

6. Charakteristische Funktionen

Für $X \geq 0$ ZV, $t > 0$, mit Chebyshev

$$P(X > x) \leq \frac{E[e^{tx}]}{e^{tx}}$$

Falls die Verteilung nicht exponentiell abfällt, dann ist $E[e^{tx}]$ "groß".

Def. 6.1. Sei X ZV.

$$\varphi_X: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}, \quad t \mapsto E[e^{itX}] = E[\cos(tX)] + i E[\sin(tX)]$$

heißt charakteristische Funktion von X .

Bem. Wenn X stetig ist mit Dichte f , dann

$$\varphi_X(t) = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} f(x) dx \quad (\text{Fouriertransformierte})$$

Satz 6.2. φ_X hat folgende Eigenschaften:

- $\varphi_X(0) = 1$
- $\varphi_{-X}(t) = \overline{\varphi_X(-t)} = \overline{\varphi_X(t)}$
- $P_X = P_{-X} \Leftrightarrow \varphi_X \in \mathbb{R}$.
- $|\varphi_X(t)| \leq 1$, φ_X gleichmäßig stetig
- $\varphi_{aX+b} = e^{ibt} \varphi_X(at)$, $a, b \in \mathbb{R}$
- X, Y unabhängig $\Rightarrow \varphi_{X+Y} = \varphi_X \cdot \varphi_Y$.

Beweis. Übung.

Bsp. $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $\mu \in \mathbb{R}$, $\sigma \in \mathbb{R}_+$.

Für $Y \sim N(0, 1)$ ist $X = \sigma Y + \mu$, also $\varphi_X(t) = e^{i\mu t} \varphi_Y(\sigma t)$.

$$\varphi_Y(t) = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx = \int_{\mathbb{R}} \cos(tx) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx$$

Differenzieren (Leibniz Regel) liefert:

$$\frac{\partial}{\partial t} \varphi_Y(t) = \int_{-\infty}^{\infty} (-\sin(tx)) \cdot \frac{x}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx$$

Partielle Integration liefert:

$$\frac{\partial}{\partial t} \varphi_Y(t) = -\sin(tx) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} \Big|_{-\infty}^{\infty} - t \int_{-\infty}^{\infty} \cos(tx) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx$$

$$= -t \varphi_Y(t)$$

$$\text{Damit: } \frac{\partial}{\partial t} (\varphi_Y(t) \cdot e^{t^2/2}) = \frac{\partial}{\partial t} \varphi_Y(t) \cdot e^{t^2/2} + \varphi_Y(t) \cdot t \cdot e^{t^2/2} = 0$$

$$\Rightarrow \varphi_Y(t) \cdot e^{t^2/2} = \text{const.}$$

Mit $\varphi_Y(0) = 1$ erhalten wir: $\varphi_Y(t) = e^{-t^2/2}$, $\varphi_X(t) = e^{i\mu t - \frac{\sigma^2 t^2}{2}}$.

Satz 6.3. Sei X ZV mit $E[|X|^k] < \infty$. Dann:

1) φ_X ist k -mal stetig diffbar und

$$\varphi_X^{(k)}(t) = i^k \cdot E[X^k e^{itX}] \quad \text{gleichmäßig stetig}$$

$$2) E[X^m] = i^{-m} \cdot \varphi_X^{(m)}(0), \quad m \in \{0, \dots, k\}$$

$$3) \text{ Für } t \rightarrow 0 \text{ ist } \varphi_X(t) = \sum_{j=0}^k \frac{\varphi_X^{(j)}(0)}{j!} t^j + o(|t|^k)$$

Wir benötigen

$$\left| e^{ix} - \sum_{j=0}^n \frac{(ix)^j}{j!} \right| \leq \min \left\{ \frac{|x|^{n+1}}{(n+1)!}, 2 \frac{|x|^n}{n!} \right\}, \quad x \in \mathbb{R}, n \in \mathbb{N}_0$$

Beweis. 1) Induktion über k .

$k=1$ Dann $E[|X|] < \infty$ und wir erhalten: (mit Jensen)

Satz 6.4. $|\varphi^{(2k)}(0)| < \infty \Rightarrow \mathbb{E}[|X|^{2k}] < \infty, k \in \mathbb{N}$.

