

**Aufgabe 1**

Erwartungswert:

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}(X) &= \underbrace{\int_0^\infty xf(x)dx}_{E_1} + \underbrace{\int_{-\infty}^0 xf(x)dx}_{E_2} \\
 &= E_1 + E_2 \\
 &\stackrel{f \text{ symmetrisch}}{=} E_1 - E_1 \\
 &= 0 \text{ falls } E_1 < \infty.
 \end{aligned}$$

 $E(X)$  existiert nicht, falls  $E_1 = \infty$ .a)  $k=1$ :

$$\begin{aligned}
 E_1 &= c \cdot \int_0^\infty x \cdot \left(1 + \frac{x^2}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}} dx \\
 &= c \cdot \int_0^\infty \frac{x}{1+x^2} \\
 &\geq \int_1^\infty \frac{x}{1+x^2} dx \\
 &\geq c \cdot \int_1^\infty \frac{x}{x^2+x^2} dx = c \cdot \int_1^\infty \frac{1}{2x} dx = \infty.
 \end{aligned}$$

b)  $k > 1$ :

$$\begin{aligned}
 E_1 &= c \cdot \int_0^\infty x \cdot \left(1 + \frac{x^2}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}} dx \\
 &= \underbrace{c \cdot \int_0^1 x \cdot \left(1 + \frac{x^2}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}} dx}_{=:I<\infty} + c \cdot \int_1^\infty x \cdot \left(1 + \frac{x^2}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}} dx \\
 &= I + c \cdot \int_1^\infty \left(x^{-\frac{2}{k+1}}\right)^{-\frac{k+1}{2}} \cdot \left(1 + \frac{x^2}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}} dx \\
 &= I + c \cdot \int_1^\infty \left(x^{-\frac{2}{k+1}} + \frac{x^{2-\frac{2}{k+1}}}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}} dx \\
 &\leq I + c \cdot \int_1^\infty \left(\frac{x^{2-\frac{2}{k+1}}}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}} dx \\
 &= I + c \cdot \int_1^\infty \frac{x^{-(k+1)+1}}{k^{-\frac{k+1}{2}}} dx \\
 &= I + \tilde{c} \int_1^\infty x^{-k} dx < \infty \quad \text{da } k > 1.
 \end{aligned}$$

$\implies$  Für  $k > 1$  existiert der Erwartungswert und ist aus Symmetriegründen 0.

Varianz: a)  $k=1$ : Varianz existiert nicht.

b)  $k > 1$ :

$$\begin{aligned}
 \mathbb{V}(X) &= \mathbb{E}(X^2) \stackrel{\text{wie b)}}{=} I + c \cdot \int_1^\infty x^2 \left(1 + \frac{x^2}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}} dx \\
 &= I + c \cdot \int_1^\infty \left(x^{-\frac{4}{k+1}} + \frac{x^{-\frac{4}{k+1}+2}}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}} dx \\
 &\leq I + \tilde{c} \int_1^\infty x^{1-k} dx < \infty \quad \text{für } k > 2
 \end{aligned}$$

analog für  $k = 2$ :

$$\begin{aligned}
 \mathbb{V}(X) &= I + c \cdot \int_1^\infty \left( x^{-\frac{4}{k+1}} + \frac{x^{-\frac{4}{k+1}+2}}{k} \right)^{-\frac{k+1}{2}} dx \\
 &\geq I + c \cdot \int_1^\infty \left( x^{-\frac{4}{k+1}+2} + \frac{x^{-\frac{4}{k+1}+2}}{k} \right)^{-\frac{k+1}{2}} dx \\
 &= I + c \cdot \int_1^\infty \left( \left( 1 + \frac{1}{k} \right) x^{-\frac{4}{k+1}+2} \right)^{-\frac{k+1}{2}} dx \\
 &= I + \tilde{c} \int_1^\infty x^{1-k} = \infty \quad \text{für } k = 2.
 \end{aligned}$$

$\implies$  Für  $k > 2$  existiert die Varianz.

