

Vorlesung 4

Alexander Mattick Kennung: qi69dube

Kapitel 1

13. Juli 2020

Seien X, Y ZV mit Dichte $f^{(X,Y)}$

$$f^X(x) = \int_{\mathbb{R}} f^{(X,Y)}(x, y) dy$$

Von vorteil: wenn $\text{supp } f^{(X,Y)}$ y -projizierbar ist, dann gilt.

$$f^X(x) = \int_{\underline{y}}^{\bar{y}} f^{(X,Y)}(x, y) dy$$

Habe eine kurze Frage: Wenn ich eine gemeinsame Dichte habe, kann ich die Einzeldichten heraus ziehen. Jedoch weiß ich nicht wie man dann auf die Integrationsgrenzen kommt.

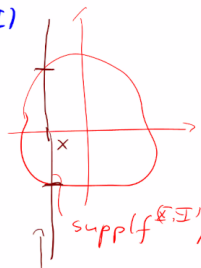
$\underline{X}, \underline{Y}$ sein ZV mit der Dichte $f^{(X,Y)}$

$$f^{\underline{X}}(x) = \int_{\mathbb{R}} f^{(X,Y)}(x, y) dy$$

- Von Vorteil ist: wenn $\text{supp}(f^{(X,Y)})$

y -projizierbar ist, dann gilt

$$f^{\underline{X}}(x) = \int_{\underline{y}(x)}^{\bar{y}(x)} f^{(X,Y)}(x, y) dy$$



$$1. T_N : \Omega_T = \{1, 2, 3, 4\} \mathcal{A} = P(\Omega_T)$$

$$T_N \sim L(4)$$

$$P(T_n = t) = \frac{1}{4}$$

$$Z = \sum_{i=1}^{T_N} X_i$$

somit ist $(t_n, x_1, x_2, x_3, x_4) = (3, 6, 5, 4, 6)$

$$\sum_{i=1}^3 x_i = 6 + 5 + 4 = 15 \text{ (das letzte wäre das } X_4 \text{ was nicht mehr drin ist)}$$

der Erwartungswert ist der EW der Zufälligen summe

Definition 7.30 (Zufällige Summen)

Es sei Y eine ZV mit Werten in \mathbb{N}_0 . X_1, X_2, \dots seien reellwertige ZV, identisch verteilt und stochastisch unabhängig, auch von Y . Dann heißt die ZV

$$S = \sum_{i=1}^Y X_i$$

mit zufälliger oberer Grenze eine **zufällige Summe**.

Satz 7.31

Für die zufällige Summe $S = \sum_{i=1}^Y X_i$ gilt, falls $E Y < \infty$ und $E X_1 < \infty$,

$$E S = E Y \cdot E X_1, \quad (1)$$

$$\text{Var } S = E Y \cdot \text{Var } X_1 + \text{Var } Y \cdot (E X_1)^2. \quad (2)$$

$$EZ = ET_N EX = \frac{1+4}{2} \cdot \frac{1+6}{2} = \frac{5+7}{4}$$

$$\text{Var } Z = ET_N \cdot \underbrace{\text{Var } X_1}_{\text{identisch verteilt}} + \text{Var}(T_N) \cdot (EX_1)^2 = \frac{5}{2} \left(\frac{6^2-1}{12} \right) + \frac{4^2-1}{12} \left(\frac{7}{2} \right)^2 = \frac{1085}{48}.$$

$$P((X \in B) \cap (Y = y)) = P(X \in B | Y = y)P(Y = y)$$

$$\text{Var}(X) = b, \text{Var}\left(\frac{1}{b}X - a\right) = \text{Var}\left(\frac{1}{b}X\right) = \frac{1}{b}$$

$$T = \frac{1}{\sqrt{b}}X, \text{Var}(X) = b \implies \text{Var}(T) = 1$$

standardisierung.

Definition 7.34

- (a) Y_n **konvergiert fast sicher** gegen Y , kurz $Y_n \xrightarrow{\text{f.s.}} Y$ wenn

$$P\left(\left\{\omega \in \Omega : \lim_{n \rightarrow \infty} Y_n(\omega) = Y(\omega)\right\}\right) = 1,$$

d.h., wenn höchstens innerhalb einer Ausnahmemenge $N \in \mathcal{A}$ mit $P(N) = 0$ der Grenzwert $\lim_{n \rightarrow \infty} Y_n(\omega)$ nicht existiert oder $\neq Y(\omega)$ ist.

- (b) Y_n **konvergiert stochastisch** gegen Y , kurz $Y_n \xrightarrow{\text{st.}} Y$, wenn

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|Y_n - Y| \geq \epsilon) = 0, \quad \forall \epsilon > 0,$$

d.h. für festes $\epsilon > 0$ und für jedes n darf es eine Ausnahmemenge M_n geben, auf der $|Y_n - Y| \geq \epsilon$ gilt, aber mit $P(M_n) \rightarrow 0$ für große n .

konvergiert fast sicher heist, dass der Limes der Rei-

he gegen eins geht. (Die wahrscheinlichkeit der Ausnahmemenge geht gegen null)

konvergiert stochastisch, dann wird die Differenz zweier Verteilungen Null. (Die wahrscheinlichkeit der Ausnahmemenge wird für ein groß genug n beliebig klein)

Definition 7.34

- (c) Y_n **konvergiert im r -ten Mittel** gegen Y , kurz $\left(Y_n \xrightarrow{(r)} Y\right)$, mit $1 \leq r < \infty$, wenn

$$E|Y_n - Y|^r \rightarrow 0.$$

Für $r = 1$ sagt man **konvergiert im Mittel**, für $r = 2$ **im quadratischen Mittel**.

- (d) Y_n **konvergiert nach Verteilung** gegen Y , kurz $Y_n \xrightarrow{V} Y$, wenn

$$F^{Y_n}(x) \rightarrow F^Y(x) \quad \text{für alle } x \text{ mit „} F^Y \text{ stetig im Punkt } x \text{“}.$$

sprich die Mittel konvergieren bzw die Verteilungsfunktion konvergiert für alle stetigen punkte.

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

$$EZ = E\left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sigma^2}(EX - \mu) = 0$$

$$EZ = E\left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sigma^2}(EX - \mu) = 0$$

$$\text{Var}(Z) = \text{Var}\left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right) = \text{Var}\left(\frac{X}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sigma^2} \text{Var}(X) = 1$$