Beweis: Nur für $k=1$. [L'Hospital]

$$\begin{aligned} \varphi''(0) &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\varphi(2h) - 2\varphi(0) + \varphi(2h)}{4h^2} \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{4h^2} \cdot \mathbb{E} \left[e^{2ihX} - 2 + e^{-2ihX} \right] \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} \mathbb{E} \left[\frac{e^{ihX} - e^{-ihX}}{2h} \right]^2 \\ &= - \lim_{h \rightarrow 0} \mathbb{E} \left[X^2 \cdot \left(\frac{\sin(hX)}{hX} \right)^2 \right] \end{aligned}$$

Mit Fabus: $\varphi''(0) = -\mathbb{E} \left[X^2 \cdot \lim_{h \rightarrow 0} \left(\frac{\sin(hX)}{hX} \right)^2 \right]$ [L'Hospital \in limitiert]

6.1. Inversionsformel

Lemma 6.4. Sei $Y \sim N(0, \sigma^2)$, X unabhängig von Y . Dann hat $X+Y$ die Dichte

$$f^{(G)}(x) := \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} \varphi_X(t) e^{-itx} - \frac{e^{t^2/2}}{2} dt, x \in \mathbb{R}.$$

Beweis: Faltung von X, Y ergibt:

$$f^{(G)}(x) = \int_{\mathbb{R}} f_Y(x-y) dP_X(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{(x-y)^2}{2\sigma^2}} dP_X(y)$$

Wir zeigen: (für $N(0, \frac{1}{2})$)

$$\int_{\mathbb{R}} e^{itx} - \frac{t^2 e^t}{2} \frac{1}{\sqrt{2\pi t^2 - 2}} dt = e^{-\frac{t^2}{2}}$$

$$\left| \frac{\varphi(t+h) - \varphi(t)}{h} - i \cdot \mathbb{E}[X e^{itX}] \right| \leq \mathbb{E} \left[\frac{e^{i(t+h)X} - e^{itX}}{h} - iX e^{itX} \right]$$

$$= \mathbb{E} \left[\frac{e^{ihX} - 1}{h} - iX \right] =: \mathbb{E}[\Psi_h(X)]$$

Weiter gilt:

$$|\Psi_h(x)| = \frac{1}{h} |e^{ihx} - 1 - ihx| \leq \frac{|hx|^2}{2h} \xrightarrow{h \rightarrow 0} 0$$

$$|\Psi_h(x)| \leq \left| \frac{e^{ihx} - 1}{h} \right| + |x| \leq \frac{2h|x|}{h} + |x| \in \mathcal{O}(x).$$

Mit dom. Konvergenz: $|\mathbb{E}[\Psi_h(X)]| \xrightarrow{h \rightarrow 0} 0$ gleichmäßig in t .

$k \rightarrow k+1$

$$\left| \frac{\varphi^{(k+1)}(t+h) - \varphi^{(k+1)}(t)}{h} - i^{k+1} \cdot \mathbb{E}[X^{k+1} e^{itX}] \right|$$

$$\leq \mathbb{E} \left[\left| \frac{i^k X^k e^{i(t+h)X} - e^{itX}}{h} - i^{k+1} X^{k+1} e^{itX} \right| \right]$$

$$= \mathbb{E} \left[|X|^k \cdot \left| \frac{e^{ihX} - 1}{h} - iX \right| \right] \xrightarrow{h \rightarrow 0} 0.$$

2) folgt direkt aus 1).

$$3) \left| \varphi(t) - \sum_{j=0}^k \frac{\varphi^{(j)}(0)}{j!} t^j \right| \leq \mathbb{E} \left[\left| e^{itX} - \sum_{j=0}^k \frac{(itX)^j}{j!} \right| \right]$$

$$\leq \mathbb{E} \left[\min \left\{ \frac{|tX|^{k+1}}{(k+1)!}, 2 \frac{|tX|^k}{k!} \right\} \right]$$

$$\xrightarrow{t \rightarrow 0} 0, t \rightarrow \infty \leq C \cdot \mathbb{E}[|X|^k].$$

Mit dom. Konvergenz $\rightarrow 0$ für $t \rightarrow 0$.

Umkehrung gilt nicht immer, aber:

und mit $t = y - x$:

$$f^{(6)}(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} \int_{\mathbb{R}} e^{i(y-x)u - \frac{u^2 \delta^2}{2}} du) dP_X(y)$$

$$\stackrel{\text{Fubini}}{=} \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} \underbrace{\left(\int_{\mathbb{R}} e^{iyu} dP_X(y) \right)}_{\mathbb{E}[e^{iXu}]} e^{-ixu - \frac{u^2 \delta^2}{2}} du$$

$$\mathbb{E}[e^{iXu}] = \varphi_X(u).$$

Bemerkung. X ZV, Y stetige ZV. \Rightarrow
 X, Y unabhängig.

