

# Einführung in die Stochastik

## Übungsblatt 8



TECHNISCHE  
UNIVERSITÄT  
DARMSTADT

Fachbereich Mathematik  
Dr. Robert Schlicht  
Dr. Mehdi Slassi  
Dipl. Math. Andreas Fromkorth

Sommersemester 2010  
4. Juni 2010

### Aufgabe 8.1 (Lösungsvorschlag)

Da jeder Schütze zufällig und unbeeinflusst von den anderen Schützen die Ente auswählt, auf die er schießt, gilt

$$\begin{aligned}\mathbf{P}\{X_i = 1\} &= \mathbf{P}\{\text{Schütze 1 zieht nicht auf Ente } i, \dots, \text{Schütze } n \text{ zieht nicht auf Ente } i\} \\ &= \prod_{j=1}^{10} \mathbf{P}\{\text{Schütze } j \text{ zieht nicht auf Ente } i\} = \left(\frac{9}{10}\right)^{10}.\end{aligned}$$

Damit folgt

$$\mathbf{E}(X_i) = 0 \cdot \mathbf{P}\{X_i = 0\} + 1 \cdot \mathbf{P}\{X_i = 1\} = \left(\frac{9}{10}\right)^{10}.$$

Wegen der Linearität des Erwartungswerts erhalten wir dann

$$\begin{aligned}\mathbf{E}(X) &= \mathbf{E}\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n \mathbf{E}(X_i) \\ &= 10 \cdot \left(\frac{9}{10}\right)^{10} \approx 3.49.\end{aligned}$$

Es gilt

$$\mathbf{Var}(X) = \mathbf{E}(X^2) - (\mathbf{E}X)^2.$$

Da wir  $\mathbf{E}X$  schon kennen, genügt es also  $\mathbf{E}(X^2)$  zu berechnen.

$$\begin{aligned}\mathbf{E}(X^2) &= \mathbf{E}\left(\left(\sum_{i=1}^{10} X_i\right)^2\right) = \mathbf{E}\left(\sum_{i=1}^{10} \sum_{j=1}^{10} X_i X_j\right) \\ &= \sum_{i=1}^{10} \left(\sum_{j=1}^{i-1} \mathbf{E}(X_i X_j) + \sum_{j=i+1}^{10} \mathbf{E}(X_i X_j)\right) + \sum_{i=1}^{10} \mathbf{E}(X_i^2) \\ &= 90 \cdot \mathbf{E}(X_1 X_2) + 10 \cdot \mathbf{E}(X_1^2).\end{aligned}$$

Die Wahrscheinlichkeit das ein fest gewählter Schütze weder auf die erste noch auf die zweite Ente zielt ist  $\frac{8}{10}$ . Da die Schützen sich unabhängig voneinander entscheiden, auf welche Ente sie zielen, erhalten wir die Wahrscheinlichkeit

$$\left(\frac{8}{10}\right)^{10}$$

für das Ereignis „Keiner der Schützen zielt auf Ente 1 oder Ente 2“.

$$\mathbf{E}(X_1 X_2) = 1 \cdot \mathbf{P}[X_1 \cdot X_2 = 1] = \left(\frac{8}{10}\right)^{10}.$$

Da  $X_1$  nur die Werte Eins und Null annimmt, ist  $\mathbf{E}(X_1^2) = \mathbf{E}(X_1) = \left(\frac{9}{10}\right)^{10}$ . Wir erhalten also

$$\mathbf{Var}(X) = 90 \cdot \left(\frac{8}{10}\right)^{10} + 10 \cdot \left(\frac{9}{10}\right)^{10} - \left(10 \cdot \left(\frac{9}{10}\right)^{10}\right)^2 \approx 0.99.$$

---

### Aufgabe 8.2 (Lösungsvorschlag)

---

(a) Das Gewicht einer einzelnen Kiste kann durch eine Zufallsvariable  $X$  beschrieben werden, die  $R(105, 135)$  (Rechteckverteilung) verteilt ist. Es gilt:

$$\bullet E(X) = \frac{105 + 135}{2} = 120$$

$$\bullet \text{Var}(X) = \frac{(135 - 105)^2}{12} = 75$$

(b) Sei  $Y = X_1 + \dots + X_{64}$  die Zufallsvariable, die das Gesamtgewicht von 64 Kisten beschreibt. Dann ist

$$\bullet E(Y) = \sum_{i=1}^{64} E(X_i) = 64 \cdot E(X) = 64 \cdot 120 = 7680$$

$$\bullet \text{Var}(Y) = \sum_{i=1}^{64} \text{Var}(X_i) = 64 \cdot \text{Var}(X) = 64 \cdot 75 = 4800$$

