

Stochastik

PROBEKLAUSUR

Aufgabe 1. Ein neuartiges Pflanzenschutzmittel schützt 80% der Laubbäume und 60% der Nadelbäume vor Schadorganismen. In einem Wald stehen 60% Laub- und 40% Nadelbäume, die alle mit dem Pflanzenschutzmittel gespritzt wurden.

- (a) Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass ein zufällig ausgewählter Baum aus dem Wald Schadorganismen aufweist?
- (b) Bestimmen Sie die Wahrscheinlichkeit, dass ein Baum mit Schadorganismen ein Laubbaum ist.

Lösung. Benutze die Bayes-Formell. Sei S das Ereignis, dass ein Baum Schadorganismen aufweist und L das Ereignis, dass ein Baum ein Laubbaum ist.

(a) $\mathbb{P}(S) = 0.2 \cdot 0.6 + 0.4 \cdot 0.4 = 0.28.$

(b) $\mathbb{P}(L|S) = \frac{0.2 \cdot 0.6}{0.28} = \frac{0.12}{0.28} = \frac{3}{7}.$

Aufgabe 2. Sei X eine ZV mit $\text{Var}[X] = 0$. Geben Sie die Verteilungsfunktion von X an. *Hinweis:* Benutzen Sie die Tschebyscheff-Ungleichung.

Lösung. Tschebyscheff-Ungleichung $\Rightarrow \mathbb{P}\{|X - \mathbb{E}[X]| \geq \epsilon\} = 0 \forall \epsilon > 0 \Rightarrow X \stackrel{\text{f.s.}}{=} \mathbb{E}[X] =: c.$

$$\Rightarrow F_X(x) = \begin{cases} 0, & x < c \\ 1, & x \geq c. \end{cases}$$

Aufgabe 3. Sei $S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ die Position des Zufallswanderers nach n Schritten, wobei die Schritte $\{X_i\}_{i=1}^n$ u.i.v. ZVen sind. Sei $\mathbb{P}\{X_1 = -1\} = p$ und $\mathbb{P}\{X_1 = 1\} = 1 - p$ für $p \in (0, 1)$.

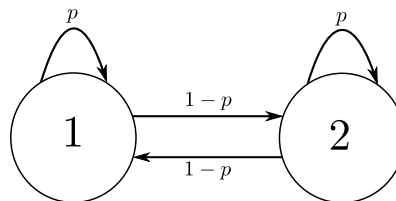
- (a) Sei $p = 1/2$. Zeigen Sie, dass die Position des Zufallswanderers $S_n \stackrel{\mathbb{P}}{\underset{n \rightarrow \infty}{\sim}} \bar{o}(n^{\frac{1}{2} + \epsilon})$ für alle $\epsilon > 0$.
- (b) Sei $p \neq 1/2$. Zeigen Sie, dass $S_n \stackrel{\text{f.s.}}{\underset{n \rightarrow \infty}{\sim}} (1 - 2p)n$.

Lösung.

- (a) Es gilt $S_n/n^{\frac{1}{2} + \epsilon} = n^{-\epsilon} \cdot \underbrace{(S_n - \mathbb{E}[S_n])}_{=0}/\sqrt{n}$. Aus ZGS $\Rightarrow S_n/\sqrt{n}$ konvergiert in Verteilung gegen $Y \sim \mathcal{N}(0, 1/4)$. Es gilt $n^{-\epsilon} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$. Aus den Rechenregeln für die Konvergenzarten von den ZVen folgt, dass $n^{-\epsilon} \cdot S_n/\sqrt{n}$ in Wahrscheinlichkeit gegen 0 als $n \rightarrow \infty$ konvergiert.

- (b) Aus dem starken GGZ folgt, dass S_n/n gegen $\mathbb{E}[X_1] = 1 - 2p$ fast sicher als $n \rightarrow \infty$ konvergiert.

Aufgabe 4. Eine Markov-Kette ist gegeben durch den Graphen auf dem Zustandsraum $S = \{1, 2\}$ und den Übergangswahrscheinlichkeiten:



wobei $p \in (0, 1)$.

- (a) Geben Sie die Übergangsmatrix Q für diese Markov-Kette an.
- (b) Geben Sie die stationäre Verteilung für diese Markov-Kette an.
- (c) Rechnen Sie $\lim_{n \rightarrow \infty} Q^n$ aus.

Lösung.