$X+Y$ stetig mit Dichte $\int_{\mathbb{R}} f_Y(x-y) dP_X(y)$,
 $x \in \mathbb{R}$.

Beweis. Für $t \in \mathbb{R}$ betrachte:

$$\int_{-\infty}^t \left(\int_{\mathbb{R}} f_Y(x-y) dP_X(y) \right) dx$$

$$\stackrel{\text{Fubini}}{=} \int_{\mathbb{R}} \left(\int_{-\infty}^t f_Y(x-y) dx \right) dP_X(y)$$

$$= \int_{\mathbb{R}} P_Y((-\infty, t-y]) dP_X(y)$$

$$\stackrel{\text{Folgerung}}{=} P(X+Y \leq t)$$

29/6/17

Lemma 6.4. $Y \sim N(0, \sigma^2)$, X unabhängig von Y . Dichte von $X+Y$:

$$f^{(b)}(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} g_X(t) e^{-itx} - \frac{\sigma^2 t^2}{2} dt, \quad x \in \mathbb{R}.$$

Satz 6.5. Sei X ZV. Für alle Stetigkeitsstellen a, b von F_X :

$$F_X(b) - F_X(a) = \lim_{\delta^2 \rightarrow 0} \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} g_X(t) \cdot e^{-\frac{\sigma^2 t^2}{2}} \frac{e^{-itb} - e^{-ita}}{-it} dt$$

Beweis. Sei $Y \sim N(0, \delta^2)$. Für $\delta^2 \rightarrow 0$ mit Chebyshev: $Y \xrightarrow{P} 0$.

Damit $X+Y \xrightarrow{d} X$ für $\delta^2 \rightarrow 0$ und

$$F_{X+Y}(b) \rightarrow F_X(b), \quad F_{X+Y}(a) \rightarrow F_X(a).$$

ferner gilt:

$$F_{X+Y}(b) - F_{X+Y}(a) = \int_a^b f^{(b)}(x) dx = \frac{1}{2\pi} \int_a^b \int_{\mathbb{R}} g_X(t) e^{-itx} - \frac{\sigma^2 t^2}{2} dt dx$$

$$[\text{Fubini}] = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} g_X(t) \cdot e^{-\frac{\sigma^2 t^2}{2}} \underbrace{\left(\int_a^b e^{-itx} dx \right)}_{= \left[-\frac{e^{-itx}}{it} \right]_a^b} dt$$

Korollar 6.6. $\forall t \in \mathbb{R}: g_X(t) = g_Y(t) \iff P_X = P_Y$

Somit ist $\{e^{itx} : t \in \mathbb{R}\}$ trennende Familie. (Eintrennendkeitsatz)

Kor. 6.7. Ist $\int_{\mathbb{R}} |g_X(t)| dt < \infty$, so hat P_X Lebesgue Dichte

$$f_X(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-itx} g_X(t) dt, \quad x \in \mathbb{R}.$$

Beweis. Für Stetigkeitsstellen a, b von F_X :

$$F_X(b) - F_X(a) = \lim_{\delta^2 \rightarrow 0} \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} g_X(t) e^{-\frac{\sigma^2 t^2}{2}} \left(\int_a^b e^{-itx} dx \right) dt$$
$$[\text{Dom. Konv.}] = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} g_X(t) \left(\int_a^b e^{-itx} dx \right) dt$$
$$[\text{Fubini}] = \frac{1}{2\pi} \int_a^b \left(\int_{\mathbb{R}} e^{-itx} g_X(t) dt \right) dx.$$

Für $b-a \rightarrow 0$ ist auch $F_X(b) - F_X(a) \rightarrow 0$.
Somit ist X stetig mit Dichte f .

Satz 6.7 (Stetigkeitsatz) Seien $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ ZV mit char. Funktionen $(\varphi_n)_{n \in \mathbb{N}}$. Falls $\varphi_n(t) \rightarrow \varphi(t)$, $t \in \mathbb{R}$, dann äquivalent:

- (1) φ ist char. Funktion
- (2) φ stetig in 0
- (3) $(P_{X_n})_{n \in \mathbb{N}}$ ist schwach ($\forall \epsilon > 0 \exists N: \forall n: P_{X_n}(-N, N) \geq 1-\epsilon$)
- (4) X_n konvergiert in Verteilung.

