

Einführung in die Stochastik - Mitschrieb

Vorlesung im Wintersemester 2011/2012

Sarah Lutteropp

8. Dezember 2011

Inhaltsverzeichnis

1	24.11.11	3
2	08.12.2011	7
2.1	A17	7
2.2	A18	9
2.3	A19	10
2.4	A20	11

Vorwort

Dies ist ein sporadischer Mitschrieb der Übung “Einführung in die Stochastik” vom Wintersemester 2011/2012 am Karlsruher Institut für Technologie.

Kapitel 1

24.11.11

1.0.1 Aufgabe 16

Beweis. weiterhin gilt

$$\begin{aligned}
 B^{i_1, \dots, i_k} &= \bigcap_{\mu=1}^k A_{i_\mu} \cap \bigcap_{\nu \notin \{i_1, \dots, i_k\}} A_\nu^c \\
 \Rightarrow 1_{\{X=k\}} &= \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq n} 1_{B^{i_1, \dots, i_k}} \\
 &= \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq n} \prod_{\mu=1}^k 1_{A_{i_\mu}} \prod_{\nu \notin \{i_1, \dots, i_k\}} (1 - 1_{A_\nu})
 \end{aligned}$$

allgemein gilt für Funktionen f, g :

$$\prod_{\nu} (f_\nu + g_\nu) = \sum_{r=0}^m \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_r \leq m} \prod_{\nu=1}^r g_{i_\nu} \prod_{\mu \notin \{i_1, \dots, i_r\}} f_\mu$$

(Beweis mit vollst. Induktion über m)

hier $f_\nu \equiv 1, g_\nu \equiv -1_{A_\nu}$

$$\Rightarrow \prod_{\nu \notin \{i_1, \dots, i_k\}} (1 - 1_{A_\nu}) = \prod_{\nu=j_1, \dots, j_{n-k}} (1 - 1_{A_\nu})$$

(wobei $\{j_1, \dots, j_{n-k}\} = \{1, \dots, n\} \setminus \{i_1, \dots, i_k\}$)

$$\begin{aligned}
 &= \prod_{\nu=1}^{n-k} (1 - 1_{A_\nu}) \\
 &= \sum_{r=0}^{n-k} \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_r \leq n} \underbrace{\prod_{\nu=1}^r (-1_{A_{i_\nu}})}_{=(-1)^r \prod_{\nu=1}^r 1_{A_{i_\nu}}} \cdot 1
 \end{aligned}$$

$$\Rightarrow 1_{\{X=k\}} = \sum_{r=0}^{n-k} \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq n} \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_r \leq n, i_1, \dots, i_r \notin \{i_1, \dots, i_k\}} \prod_{\mu=1}^k 1_{A_{i_\mu}} \prod_{\nu=1}^r 1_{A_{i_\nu}}$$

statt erst k , dann weitere r Indizes zu wählen, wähle nun direkt $(k+r)$ Indizes $\rightsquigarrow \binom{k+r}{k}$ Möglichkeiten
(z.B. für die Wahl der Indizes 1, 2, 3 gibt es für $k=1$ die Möglichkeiten

$$i_1 = 1, \quad j_1, j_2 = 2, 3$$

$$i_1 = 2, \quad j_1, j_2 = 1, 3$$

$$i_1 = 3, \quad j_1, j_2 = 1, 2$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow 1_{\{X=k\}} &= \sum_{r=0}^{n-k} (-1)^r \left(\sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_{k+r} \leq n} \prod_{\mu=1}^{k+r} 1_{A_{i_\mu}} \right) \cdot \left(\binom{k+r}{k} \right) \\ &\Rightarrow P(X=k) = E(1_{\{X=k\}}) \end{aligned}$$

$$= \sum_{r=0}^{n-k} (-1)^r \binom{k+r}{k} \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_{k+r} \leq n} P(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_{k+r}})$$

