die  $B$  enthalten

(für alle anderen Teilmengen gilt die Rechnung analog zu  $F_2$ ).

Dann aber ist

$$Pr[B \cap \left( \bigcap_{A \in I \setminus \{B\}} A \right)] = Pr[B] \cdot Pr\left[ \left( \bigcap_{A \in I \setminus \{B\}} A \right) \right] = Pr[B] \cdot \prod_{A \in I \setminus \{B\}} Pr[A]$$

Das Ausklammern von  $Pr[B]$  im ersten Schritt ist damit zu rechtfertigen, dass die Hälfte aller Teilmengen aus  $\Omega = \{0, 1\}^n$ , für die nicht alle  $\omega_i$  festgelegt sind, eine ungerade Anzahl von 1en aufweist. Im vorliegenden Fall ist unabhängig von  $I$  zumindest  $\omega_1$  nie festgelegt.



# Aufgabe 4

Ein Würfel sei mit den Zahlen  $\{0, \dots, 5\}$  beschriftet. Wir würden mit ihm gerne Zufallszahlen erzeugen, leider ist er jedoch schon so abgenutzt, dass die Wahrscheinlichkeiten der einzelnen Zahlen nicht mehr gleichverteilt sind.

Genauer ist für  $k \in \{0, \dots, 5\}$  die Wahrscheinlichkeit  $Pr[k] = 1/6 + \varepsilon_k$  mit  $|\varepsilon_k| < 1/12$ .

Wir wollen aber partout nicht aufgeben und den Würfel zum Erzeugen von Zufallszahlen verwenden! Daher würfeln wir mehrmals und hoffen, dass hierdurch die Fehler des Würfels ausgeglichen werden.

Zeigen Sie, dass man die maximale Abweichung von der Gleichverteilung mindestens halbiert, wenn man *ein* Wurfresultat dadurch ermittelt, dass man zweimal würfelt und die Augensumme modulo sechs als Ergebnis angibt.



## Aufgabe 4

Um eine Zahl  $i \in \{0 \dots 5\}$  zu würfeln gibt es 6 Möglichkeiten:

$i$  und 0       $(i - 1 \bmod 6)$  und 1      ...       $(i - 5 \bmod 6)$  und 5

Damit ist

$$\begin{aligned}
 Pr[i] &= \sum_k Pr[(i - k \bmod 6) \text{ und } k \text{ gewürfelt}] \\
 &= \sum_k Pr[i - k \bmod 6] \cdot Pr[k] \\
 &= \sum_k \left(\frac{1}{6} + \varepsilon_{i-k \bmod 6}\right) \left(\frac{1}{6} + \varepsilon_k\right) \\
 &= \sum_k \frac{1}{36} + \underbrace{\sum_k \frac{1}{6} \varepsilon_{i-k \bmod 6}}_{=0} + \underbrace{\sum_k \frac{1}{6} \varepsilon_k}_{=0} + \sum_k \varepsilon_{i-k \bmod 6} \cdot \varepsilon_k
 \end{aligned}$$



## Aufgabe 4

$$\begin{aligned}
 |Pr[i] - 1/6| &= \left| \sum_k \frac{1}{36} + \sum_k \varepsilon_{i-k \bmod 6} \cdot \varepsilon_k - 1/6 \right| \\
 &= \left| \sum_k \varepsilon_{i-k \bmod 6} \cdot \varepsilon_k \right| \leq \sum_k \varepsilon_{\max}^2 \\
 &= 6 \cdot \varepsilon_{\max}^2 \\
 &< 6 \cdot \frac{1}{12} \varepsilon_{\max} = \frac{\varepsilon_{\max}}{2}
 \end{aligned}$$

Also ist die neue Abweichung  $\varepsilon'_{\max} \leq \varepsilon_{\max}/2$ .