- (a) Die Übergangsmatrix ist

$$Q := \begin{pmatrix} p & 1-p \\ 1-p & p \end{pmatrix}.$$

- (b) Da Q symmetrisch ist, ist die Gleichverteilung $\pi = (\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$ stationär für Q , d.h. $\pi = \pi Q$.
- (c) $\lim_{n \rightarrow \infty} Q^n$ hat die stationäre Verteilung π in jeder Zeile stehen:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} Q^n = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix}. \quad (1)$$

Aufgabe 5. Sei $\alpha > 0$ ein gegebener Parameter. Die Dichtefunktion einer ZV X ist gegeben durch $f_X(x) := cx^{-\alpha-1}1_{[1, \infty)}$, wobei $c > 0$.

- (a) Geben Sie die Konstante c an.
- (b) Sei $n > 0$. Geben Sie die Menge aller Parametern α an, für die $\mathbb{E}[X^n] < \infty$ gilt.

Lösung.

- (a) $\int_1^{+\infty} x^{-\alpha-1} dx = -\frac{x^{-\alpha}}{\alpha} \Big|_{x=1}^{x=+\infty} = \frac{1}{\alpha} \Rightarrow c = \alpha$.
- (b) Es gilt

$$\mathbb{E}[X^n] = \int_1^{\infty} x^n \frac{\alpha}{x^{\alpha+1}} dx = \int_1^{\infty} \frac{\alpha}{x^{\alpha-n+1}} dx = \begin{cases} < \infty, & n < \alpha \\ = \infty, & \text{sonst.} \end{cases} \quad (2)$$

Somit ist die Antwort $\{\alpha \in \mathbb{R} : \alpha > n\}$.

Aufgabe 6. Sei $S_n = \sum_{i=1}^n X_i^2$, wobei $\{X_i\}_{i=1}^n$ eine Folge von u.i. $\mathcal{N}(0, 1)$ -verteilten ZVen ist. Geben Sie die Zahlenfolgen $\{a_n\}_{n=1}^{\infty}$ und $\{b_n\}_{n=1}^{\infty}$, so dass die Folge von ZV $\{a_n(S_n - b_n)\}_{n=1}^{\infty}$ als $n \rightarrow \infty$ in Verteilung gegen $\mathcal{N}(0, 1)$ konvergiert.

Lösung. Benutze den ZGS für $Y_i = X_i^2$. Es gilt $\mu := \mathbb{E}[Y_1]$ und $\sigma^2 := \text{Var}[Y_1] = \mathbb{E}[X_1^4] - \mathbb{E}[X_1^2]^2$. Aus der Formell für die *momenterzeugende Funktion* einer Gauß'schen ZV folgt $\mathbb{E}[X_1^4] = M_{X_1}^{(4)}(0) = 3$, $\mathbb{E}[X_1^2] = 1$. Somit $\sigma^2 = 2$. Schließlich folgt aus dem ZGS, dass $(Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n - n)/(\sqrt{2n})$ in Verteilung gegen $\mathcal{N}(0, 1)$ konvergiert. Demzufolge ist $a_n = 1/(\sqrt{2n})$ und $b_n = n$.

Aufgabe 7. Sei X_1 und X_2 u.i. $\mathcal{N}(0, 1)$ -verteilt. Definiere $\bar{X} := (X_1 + X_2)/2$. Zeigen Sie, dass die ZVen \bar{X} und $X_1 - \bar{X}$ unkorreliert sind.

Lösung. Man Zeigt "zu Fuß" (mittels der Rechenregeln), dass $\text{cov}[\bar{X}, X_1 - \bar{X}] = \mathbb{E}[\bar{X}(X_1 - \bar{X})] = 0$. Alternativ kann man so verfahren: $\mathbb{E}[\bar{X}(X_1 - \bar{X})] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[\bar{X}(X_1 - \bar{X}) \mid \bar{X}]]$. Es gilt $\mathbb{E}[\bar{X}(X_1 - \bar{X}) \mid \bar{X}] = \bar{X}(\mathbb{E}[X_1 \mid \bar{X}] - \bar{X})$. Aus der Symmetrie und Unabhängigkeit folgt $\mathbb{E}[X_1 \mid \bar{X}] = \mathbb{E}[X_2 \mid \bar{X}]$. Demzufolge $\bar{X} = \mathbb{E}[\bar{X} \mid \bar{X}] = \frac{1}{2}(\mathbb{E}[X_1 \mid \bar{X}] + \mathbb{E}[X_2 \mid \bar{X}]) = \mathbb{E}[X_1 \mid \bar{X}]$. Somit ist $\mathbb{E}[X_1 \mid \bar{X}] - \bar{X} = \bar{X} - \bar{X} = 0$.