$j = r + k :$

$$= \underbrace{\sum_{j=k}^n (-1)^{j-k} \binom{j}{k} S_j}_{\binom{k+r}{k} = \binom{k+r}{r} = \binom{j}{j-k} = \binom{j}{k}}$$

□

1.0.2 Zusatz 1

Modell Fächer von 1 bis n nummeriert. Es werden k Kugeln auf diese Fächer verteilt (gleichwahrscheinlich)

$X_{n,k} \hat{=}$ Anzahl der Fächer, die leer geblieben sind

$$\Omega = \{\omega = (\omega_1, \dots, \omega_k) : 1 \leq \omega_i \leq n\} = \{1, \dots, n\}^k$$

P Gleichverteilung auf Ω

$$A_j = \{\text{j-tes Fach leer geblieben}\}$$

$$\Rightarrow X_{n,k} = \sum_{j=1}^n 1_{A_j}$$

Sei nun $1 \leq i_1 < \dots < i_r \leq n$.

$$\bigcap_{\nu=1}^r A_{i_\nu} = \{\omega : \omega_1, \dots, \omega_k \in \{1, \dots, n\} \setminus \{i_1, \dots, i_k\}\}$$

$$\Rightarrow P\left(\bigcap_{\nu=1}^r A_{i_\nu}\right) = \frac{(n-r)^k}{n^k} = \left(1 - \frac{r}{n}\right)^k$$

$$\Rightarrow P(X_{n,k} = 1) = \sum_{r=j}^n (-1)^{r-j} \binom{r}{j} \underbrace{S_r}_{\binom{n}{r} \left(1 - \frac{r}{n}\right)^k}$$

1.0.3 Aufgabe 12

$$\Omega = \text{Per}_{n,\neq}^n$$

$$A_j = \{(a_1, \dots, a_n) \in \Omega : a_j \geq 1\}$$

$$E\left(\sum_{j=2}^n 1_{A_j}\right) = \sum_{j=2}^n \underbrace{E(1_{A_j})}_{=P(A_j)}$$

Berechne für $j = 1, \dots, n$

$$|A_j| = \underbrace{n-j+1}_{\text{Möglichkeiten, den } j\text{-ten Eintrag festzulegen}} \cdot \underbrace{|\text{Per}_{n-1,\neq}^{n-1}|}_{=(n-1)!}$$

$$|\Omega| = n! \Rightarrow P(A_j) = \frac{n-j+1}{n}$$

$$\Rightarrow E\left(\sum_{j=2}^n 1_{A_j}\right) = \frac{1}{n} \sum_{j=2}^n (n-j+1)$$

$$= \frac{1}{n}(n-1)(n+1) + \frac{1}{n} \underbrace{\sum_{j=2}^n (-j)}_{=-\sum_{j=1}^n j+1 = -\frac{n(n+1)}{2}+1}$$

$$= \dots = \frac{n-1}{2}$$

1.0.4 Aufgabe 15

r rote, s schwarze Kugeln

nach dem Ziehen die Kugel und $c \in \{-1, 0, 1, \dots\}$ zusätzliche zurücklegen.

$$\Omega := \Omega_1 \times \Omega_2 = \{0, 1\}^2$$

$$0 \hat{=} \text{schwarz}$$

Startverteilung:

$$p_1: \Omega_1 \rightarrow [0, 1]:$$

$$p_1(0) := \frac{s}{r+s}, p_1(1) = \frac{r}{r+s}$$

Übergangsverteilung:

$$p_2(0|0) = \frac{s+c}{r+s+c}, p_2(1|0) = \frac{r}{r+s+c}$$

$$p_2(0|1) = \frac{s}{r+s+c}, p_2(1|1) = \frac{r+c}{r+s+c}$$

$$z.B.P((0,1)) = p_1(0) \cdot p_2(1|0) = \frac{s}{r+s} \frac{r}{r+s+c}$$

Kapitel 2

08.12.2011

2.1 A17

Aufgabe in anschaulich: <http://www.mister-mueller.de/mathe/beispiele/ziege/ziege5.html>

Dreistufiges Experiment.

