

Übungen zu Einführung in die Wahrscheinlichkeitsrechnung und Statistik

Lösungen 5. Übung

31. (i) $F^{-1}(y) \leq x \Leftrightarrow \inf \{\tilde{x} \mid F(\tilde{x}) \geq y\} \leq x \Leftrightarrow y \leq F(x)$
 (ii) $F(F^{-1}(y)) = F(\inf \{x \mid F(x) \geq y\}) \geq y$
 sowie
 $F^{-1}(F(x)) = \inf \{\tilde{x} \mid F(\tilde{x}) \geq F(x)\} \leq x$
 (iii) F stetig und monoton \Rightarrow (Zwischenwertsatz) $\forall y \exists x$ mit $x = F^{-1}(y) \Rightarrow$
 $F(F^{-1}(y)) = F(x) = y$

32. $\liminf_{n \rightarrow \infty} X_n = \sup_{k \in \mathbb{N}} (\inf_{n \geq k} X_n)$.

Satz 3.7: $\inf_{n \geq 1} X_n$ und $\sup_{n \geq 1} X_n$ sind stochastische Größen $\Rightarrow \inf_{n \geq k} X_n =: \tilde{X}_k$ ist stochastische Größe.

\tilde{X}_k ist Folge von stochastischen Größen $\Rightarrow \sup_{k \in \mathbb{N}} \tilde{X}_k$ ist stochastische Größe.

Analog für $\limsup_{n \rightarrow \infty} X_n = \inf_{k \in \mathbb{N}} (\sup_{n \geq k} X_n)$.

33. Die Dichte von R ist $f_R(x) = \lambda e^{-\lambda x}$, $x > 0$, die Verteilungsfunktion $F_R(x) = 1 - e^{-\lambda x}$, $x > 0$. Nach (3.2) ist also die Verteilungsfunktion von X gleich

$$F_X(y) = \mathbf{P}(e^R \leq y) = \mathbf{P}(R \leq \ln y) = F_R(\ln y) = 1 - e^{-\lambda \ln y} = 1 - y^{-\lambda}, \quad y > 1$$

Die Dichte berechnet sich als die Ableitung dieser Verteilung bzw. wie im Skriptum mit der Substitutionsregel zu $f_X(y) = \lambda y^{-\lambda-1}$, $y > 1$.

Die Quantilsfunktion ist (da F_X stetig und streng monoton) die Umkehrfunktion

$$F_X^{-1}(y) = \sqrt[\lambda]{\frac{1}{1-y}}, \quad 0 < y < 1$$

34. Der Bildbereich von Y ist $\mathbb{N} \cup \{0\}$ (also abzählbar), daher ist für $n \geq 0$:

$$\begin{aligned} \mathbf{P}[Y = n] &= \int_{Y^{-1}(\{n\})} f(x) dx = \int_{[n, n+1)} f(x) dx = F(n+1) - F(n) \\ &= 1 - e^{-\lambda(n+1)} - (1 - e^{-\lambda n}) = e^{-\lambda n} (1 - e^{-\lambda}) \end{aligned}$$

35. Da F stetig ist, ist nach Beispiel 31 und (3.2)

$$F_Y(y) = \mathbf{P}(Y \leq y) = \mathbf{P}(F(X) \leq y) = \mathbf{P}(X \leq F^{-1}(y)) = F_X(F^{-1}(y)) = y, \quad 0 < y < 1$$

d.h. stetige Gleichverteilung: $Y \sim U_{0,1}$.

36. i)

$$\begin{aligned} \frac{\binom{A}{i} \binom{N-A}{n-i}}{\binom{N}{n}} &= \frac{\frac{A!}{i!(A-i)!} \frac{(N-A)!}{(n-i)!(N-A-n+i)!}}{\frac{N!}{n!(N-n)!}} = \frac{n!(N-n)!A!(N-A)!}{i!(A-i)!(n-i)!(N-A-n+i)!N!} \\ &= \frac{\frac{n!}{i!(n-i)!} \frac{(N-n)!}{(A-i)!(N-n-A+i)!}}{\frac{N!}{A!(N-A)!}} = \frac{\binom{n}{i} \binom{N-n}{A-i}}{\binom{N}{A}} \end{aligned}$$

ii)

$$\begin{aligned} P[X = k] &= \frac{\binom{A}{m-1} \binom{N-A}{k-m}}{\binom{N}{k-1}} \frac{A-m+1}{N-k+1} = \frac{\binom{k-1}{m-1} \binom{N-k+1}{A-m+1}}{\binom{N}{A}} \frac{A-m+1}{N-k+1} \\ &= \frac{\binom{k-1}{m-1} \binom{N-k}{A-m}}{\binom{N}{A}} \end{aligned}$$

da

$$\frac{(N-k+1)!}{(A-m+1)!(N-A-k+m)!} \frac{A-m+1}{N-k+1} = \binom{N-k}{A-m}$$

37.

$$|X - \mu| > k \Leftrightarrow -k > X - \mu > k \Leftrightarrow \mu + k\sigma < X < \mu - k\sigma$$

$$\begin{aligned} \mathbf{P}[|X - \mu| > k\sigma] &= \mathbf{P}[X > \mu + k\sigma] + \mathbf{P}[X < \mu - k\sigma] = 1 - F(\mu + k\sigma) + F(\mu - k\sigma) \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{\mu + k\sigma - \mu}{\sigma}\right) + \Phi\left(\frac{\mu - k\sigma - \mu}{\sigma}\right) = 1 - \Phi(k) + \Phi(-k) = 2(1 - \Phi(k)) \end{aligned}$$

also ist

$$\begin{aligned} \mathbf{P}[|X - \mu| > 1\sigma] &= 2(1 - 0.8413) = 0.3174 \\ \mathbf{P}[|X - \mu| > 2\sigma] &= 2(1 - 0.9772) = 0.0456 \\ \mathbf{P}[|X - \mu| > 3\sigma] &= 2(1 - 0.9987) = 0.0026 \end{aligned}$$

38. a)

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx &= \int_0^3 f(x) dx = \int_0^1 2ax dx + a \int_1^3 (3-x) dx \\ &= 2a \int_0^1 x dx + a \left(3 \int_1^3 dx - \int_1^3 x dx \right) = a \left(x \Big|_0^1 \right) + a \left(3x - \frac{x^2}{2} \Big|_1^3 \right) = 3a = 1 \\ &\Rightarrow a = \frac{1}{3} \end{aligned}$$

b) Die Verteilungsfunktion ist also

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{1}{3}x^2 & 0 \leq x < 1 \\ -\frac{1}{6}x^2 + x - \frac{1}{2} & 1 \leq x < 3 \\ 1 & x \geq 3 \end{cases}$$

also ist $\mathbf{P}(0.5 < X < 2) = F(2) - F(0.5) = \frac{5}{6} - \frac{1}{12} = \frac{3}{4}$ sowie $\mathbf{P}(X < 2) = F(2) = \frac{5}{6}$

c)

$$\mathbf{P}(X < 0.5 | X < 1) = \frac{\mathbf{P}(X < 0.5 \cap X < 1)}{\mathbf{P}(X < 1)} = \frac{\mathbf{P}(X < 0.5)}{\mathbf{P}(X < 1)} = \frac{F(0.5)}{F(1^-)} = \frac{1}{12} \cdot 3 = \frac{1}{4}$$

wobei $F(1^-) = \lim_{\xi \rightarrow 1^-} F(\xi)$ (hier gleich $F(1)$, da F an 1 stetig)