$X$  ist darstellbar als  $X = \frac{Z}{\sqrt{U/k}}$  mit  $Z \sim N(0, 1)$  und  $U \sim \chi_k^2$ , stochastisch unabhängig.

$$\begin{aligned}
 \mathbb{V}(X) &= \mathbb{E}(X^2) = \mathbb{E}\left(\left(\frac{Z}{\sqrt{U/k}}\right)^2\right) = \mathbb{E}\left(\frac{k \cdot Z^2}{U}\right) \\
 &\stackrel{\text{Satz 7.12}}{=} k \cdot \mathbb{E}(Z^2) \cdot \mathbb{E}\left(\frac{1}{U}\right) = k \cdot \mathbb{E}\left(\frac{1}{U}\right) \stackrel{*}{=} \frac{k}{k-2},
 \end{aligned}$$

denn  $Z^2 \sim \chi_1^2$  und  $Z^2$  und  $\frac{1}{U}$  stu. (Satz 7.11)

\*:

$$\begin{aligned}
Y &= \frac{1}{U}, \quad g(u) = \frac{1}{u}, \quad g^{-1}(y) = \frac{1}{y}, \quad \frac{\partial h(y)}{\partial y} = -\frac{1}{y^2} \\
f_Y(y) &= \frac{1}{\Gamma(\frac{k}{2})} \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{k}{2}} \cdot \left(\frac{1}{y}\right)^{\frac{k}{2}-1} \exp(-\frac{1}{2y}) \cdot \frac{1}{y^2} \\
\text{Substitution: } &v = \frac{1}{2y}, \quad y = \frac{1}{2v}, \quad \frac{dy}{dv} = -\frac{1}{2v^2}, \quad dy = -\frac{1}{2v^2} dv \\
\mathbb{E}(Y) &= \int_0^\infty y \cdot f_Y(y) dy \\
&= - \int_{\infty}^0 \frac{1}{2v} \cdot f_Y\left(\frac{1}{2v}\right) \frac{dv}{2v^2} \\
&= \int_0^\infty \frac{1}{2v} \frac{1}{\Gamma(\frac{k}{2})} \left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{k}{2}} \cdot 2^{\frac{k}{2}-1} v^{\frac{k}{2}-1} \cdot \exp(-v) \cdot \frac{4v^2}{2v^2} dv \\
&= \frac{1}{\Gamma(\frac{k}{2})} \left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{k}{2}} \cdot 2^{\frac{k}{2}-1} \int_0^\infty v^{\frac{k}{2}-1-1} \exp(-v) dv \\
&= \frac{\Gamma(\frac{k}{2}-1)}{\Gamma(\frac{k}{2})} \cdot 2^{\frac{k}{2}-\frac{k}{2}-1} \\
&= \frac{\Gamma(\frac{k}{2}-1)}{\left(\frac{k}{2}-1\right) \Gamma(\frac{k}{2}-1)} \cdot \frac{1}{2} \\
&= \frac{1}{k-2}.
\end{aligned}$$

**Aufgabe 4**

$$X_n(\omega) = n^3 \cdot I_{[0, \frac{1}{n^2}]}(\omega)$$

Sei  $\omega$  fest. Dann existiert für alle  $\varepsilon > 0$  ein  $n_0$  mit

$$\forall n > n_0 : \frac{1}{n^2} < \omega,$$

also

$$\forall n > n_0 : |X_n(\omega) - 0| = 0 < \varepsilon,$$

d.h.  $X_n$  konvergiert. Da  $\omega$  beliebig war, konvergiert  $X_n$  für alle  $\omega \in \Omega$ , also fast sicher gegen 0.

aber:

$$\mathbb{E}(|X_n - 0|) = n^3 \cdot \frac{1}{n^2} = n \not\rightarrow 0.$$