$\Omega_1 = \{1, 2, 3\}$

S_1 ZV, die die erste Wahl des Spielers angibt.

Es gilt $\mathbb{P}(S_1 = i) = \frac{1}{3} (i = 1, 2, 3)$.

oBdA sei der Gewinn hinter Tür 1.

$\Omega_2 = \{2, 3\}, \Omega_3 = \{1, 2, 3\}$

M bezeichne die Wahl des Moderators (welche Tür er öffnet).

S_2 bezeichne die zweite Auswahl des Spielers.

1. die bedingte Verteilung von M unter S_1 ist gegeben durch

$$\mathbb{P}(M = 2|S_1 = 1) = \mathbb{P}(M = 3|S_1 = 1) = \frac{1}{2}$$

$$\mathbb{P}(M = 3|S_1 = 2) = 1, \mathbb{P}(M = 2|S_1 = 2) = 0$$

$$\mathbb{P}(M = 2|S_1 = 3) = 1, \mathbb{P}(M = 3|S_1 = 3) = 0$$

Dies ergibt die gemeinsame Verteilung von M und S_1 : allgemein:

$$\mathbb{P}(M = j|S_1 = k) = \frac{\mathbb{P}(M=j, S_1=k)}{\mathbb{P}(S_1=k)}$$

$$\Rightarrow \mathbb{P}(M = 2, S_1 = 2) = \mathbb{P}(M = 3, S_1 = 3) = 0$$

$$\mathbb{P}(M = 2, S_1 = 1) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{6}$$

$$\mathbb{P}(M = 3, S_1 = 1) = \frac{1}{6}$$

$$\mathbb{P}(M = 3, S_1 = 2) = 1 \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{3}$$

$$\mathbb{P}(M = 2, S_1 = 3) = \frac{1}{3}$$

Die bedingte Verteilung von S_2 unter (S_1, M) ist gegeben durch

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(S_2 = 3|S_1 = 1, M = 2) &= \mathbb{P}(S_2 = 2|S_1 = 1, M = 3) \\ &= \mathbb{P}(S_2 = 1|S_2 = 2, M = 3) = \mathbb{P}(S_2 = 1|S_1 = 3, M = 2) \\ &= 1 \\ &\Rightarrow \mathbb{P}(S_2 = 1) \\ &= \mathbb{P}(S_2 = 1|S_1 = 2, M = 3) \cdot \mathbb{P}(S_1 = 2, M = 3) + \mathbb{P}(S_2 = 1|S_1 = 3, M = 2) \cdot \mathbb{P}(S_1 = 3, M = 2) \\ &\quad \text{(Formel der totalen Wahrscheinlichkeit)} \\ &\Rightarrow \mathbb{P}(S_2 = 1) = 1 \cdot \frac{1}{3} + 1 \cdot \frac{1}{3} = \frac{2}{3} \end{aligned}$$

Wahrscheinlichkeit, dass der Spieler gewinnt.

2. jetzt

$$\begin{aligned} &\mathbb{P}(M = 2|S_1 = i) \\ &= \mathbb{P}(M = 3|S_1 = i) = \frac{1}{2} (i = 1, 2, 3) \\ &\Rightarrow \mathbb{P}(M = k, S_1 = i) \\ &= \mathbb{P}(M = k|S_1 = i) \cdot \mathbb{P}(S_1 = i) \\ &= \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{6} \quad (k = 1, 2; \quad i = 1, 2, 3) \\ &\mathbb{P}(S_2 = j|M = k, S_1 = i) \text{ wie oben} \end{aligned}$$