Aufgabe 8. Ein Meinungsforschungsinstitut möchte eine Umfrage machen um den Prozentsatz aller Wähler einer bestimmten Partei mit der Genauigkeit von $\pm 2\%$ abzuschätzen. Die Irrtumswahrscheinlichkeit soll dabei maximal $\alpha = 0.05$ sein. Benutzen Sie das Binomialmodell und die Normalapproximation um die Mindestanzahl der befragten Personen festzulegen.

Die Quantile der Normalverteilung kann man der folgenden Tabelle entnehmen

p	0	0.5	0.9	0.95	0.975	0.99	0.995	1
$\Phi^{-1}(p)$	$-\infty$	0	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576	$+\infty$

wobei $\Phi(x)$ die Verteilungsfunktion von $\mathcal{N}(0, 1)$ ist.

Lösung. Sei $\{X_i\}_{i=1}^{\infty}$ u.i. Bernoulli-verteilte ZVen mit dem unbekanntem Parameter p . Somit ist $\mathbb{E}[X_1] = p$. In Formeln muss das n so gewählt werden, dass

$$\mathbb{P}\{|\bar{X}_n - p| \geq 0.02\} \leq 0.05.$$

Sei $\epsilon := 0.02$. Dann soll

$$\mathbb{P}\{|\bar{X}_n - p| \geq \epsilon\} \leq \alpha.$$

gelten.

Um das n zu finden verfahren wir genau so, wie in der Vorlesungsbeispiel über eine soziologische Umfrage. Sei $Y_i := \frac{1}{n}(X_i - p)$. Somit ist $\mathbb{E}[Y_i] = 0$. Ferner gilt

$$\begin{aligned} \alpha &= \mathbb{P}\{|\bar{X}_n - p| \geq \epsilon\} = \mathbb{P}\left\{\left|\sum_{i=1}^n Y_i\right| \geq \epsilon\right\} \\ &= \mathbb{P}\left\{\sum_{i=1}^n Y_i \geq \epsilon\right\} + \mathbb{P}\left\{\sum_{i=1}^n Y_i \leq -\epsilon\right\} \\ &\approx [\text{Symmetrie der Normalverteilung}] \approx 2\mathbb{P}\left\{\sum_{i=1}^n Y_i \geq \epsilon\right\} \\ &= 2\left(1 - \mathbb{P}\left\{\sum_{i=1}^n Y_i \leq \epsilon\right\}\right). \end{aligned} \tag{3}$$

Somit soll für das n

$$\mathbb{P}\left\{\sum_{i=1}^n Y_i \leq \epsilon\right\} \geq 1 - \alpha/2 = 0.975.$$

sein. Für die Normalapproximation müssen wir den Erwartungswert und die Varianz ausrechnen. Es gilt $\mathbb{E}[Y_1] = 0$, $\text{Var}[Y_1] = p(1-p)/n^2$. Äquivalent soll

$$\mathbb{P}\left\{\frac{1}{\sqrt{\text{Var}[Y_1] \cdot n}} \sum_{i=1}^n Y_i \leq \frac{\epsilon}{\sqrt{\text{Var}[Y_1] \cdot n}}\right\} \geq 0.975$$

sein. Nach Normalapproximation/ZGS ist die ZV $\frac{1}{\sqrt{\text{Var}[Y_1] \cdot n}} \sum_{i=1}^n Y_i$ approximativ $\mathcal{N}(0, 1)$ -verteilt. Somit ist das relevante Quantil aus der Tabelle $q := \Phi^{-1}(0.975) \approx 1.96$. Demzufolge muss das n so

gewählt werden, dass

$$\begin{aligned} \frac{\epsilon}{\sqrt{\text{Var}[Y_1] \cdot n}} &\geq 1.96 \\ \Leftrightarrow \frac{\epsilon\sqrt{n}}{\sqrt{p(1-p)}} &\geq 1.96 \\ \Leftrightarrow n &\geq \frac{(1.96)^2(1-p)p}{\epsilon^2} \\ \Leftrightarrow \left[\max_{p \in [0,1]} (1-p)p = \frac{1}{4} \right] \\ \Leftrightarrow n &\geq \frac{(1.96)^2}{4\epsilon^2} = \frac{(1.96)^2}{4(0.02)^2} = 2401. \end{aligned}$$