

Musterlösung 8. Übung

Aufgabe 31

$$g^X(t) = E(t^X) = \sum_{n=0}^{\infty} t^n \cdot P(X = n), \quad t \in (-1, 1)$$

(a) X, Y stochastik unabhängig

$$\begin{aligned} &\stackrel{(6.17)}{\Rightarrow} t^X, t^Y \text{ unabhängig} \\ &\Rightarrow E(t^{X+Y}) = E(t^X \cdot t^Y) \stackrel{(7.10)}{=} E(t^X) \cdot E(t^Y) \end{aligned}$$

(b) (i) $X \sim b(a, p)$, dann

$$\begin{aligned} E(t^X) &= \sum_{k=0}^n t^k \cdot \binom{n}{k} \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k} \\ &= \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \cdot (tp)^k \cdot (1-p)^{n-k} \\ &= (1-p+pt)^n \end{aligned}$$

Zusammenhang zu Aufg. 24 :

$$\begin{aligned} X_i &\sim b(n_i, p) \quad i = 1, 2 \text{ unabhängig,} \\ &\stackrel{(a)}{\Rightarrow} g^{X_1+X_2}(t) = g^{X_1}(t) \cdot g^{X_2}(t) \\ &= (1-p+pt)^{n_1} \cdot (1-p+pt)^{n_2} \\ &= (1-p+pt)^{n_1+n_2}, \quad t \in (-1, 1) \end{aligned}$$

Das ist die erzeugende Funktion einer $b(n_1 + n_2, p)$ - Verteilung.

(Da die erzeugende Funktion stets eindeutig bestimmt ist, folgt das Ergebnis von Aufg. 24 direkt.)

(ii) $X \sim po(\lambda)$, dann

$$\begin{aligned} E(t^X) &= \sum_{k=0}^{\infty} t^k \cdot \frac{\lambda^k}{k!} \cdot e^{-\lambda} \\ &= e^{-\lambda} \cdot \underbrace{\sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda t)^k}{k!}}_{=e^{\lambda t}} = e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda t} = e^{\lambda(t-1)} \end{aligned}$$

Zusammenhang zu (6.22) :

$$\begin{aligned} X_i &\sim po(\lambda_i), \quad i = 1, 2 \text{ unabhängig} \\ &\Rightarrow X_1 + X_2 \sim po(\lambda_1 + \lambda_2), \\ g^{X_1+X_2} &= e^{(\lambda_1+\lambda_2) \cdot (t-1)} \end{aligned}$$

Aufgabe 32

$$(X_n)_{n \in \mathbf{N}} \sim (Y_n)_{n \in \mathbf{N}} \Leftrightarrow \sum_{n=1}^{\infty} P(\{X_n \neq Y_n\}) < \infty$$

$$\begin{aligned} \text{(a) } \sum_{n=1}^{\infty} P(\{X_n \neq Y_n\}) < \infty &\stackrel{(5.14)}{\Rightarrow} P(\limsup_{n \rightarrow \infty} \{X_n \neq Y_n\}) = 0 \\ &\stackrel{A12}{\Leftrightarrow} P(X_n \neq Y_n \text{ für unendl.viele } n) = 0 \end{aligned}$$

(b) Umkehrung:

$$0 = P(\limsup_{n \rightarrow \infty} \{X_n \neq Y_n\}) = P(\limsup_{n \rightarrow \infty} \underbrace{\{X_n - Y_n \neq 0\}}_{\{f(X_n, Y_n) \neq 0\}})$$

mit $f((X_n, Y_n)) := X_n - Y_n$
(ebenfalls stochastisch unabhängig)

$$\stackrel{(5.14)}{\Rightarrow} \sum_{n=1}^{\infty} P(\underbrace{f((X_n, Y_n)) \neq 0}_{\{X_n \neq Y_n\}}) < \infty$$

dh. $(X_n)_{n \in \mathbf{N}} \sim (Y_n)_{n \in \mathbf{N}}$

Aufgabe 33

siehe Vorlesung (8.6) mit $EX_n = \mu \quad \forall n \in \mathbf{N}$:

$$P\left(\left|\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n X_i - \mu\right| \geq \epsilon\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0, \quad \text{falls } X_n \text{ unkorreliert und} \\ \text{Var} X_n \leq \mu < \infty \quad \forall n \in \mathbf{N}$$

Hier : $(X_n)_{n \in \mathbf{N}}$ stochastisch unabhängig (also auch unkorreliert)

$$\text{mit } EX_n = 0 \quad \forall n \in \mathbf{N}$$

$$\Rightarrow \text{Var} X_n = EX_n^2 = 2 \cdot 1 \cdot \frac{1}{2} \left(1 - \frac{1}{n^2}\right) + 2 \cdot n^4 \cdot \frac{1}{2n^2} \\ = 1 - \frac{1}{n^2} + n^2, \quad n \geq 2 \\ \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty$$

\Rightarrow dh. (8.6) ist nicht anwendbar.

$$\text{Hinweis : } Y_n := X_n \cdot I_{[-1,1]}(X_n), \quad n \in \mathbf{N}$$

Eigenschaften :

- $EY_n = 0 \quad \forall n \in \mathbf{N}$
- $X_1 = Y_1$, dh. $P(X_1 \neq Y_1) = 0 \quad (*)$

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(X_n \neq Y_n) \\ \stackrel{(*)}{=} \sum_{n=2}^{\infty} P(X_n \neq Y_n) = \sum_{n=2}^{\infty} (P(X_n = n^2) + P(X_n = -n^2)) \\ = \sum_{n=2}^{\infty} \frac{1}{n^2} < \infty, \quad \text{dh. mit Aufg. 32(b):} \\ (X_n)_{n \in \mathbf{N}} \sim (Y_n)_{n \in \mathbf{N}}$$
- $\text{Var} Y_n = EY_n^2 = 1, \quad n = 1$
 $1 - \frac{1}{n^2}, \quad n \geq 2$

$$\text{also: } \text{Var} Y_n \leq 1 \quad \forall n \in \mathbf{N}$$

$\Rightarrow (Y_n)_{n \in \mathbf{N}}$ genügt dem schwachen Gesetz der großen Zahlen
 $\stackrel{A32}{\Rightarrow} (X_n)_{n \in \mathbf{N}}$ genügt dem schwachen Gesetz der großen Zahlen