und zusätzlich

$$\begin{aligned} &\mathbb{P}(S_2 = 1|M = 2, S_1 = 2) \\ &= \mathbb{P}(S_2 = 3|M = 2, S_1 = 2) = \frac{1}{2} \\ &\mathbb{P}(S_2 = 1|M = 3, S_1 = 3) \\ &= \mathbb{P}(S_2 = 2|M = 3, S_1 = 3) = \frac{1}{2} \\ &\Rightarrow \mathbb{P}(S_2 = 1) \\ &= \mathbb{P}(S_2 = 1|S_1 = 2, M = 3) \cdot \mathbb{P}(S_1 = 2, M = 3) \\ &\quad + \mathbb{P}(S_2 = 1|S_1 = 3, M = 2) \cdot \mathbb{P}(S_1 = 3, M = 2) \\ &\quad + \mathbb{P}(S_2 = 1|S_1 = 2, M = 2) \cdot \mathbb{P}(S_1 = 2, M = 2) \\ &\quad + \mathbb{P}(S_2 = 1|S_1 = 3, M = 3) \cdot \mathbb{P}(S_1 = 3, M = 3) \\ &= 1 \cdot \frac{1}{6} + 1 \cdot \frac{1}{6} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{6} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

2.2 A18

Die Ereignisse W_1, \dots, W_6 seien definiert durch

$$W_i = \text{"i wird geworfen"}$$

$$A = \text{"im ersten Zug wird eine rote Kugel gezogen"}$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow \mathbb{P}(A|W_i) &= \begin{cases} \frac{r-i}{r+s}, & i \text{ gerade} \\ \frac{r+i}{r+s}, & i \text{ ungerade} \end{cases} \\ &= \frac{r - (-1)^i i}{r+s}, i = 1, \dots, 6 \end{aligned}$$

Es gilt

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A) &= \sum_{i=1}^6 \mathbb{P}(A|W_i) \cdot \mathbb{P}(W_i) \\ &= \frac{2r-1}{2(r+s)} \end{aligned}$$

$$B = \text{"im zweiten Zug wird eine rote Kugel gezogen"}$$

$$\Rightarrow \mathbb{P}(B) = \frac{2r-1}{2(r+s)}$$

und

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) \cdot \mathbb{P}(B) \text{ (Ziehen mit Zurücklegen)}$$

$$\Rightarrow \mathbb{P}(A \cap B) = \left(\frac{2r-1}{2(r+s)} \right)^2$$

die Wkt, dass beide gezogenen Kugeln rot sind.

$$C = \text{"im 2. Zug wird schwarz gezogen"}$$

$$\Rightarrow C = B^c$$

d.h. A und C^c sind unabhängig.

$$\Rightarrow A \text{ und } C \text{ sind unabhängig}$$

2.3 A19

$G_k = "I_k \text{ wurde gesendet}"$

$E_k = "I_k \text{ wurde empfangen}"$

1.

$\mathbb{P}(\text{"es wird eine Information empfangen, die nicht gesendet wurde"})$

$$\begin{aligned}
 &= \sum_{k=1}^4 \mathbb{P}(E_k^c | G_k) \cdot \mathbb{P}(G_k) \\
 &= \sum_{k=1}^4 \mathbb{P}(G_k^c | E_k) \cdot \mathbb{P}(E_k) \\
 \mathbb{P}(E_k^c | G_k) &= 1 - \mathbb{P}(E_k | G_k) = \frac{k}{k+1} \\
 \mathbb{P}(G_k) &= \frac{1}{4} \\
 \Rightarrow p &= \frac{1}{4} \sum_{k=1}^4 \frac{k}{k+1} = \frac{1}{4} \cdot \left(\frac{1}{2} + \frac{2}{3} + \frac{3}{4} + \frac{4}{5} \right) \\
 &= \frac{1}{4} \cdot \left(\frac{30 + 40 + 45 + 48}{60} \right) = \frac{163}{240} \approx 68\%
 \end{aligned}$$

2.