(Man beachte dabei die Unabhängigkeit und die identische Verteilung der  $X_i$ .)  
Gesucht ist nun

$$\begin{aligned} P(7560 \leq Y \leq 7800) &= P(-120 \leq Y - 7680 \leq 120) \\ &= P(-120 \leq Y - E(Y) \leq 120) \\ &= P(|Y - E(Y)| \leq 120) \\ &= 1 - P(|Y - E(Y)| \geq 120) \\ &\geq 1 - \frac{\text{Var}(Y)}{120^2} \quad \text{Ungleichung von Tschebycheff} \\ &= 1 - \frac{4800}{120^2} = \frac{2}{3} \end{aligned}$$

---

### Aufgabe 8.3 (Lösungsvorschlag)

---

Es gilt

$$\{\max\{X_1, \dots, X_n\} \leq t\} = \bigcap_{i=1}^n \{X_i \leq t\} \quad (1)$$

$$(\{\min\{X_1, \dots, X_n\} \leq t\})^C = \left(\bigcup_{i=1}^n \{X_i \leq t\}\right)^C = \bigcap_{i=1}^n (\{X_i \leq t\})^C \quad (2)$$

Damit folgt

$$\begin{aligned} \mathbf{P}\{Y \leq t\} &= \mathbf{P}\{\max\{X_1, \dots, X_n\} \leq t\} \stackrel{(1)}{=} \mathbf{P}\left(\bigcap_{i=1}^n \{X_i \leq t\}\right) \\ &\stackrel{X_1, \dots, X_n \text{ unabhängig}}{=} \prod_{i=1}^n \mathbf{P}\{X_i \leq t\} = \prod_{i=1}^n F_i(t) \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} \mathbf{P}\{Z \leq t\} &= \mathbf{P}\{\min\{X_1, \dots, X_n\} \leq t\} = 1 - \mathbf{P}(\{\min\{X_1, \dots, X_n\} \leq t\}^C) \\ &\stackrel{(2)}{=} 1 - \mathbf{P}\left(\bigcap_{i=1}^n \{X_i \leq t\}^C\right) \\ &\stackrel{X_1, \dots, X_n \text{ unabhängig}}{=} 1 - \prod_{i=1}^n \mathbf{P}(\{X_i \leq t\}^C) = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - F_i(t)). \end{aligned}$$

---

### Aufgabe 8.4 (Lösungsvorschlag)

---

Für  $l \in \mathbb{N}$  gilt nach Voraussetzung

$$\sum_{n=1}^{\infty} \mathbf{P} \left[ |X_n - X| > \frac{1}{l} \right] < \infty.$$

Nach dem Lemma von Borel-Cantelli folgt daraus

$$\mathbf{P} \left\{ \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} \left[ |X_k - X| > \frac{1}{l} \right] \right\} = 0.$$

Somit erhalten wir

$$\begin{aligned} 0 &= \sum_{l=1}^{\infty} \mathbf{P} \left\{ \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} \left[ |X_k - X| > \frac{1}{l} \right] \right\} \\ &\geq \mathbf{P} \left\{ \bigcup_{l=1}^{\infty} \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} \left[ |X_k - X| > \frac{1}{l} \right] \right\} \\ &\geq 0. \end{aligned}$$

Das zum Ereignis in obiger Wahrscheinlichkeit komplementäre Ereignis

$$A := \left( \bigcup_{l=1}^{\infty} \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} \left[ |X_k - X| > \frac{1}{l} \right] \right)^c$$

hat also Wahrscheinlichkeit Eins. Nach der Regel von de Morgan gilt

$$A = \bigcap_{l=1}^{\infty} \bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k=n}^{\infty} \left[ |X_k - X| \leq \frac{1}{l} \right].$$

Wir zeigen nun, dass für  $\omega \in A$  die Beziehung

$$X_n(\omega) \rightarrow X(\omega) \quad (n \rightarrow \infty)$$

gilt. Dazu beachten wir, dass für  $\omega \in A$  für jedes  $l \in \mathbb{N}$

$$|X_k(\omega) - X(\omega)| \leq \frac{1}{l} \text{ für } k \text{ genügend groß}$$

erfüllt ist, was

$$\limsup_{k \rightarrow \infty} |X_k(\omega) - X(\omega)| \leq \frac{1}{l}$$

für jedes  $l \in \mathbb{N}$  bzw.

$$\limsup_{k \rightarrow \infty} |X_k(\omega) - X(\omega)| = 0$$

impliziert. Damit haben wir

$$X_n(\omega) \rightarrow X(\omega) \quad (n \rightarrow \infty)$$

für  $\omega \in A$ , woraus wegen  $\mathbf{P}(A) = 1$  die Behauptung folgt.