

Mat3 Blatt 6

Gruppe: 7

Maarten Behn, Niklas Borchers, Emre Kilinc

21.

Da $\mu = 3$, $\sigma^2 = 4$ und $Z := \frac{X-\mu}{\sigma}$ gilt:

a)

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(-2 \leq X \leq 3) &= \mathbb{P}\left(\frac{-2-3}{2} \leq Z \leq \frac{-3-3}{2}\right) \\&= \mathbb{P}(-2.5 \leq Z \leq 0) \\&= \phi(0) - \phi(-2.5) \\&= \phi(0) - (1 - \phi(2.5)) \\&= 0.5000 - (1 - 0.99379) \\&= 0.5000 - 0.00621 \\&= 0.49379\end{aligned}$$

1/1

b)

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X - 2 < a) &= 0.95 \\ \mathbb{P}\left(Z \leq \frac{a-1}{2}\right) &= 0.95 \\ \phi\left(\frac{a-1}{2}\right) &= 0.95 \\ \frac{a-1}{2} &= \phi^{-1}(0.95) \\ &= 1.64 \\ a &= 4.28\end{aligned}$$

1/1

c)

Da $f(x)$ eine Zufallszahl mit Dichte $f_X(x)$ ist
und $Y = u(X)$ eine bijektive Transformation, dann hat Y die Dichte:

$$g(y) = f_X(u^{-1}(y)) \cdot \left| \frac{d}{dy}(u^{-1}(y)) \right|$$

wobei:

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Y &= X - 2 \\ \Rightarrow X &= Y + 2 \\ \Rightarrow u^{-1}(y) &= y + 2 \\ \Rightarrow \frac{d}{dy}(u^{-1}(y)) &= \frac{d}{dy}(y+2) = 1 \end{aligned}$$

Daher gilt für die Aufgabe:

$$\begin{aligned} g(y) &= f_X(y+2) \cdot |1| \\ &= f_X(y+2) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(\frac{y+2-\mu}{\sigma}\right)^2 \\ &= \frac{1}{\sqrt{8\pi}} \exp\left(\frac{(y+2-\mu)^2}{8}\right) \\ &= \frac{1}{\sqrt{8\pi}} \exp\left(\frac{(y-1)^2}{8}\right) \end{aligned}$$

4/4

Quelle zum change of variables in the probability density function

Trick:

https://en.wikipedia.org/wiki/Probability_density_function#Function_of_random_variables_and_change_of_variables_in_the_probability_density_function (1.6.'25 11:16)

22

Gesucht war: $P(X \leq x_0 + y \mid X \geq x_0)$!

$$0 = P(X = 0) = \mathbb{P}(X \leq x_0 \mid X \geq x_0) = \frac{\mathbb{P}(X \leq x_0 \cap X \geq x_0)}{\mathbb{P}(X \geq x_0)}$$

wobei

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, x > 0$$

$$0 = P(X = x_0) = \mathbb{P}(X \leq x_0 \cap X \geq x_0) = \int_{x_0}^{x_0+y} \lambda e^{-\lambda x} dx$$

$$= [-e^{-\lambda x}]_{x_0}^{x_0+y}$$

$$= e^{-\lambda x_0} - e^{-\lambda x_0+y}$$

$$= e^{-\lambda y}$$

$$\mathbb{P}(X \geq x_0) = \int_{x_0}^{\infty} \lambda e^{-\lambda x} dx$$

$$= [-e^{-\lambda x}]_{x_0}^{\infty}$$

$$= e^{-\lambda x_0}$$

daher

$$\mathbb{P}(X \leq x_0 \mid X \geq x_0) = \frac{e^{-\lambda y}}{e^{-\lambda x_0}}$$

$$= e^{-\lambda(y-x_0)}$$

0/4

23

a)

$$E(X) = \sum_{\forall x} x f(x)$$

$$= \left(\frac{1}{4} \times \frac{1}{4} \right) + \left(-2 \times \frac{1}{4} \right) + \left(-\frac{1}{2} \times 0 \right) + \left(\frac{3}{7} \times \frac{3}{10} \right) + \left(\frac{8}{11} \times \frac{1}{5} \right)$$

$$= -0.1635 \quad \text{f}$$

b

1/3

$$f(x) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}$$

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{x=0}^{\infty} x \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} \\ &= \sum_{x=1}^{\infty} x \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} \\ &= \lambda \sum_{x=1}^{\infty} \frac{\lambda^{(x-1)} e^{-\lambda}}{(x-1)!} \\ &= \lambda \end{aligned}$$

1/1

24

a)

Falsch,

wenn X eine kontinuierliche Zufallszahl ist.

z.B. eine kontinuierliche gleichmäßige Verteilung von 0 bis 1.

Dann wäre X aber nicht konstant, also gelte nicht $P(X = x) = 1$.

0/1

b)

Falsch,

denn $E(X) = \frac{a+b}{2}$ und $\infty < a < b < \infty$, es hängt von der Länge aber auch von den Vorzeichen von a und b ab.

1/1

c)

Wahr,

da implizit das X diskret ist und daher gilt $E(X) = \sum_{\forall x} x f(x)$.

1/1

d)

Wahr, Der Erwartungswert existiert für alle Lambda und damit ist die Existenz unabhängig von Lambda.
da $E(X) = \lambda$ und $\lambda \in (0, \infty)$ da λ existiert, existiert auch der

Erwartungswert.

0,5/1

8,5/16