$$\begin{aligned}
 &\mathbb{P}(G_k | E_k) \\
 &= \frac{\mathbb{P}(G_k, E_k)}{\mathbb{P}(E_k)} = \frac{\sum_{i=1}^4 \mathbb{P}(G_k, E_k | G_i) \cdot \mathbb{P}(G_i)}{\sum_{i=1}^4 \mathbb{P}(E_k | G_i) \cdot \mathbb{P}(G_i)} \\
 &= \frac{\mathbb{P}(E_k | G_k) \mathbb{P}(G_k)}{\sum_{i=1}^4 \mathbb{P}(E_k | G_i) \cdot \mathbb{P}(G_i)} \\
 &= \frac{\frac{1}{4} \cdot \frac{1}{k+1}}{\sum_{i \neq k, i=1, \dots, 4} \mathbb{P}(E_k | G_i) \cdot \mathbb{P}(G_i) + \mathbb{P}(E_k | G_i) \mathbb{P}(G_k)} \\
 &= \frac{\frac{1}{4(k+1)}}{\sum_{i \neq k} \frac{i}{3(i+1)} \cdot \frac{1}{4} + \frac{1}{k+1} \cdot \frac{1}{4}}
 \end{aligned}$$

d.h.

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(G_1|E_1) &= \frac{\frac{1}{4 \cdot 2}}{\left(\frac{3}{9} + \frac{3}{12} + \frac{4}{15}\right) \cdot \frac{1}{4} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4}} \\ &= \frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{2} + \frac{2}{3} + \frac{3}{12} + \frac{4}{15}} = \frac{90}{223} \approx 40,4\%\end{aligned}$$

analog ergibt sich

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(G_2|E_2) &= \frac{20}{61} \\ \mathbb{P}(G_3|E_3) &= \frac{45}{163} \\ \mathbb{P}(G_4|E_4) &= \frac{36}{151}\end{aligned}$$

2.4 A20

$$X_1, X_2 \stackrel{u.i.v.}{\sim} U(\{-1, 1\})$$

$$Z := X_1 X_2$$

1.

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(Z = 1) &= \mathbb{P}(X_1 = X_2 = 1) + \mathbb{P}(X_1 = X_2 = -1) \\ &= \mathbb{P}(X_1 = 1) \cdot \mathbb{P}(X_2 = 1) + \mathbb{P}(X_1 = -1) \cdot \mathbb{P}(X_2 = -1) \\ &= \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \\ \mathbb{P}(Z = -1) &= \frac{1}{2}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(Z = 1, X_1 = 1) &= \mathbb{P}(X_1 X_2 = 1, X_1 = 1) \\ &= \mathbb{P}(X_2 = 1, X_1 = 1) = \frac{1}{4} \\ &= \mathbb{P}(Z = 1) \cdot \mathbb{P}(X_1 = 1)\end{aligned}$$

$$\text{analog } \mathbb{P}(Z = -1, X_1 = 1) = \mathbb{P}(Z = -1) \mathbb{P}(X_1 = -1)$$

$$\mathbb{P}(Z = 1, X_1 = -1) = \frac{1}{4} = \mathbb{P}(Z = 1) \mathbb{P}(X_1 = -1)$$

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(Z = -1, X_1 = -1) &= \mathbb{P}(Z = -1) \cdot \mathbb{P}(X_1 = -1) \\ &\Rightarrow Z \text{ und } X_1 \text{ sind unabhängig.}\end{aligned}$$

analog: Z und X_2 sind unabhängig.

2.

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X_1 = 1, X_2 = 1, Z = 1) \\ &= \mathbb{P}(X_1 = 1, X_2 = 1) \\ &= \frac{1}{4}\end{aligned}$$

$$\text{aber } \mathbb{P}(X_1 = 1) \cdot \mathbb{P}(X_2 = 1) \cdot \mathbb{P}(Z = 1) = \frac{1}{8}$$

$\Rightarrow X_1, X_2$ und Z sind nicht unabhängig.

3.

$$\mathbb{E}(X_1 \cdot X_2 \cdot Z) = \mathbb{E}(Z^2) = 1$$