

13. Übung (Lösungen)

Aufgabe 13.1

Eine Feuerwache muss an einer Straße der Länge A gebaut werden. Wo sollte sich die Feuerwache befinden, um die durchschnittliche Entfernung der Feuerwache zu minimieren?

- Angenommen die Straße ist endlich lange, d.h. $[0, A]$, und die Feuer treten gleichverteilt über das Intervall $[0, A]$ auf.
- Angenommen die Straße ist unendlich lang, d.h. von 0 bis $+\infty$, und die Feuer sind exponentialverteilt über das Intervall $[0, \infty]$.

Lösung: Wir bezeichnen mit F die Position der Feuerwache und mit g die Funktion die den Abstand vom Ort des Feuers x zur Feuerwache misst, d.h.

$$g(x) = \begin{cases} F - x & \text{falls } 0 \leq x \leq F, \\ x - F & \text{falls } F \leq x \leq A. \end{cases}$$

Wir berechnen nun den Erwartungswert für diese Entfernung und betrachten ihn als eine Funktion $h(F)$, d.h. wir setzen die erste Ableitung h' gleich 0. Ist zusätzlich die zweite Ableitung $h''(F) > 0$ handelt es sich um ein Minimum.

- Die Dichtefunktion ist $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{A} & \text{falls } x \in [0, A], \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(g(X)) &= \int_{\mathbb{R}} g(x) f(x) dx = \frac{1}{A} \left(\int_0^F F - x dx + \int_F^A x - F dx \right) \\ &= \frac{A}{2} - F + \frac{F^2}{A} =: h(F) \end{aligned}$$

$$h'(F) = \frac{2F}{A} - 1 = 0 \iff F = \frac{A}{2} \quad \text{und} \quad h''\left(\frac{A}{2}\right) = \frac{2}{A} > 0$$

Die Feuerwache sollte genau in der Mitte der Straße gebaut werden.

b. Jetzt ist die Dichtefunktion $f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{falls } x \geq 0, \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(g(X)) &= \int_{\mathbb{R}} g(x) f(x) dx \\ &= \int_0^F (F-x)\lambda e^{-\lambda x} dx + \int_F^\infty (x-F)\lambda e^{-\lambda x} dx \\ &= F \left(\int_0^F \lambda e^{-\lambda x} dx - \int_F^\infty \lambda e^{-\lambda x} dx \right) - \int_0^F x \lambda e^{-\lambda x} dx + \int_F^\infty x \lambda e^{-\lambda x} dx \\ &= F \left(-e^{-\lambda x} \Big|_0^F + e^{-\lambda x} \Big|_F^\infty \right) + \underbrace{x e^{-\lambda x} \Big|_0^F}_{-\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x} \Big|_0^F} - \underbrace{\int_0^F e^{-\lambda x} dx}_{-\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x} \Big|_0^F} + \underbrace{\int_F^\infty e^{-\lambda x} dx}_{-\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x} \Big|_F^\infty} \\ &= F \left(-e^{-\lambda F} + 1 - e^{-\lambda F} \right) + F e^{-\lambda F} + \frac{e^{-\lambda F}}{\lambda} - \frac{1}{\lambda} + F e^{-\lambda F} + \frac{e^{-\lambda F}}{\lambda} \\ &= F + \frac{1}{\lambda} \left(2e^{-\lambda F} - 1 \right) =: h(F) \end{aligned}$$

$$h'(F) = 1 - 2e^{-\lambda F} = 0 \iff F = \frac{\log(2)}{\lambda} \quad \text{und} \quad h''(F) = 2\lambda e^{-\lambda F} > 0$$

Aufgabe 13.2

In einer Kreisscheibe mit Radius 1 wird ein Punkt zufällig gewählt (mit Gleichverteilung auf der Fläche). Bestimmen Sie die Dichtefunktion der Verteilung seines Abstandes vom Mittelpunkt M des Kreises. Was ist die Wahrscheinlichkeit, bei Darts einen Bullseye zu werfen, wenn der Bullseye-Radius $\frac{1}{25}$ ist?