Beweis. (3) \Leftrightarrow (4) aus Satz 5.12, da $\{e^{itx} : t \in \mathbb{R}\}$ trennend. (1) \Rightarrow (2) aus Satz 6.2.

(3) \Rightarrow (1) Mit Satz von Prokhorov (S.1): es gibt Teilfolge $(P_{X_{n_k}})_{k \in \mathbb{N}}$ und W-Maß P mit $P_{X_{n_k}} \xrightarrow{w} P$
Somit

$$\varphi_{n_k}(t) = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} dP_{X_{n_k}}(x) \rightarrow \int_{\mathbb{R}} e^{itx} dP(x)$$

und $\varphi(t) = E[e^{itX}]$ mit $P_Y = P$.

(2) \Rightarrow (3) Wir bemerken, dass:

Für $u > 0$ ist $P(|Y| > \frac{2}{n}) \leq \frac{1}{n} \int_{-u}^u (1 - q_Y(t)) dt$.

(Übung!). Damit erhalten wir für $n > 0$:

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} P(|X_n| > \frac{2}{n}) \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{1}{n} \int_{-u}^u (1 - q_n(t)) dt \right]$$

$$[\text{Satz 6.2}] \leq \frac{1}{n} \int_{-u}^u (1 - \phi(t)) dt \leq \epsilon$$

Da ϕ stetig in 0, wähle n so klein, dass $\int_{-u}^u (1 - \phi(t)) dt \leq \epsilon$ für

$\epsilon > 0$.

Inbesondere erhalten wir: $X_n \xrightarrow{d} X \Leftrightarrow q_n(t) \rightarrow \phi(t)$, falls

7. Zentraler Grenzwertsatz

Satz 7.1 $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ unabhängig und identisch verteilt mit

$$X \in L^1. \text{ Dann } \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{P} \mathbb{E}[X_1].$$

Beweis. $\mu = \mathbb{E}[X_1]$, $q(t) = \phi_{X_1}(t) = \mathbb{E}[e^{itX_1}]$. Dann

$$q_{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i}(t) = \left(\phi_{X_1/n}(t) \right)^n \quad [\text{Satz 6.2, unabh.}]$$

$$= \left(\phi_{X_1} \left(\frac{t}{n} \right) \right)^n \quad [\text{Satz 6.2, Lin. Komb.}]$$

$$= \left(\phi(0) + \frac{\phi'(0) \cdot \frac{t}{n}}{1} + o\left(\left|\frac{t}{n}\right|\right) \right)^n \quad [\text{Satz 6.3}]$$

$$\approx \left(1 + \frac{\phi'(0) \cdot \frac{t}{n}}{1} + o\left(\left|\frac{t}{n}\right|\right) \right)^n$$

$$= \left(1 + \frac{it}{n} + o\left(\left|\frac{t}{n}\right|\right) \right)^n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} e^{it}$$

Aber: e^{it} ist char. Funktion der zV μ und wir erhalten: $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{d} \mu$. Da μ konstant folgt Konvergenz in W-krit. \square

Satz 7.2 (Zentraler Grenzwertsatz). Seien $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ unabhängig und identisch mit $\mu = \mathbb{E}[X_1]$, $0 < \sigma^2 = \text{Var}[X_1] < \infty$. Dann

$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\mu}{\sigma \sqrt{n}} \xrightarrow{d} N(0,1).$$

Beweis OAA $\mu = 0$ (sonst betrachte $Y_i = X_i - \mu$). Insbesondere $\mathbb{E}[X_1^2] = \text{Var}[X_1] = \sigma^2$. Sei $q = \phi_{X_1}$.

Mit Satz 6.3:

$$q(t) = 1 - \frac{\phi'(0)t}{2} + \frac{\phi''(0)t^2}{2} + o(t^2)$$

und

$$q_{\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{\sigma \sqrt{n}}}(t) = \left(\phi_{X_1/\sigma \sqrt{n}}(t) \right)^n = \left(\phi_{X_1} \left(\frac{t}{\sigma \sqrt{n}} \right) \right)^n$$

$$\begin{aligned} [q'(0) = i\phi(0) = 0] \\ [q''(0) = -\sigma^2] \end{aligned} \quad = \left(1 - \frac{\sigma^2}{2} \frac{t^2}{\sigma^2 n} + o\left(\frac{t^2}{n}\right) \right)^n \rightarrow e^{-t^2/2}$$

Dies ist aber die char. Fkt von $N(0,1)$. \square