Lösung: Die Menge der Punkte mit gleichem Abstand zu M ist ein Kreis mit Radius $r \in [0, 1]$. Der Umfang eines solchen Kreises ist eine lineare Funktion $f(r) = \alpha r$ und wir müssen nun α so bestimmen, dass f eine Dichtefunktion ist.

$$\int_0^1 f(x) dx = \int_0^1 \alpha x dx = \frac{\alpha}{2} = 1 \iff \alpha = 2.$$

Die Wahrscheinlichkeit, ein Bullseye zu werfen, ist damit

$$\int_0^{\frac{1}{25}} f(x) dx = \int_0^{\frac{1}{25}} 2x dx = x^2 \Big|_0^{\frac{1}{25}} = \frac{1}{625}.$$

Aufgabe 13.3

a. Es sei $Y : \Omega \rightarrow [0; 5]$ eine gleichverteilte Zufallsvariable. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass die beiden Wurzeln des Polynoms

$$p_Y(x) = 4x^2 + 4Yx + Y + 2$$

reell sind?

b. Wie verändert sich diese Wahrscheinlichkeit, wenn Y normalverteilt ist (mit $\mu = 0$ und $\sigma = 1$)?

Lösung: Zuerst bestimmen wir die beiden Nullstellen x_1, x_2 :

$$4x^2 + 4Yx + Y + 2 = 0 \quad \Longleftrightarrow \quad x_{1,2} = -\frac{Y}{2} \pm \sqrt{\left(\frac{Y}{2}\right)^2 - \frac{Y+2}{4}}$$

Diese sind reell genau dann, wenn

$$\begin{aligned} \left(\frac{Y}{2}\right)^2 - \frac{Y+2}{4} \geq 0 &\Longleftrightarrow (Y - \frac{1}{2})^2 \geq \frac{9}{4} \\ &\Longleftrightarrow Y - \frac{1}{2} \geq \frac{3}{2} \quad \text{oder} \quad Y - \frac{1}{2} \leq -\frac{3}{2} \\ &\Longleftrightarrow Y \geq 2 \quad \text{oder} \quad Y \leq -1. \end{aligned}$$

- a. Da Y gleichverteilt auf $[0, 5]$ ist, lautet die Dichtefunktion $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{5} & \text{falls } x \in [0, 5], \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$

Damit ist die Wahrscheinlichkeit, dass die beiden Wurzeln reell sind,

$$\mathbb{P}(Y \geq 2) = \int_2^5 f(x) dx = \int_2^5 \frac{1}{5} dx = 0,6.$$

- b. Jetzt ist Y standardnormalverteilt, d.h. die Wahrscheinlichkeit, dass die beiden Wurzeln reell sind, ist

$$\mathbb{P}(Y \leq -1) + \mathbb{P}(Y \geq 2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{-1} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_2^{\infty} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt = 0,18141.$$

Aufgabe 13.4

Sei X eine binomialverteilte Zufallsvariable mit Parametern n und p .

- a. Zeigen Sie, daß für $p < a < 1$ gilt

$$\mathbb{P}(X \geq na) \leq \frac{p(1-p)}{n(a-p)^2}.$$

- b. Sei jetzt $p = \frac{1}{2}$ und $a = \frac{2}{3}$. Vergleichen Sie die Abschätzung in a. mit der Markov-Ungleichung, in Abhängigkeit von n .

Lösung:

- a. Nachdem X binomialverteilt ist, haben wir $\mathbb{E}(X) = np$ und $V(X) = np(1-p)$. Damit folgt mit der Tschebyschev-Ungleichung

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X \geq na) &= \mathbb{P}(X - np \geq na - np) \leq \mathbb{P}(|X - np| \geq na - np) \\ &\leq \frac{np(1-p)}{(na - np)^2} = \frac{p(1-p)}{n(a-p)^2}. \end{aligned}$$

- b. Für $p = \frac{1}{2}$ und $a = \frac{2}{3}$ sagt die Abschätzung in a.

$$\mathbb{P}\left(X \geq \frac{2n}{3}\right) \leq \frac{\frac{1}{4}}{\frac{n}{36}} = \frac{9}{n}$$

und die Markov-Ungleichung

$$\mathbb{P}\left(X \geq \frac{2n}{3}\right) \leq \frac{np}{\frac{2n}{3}} = \frac{3}{4}.$$

Für $n > 12$ ist die erste Abschätzung also besser, für grosses n sogar viel besser.