

Kovarianz

Definition 1.34 Die **Kovarianz** von zwei ZV'en X und Y auf (Ω, \mathcal{F}, P) ist
$$\text{Kov}(X, Y) := \mathbb{E}[(X - E(X))(Y - E(Y))]$$

Bemerkung

- $\text{Kov}(X, X) = V(X)$
- $\text{Kov}(X, Y) = \text{Kov}(X + c_1, Y + c_2) = \mathbb{E}(\bar{X}, \bar{Y})$
mit $\bar{X} := X - E(X)$, $\bar{Y} := Y - E(Y)$
- $\text{Kov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$

$$= \iint_{\mathbb{R}^2} xy \mu_{(X, Y)}(dxdy) - \int_{\mathbb{R}} x \mu_X(dx) \int_{\mathbb{R}} y \mu_Y(dy)$$

mit

$\mu_{(X, Y)}$ – Gemeinsame Verteilung von (X, Y)

μ_X, μ_Y – ('Rand'-)Verteilung von X bzw. von Y

Bsp. 1.19 Für $X = \vec{X} \in \mathbb{R}^d$ mit $\vec{X} \sim \nu_{m, C}$ (Gauss-Verteilung in \mathbb{R}^d)
$$\text{Kov}(X_i, X_j) = C_{ij}.$$

Bew: $C \in \mathbb{R}^{d \times d}_{\text{symm}, >0} \Rightarrow \exists S \in \mathbb{R}^{d \times d} : C = S S^t.$
 $\xrightarrow{\text{Transformationsatz}}$ Behauptung durch Integration nach $y := S^{-1}x.$

Gleichheit von Bienamé

Definition 1.35 Zwei ZV'en X, Y heißen **unkorreliert**, falls $\text{Kov}(X, Y) = 0$.

Bsp. 1.20 Falls $X \hat{=} x$ -Koordinate und $Y \hat{=} \text{Radius}$ einer B_1 -gleichverteilten ZV $\vec{X} \in B_1 \subset \mathbb{R}^2$ (vergl. Beispiel 1.18), so ist $\text{Kov}(X, Y) = 0$.

Definition 1.36 **Korrelation zweier Zufallsvariablen**

$$\rho(X, Y) := \frac{\text{Kov}(X, Y)}{\sqrt{V(X)}\sqrt{V(Y)}}$$

Bemerkung Cauchy-Schwarz-Ungleichung $\Rightarrow \rho(X, Y) \in [-1, 1]$

Lemma 1.4 Für X_1, \dots, X_n paarweise unkorreliert (d.h. $\text{Kov}(X_i, X_j) = 0$ für $i \neq j$)
(Bienamé)

$$V(\sum_{i=1}^n X_i) = \sum_{i=1}^n V(X_i).$$

Bew: O.b.d.A. $\mathbb{E}(X_i) = 0, i = 1, \dots, n$.

$$\begin{aligned} V(\sum X_i) &= \mathbb{E}[(\sum_i X_i)^2] = \mathbb{E}[(\sum_i X_i)(\sum_j X_j)] = \mathbb{E}[\sum_{i,j} X_i X_j] \\ &= \sum_{i,j} \mathbb{E}(X_i X_j) = \sum_{i,j} \delta_{ij} E(X_i X_j) = \sum_i V(X_i). \end{aligned}$$

Kapitel 2:

Gesetze der Großen Zahlen und
Unabhängigkeit

Schwaches Gesetz der großen Zahlen

Satz 2.1 *Es sei X_1, X_2, \dots eine Folge von paarweise unkorrelierten identisch verteilten reellen ZV'en mit $X_1 \in L^2$, dann gilt für $n \rightarrow \infty$*

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{\text{stochastisch}} \mathbb{E}(X_1).$$

Bew: *O.b.d.A $E(X_1) = 0$.*

Tschebyshev für $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ und Bienamyé:

$$\begin{aligned} P\left(\left|\frac{1}{n}S_n\right| > \delta\right) &= P(|S_n| > n\delta) \leq \frac{1}{n^2\delta^2} V(S_n) \\ &= \frac{1}{n^2\delta^2} \sum_i V(X_i) = \frac{1}{n\delta^2} \mathbb{E}(X_1^2) \rightarrow 0. \quad \square \end{aligned}$$

Bemerkung *Es folgt i.A. nicht, dass $\frac{1}{n}S_n \rightarrow \mathbb{E}(X_1)$ fast sicher. Insbesondere gilt i.A. nicht, dass die Approximation $\frac{1}{n}S_n(\omega)$ von $E(X_1)$ für $n \rightarrow \infty$ immer besser wird.*

2.1 Unabhängigkeit

Unabhängige Ereignisse

Definition 2.1

- Eine Familie von Ereignissen $(A_\lambda)_{\lambda \in \Lambda}$ im W-Raum (Ω, \mathcal{F}, P) heißt **unabhängig**, falls für jede endliche Teilmenge $\Lambda' \subset \Lambda$ gilt

$$P(\cap_{\lambda \in \Lambda'} A_\lambda) = \prod_{\lambda \in \Lambda'} P(A_\lambda).$$

- Die Ereignisse Eine Familie von Ereignissen $(A_\lambda)_{\lambda \in \Lambda}$ heißen paarweise **paarweise unabhängig**, falls

$$P(A_\lambda \cap A_{\lambda'}) = P(A_\lambda) \cdot P(A_{\lambda'}) \forall \lambda \neq \lambda'.$$

Bsp. 2.1 Von den vier Ziffernfolgen 112, 121, 211, 222 wird eine zufällig ausgewählt. Dann sind die Ereignisse $A_i := "$ i -te Stelle ist 1", $i = 1, 2, 3$ paarweise unabhängig aber nicht unabhängig.

Bemerkung A_1, \dots, A_n unabhängig $\Leftrightarrow A_1^c, \dots, A_n^c$ unabhängig.

Borel-Cantelli: Umkehrung

Satz 2.2 Seien $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$ unabhängige Ereignisse in (Ω, \mathcal{F}, P) mit $\sum_n P(A_n) = \infty$, dann gilt $P(\limsup A_n) = 1$.

Bew: $B_n := \cup_{m \geq n} A_m \searrow \limsup A_n$. Zeige $P(B_n) = 1$.

$$\begin{aligned} P(B_n^c) &= P(\cap_{m \geq n} A_m^c) = \lim_{l \rightarrow \infty} P(\cap_{n \leq m \leq l} A_m^c) \\ &= \lim_l \prod_{n \leq m \leq l} P(A_m^c) = \lim_l \prod_{n \leq m \leq l} (1 - P(A_m)) \\ &= \lim_l \exp\left[\sum_{n \leq m \leq l} \log(1 - P(A_m))\right] \\ &\leq \lim_l \exp\left[-\sum_{n \leq m \leq l} P(A_m)\right] = 0, \end{aligned}$$

weil $\log(1 - x) \leq -x$ und $\sum_{n \leq m \leq l} P(A_m) \rightarrow \infty$ für $l \rightarrow \infty$. \square

Bsp. 2.2 Unendliche Wiederholung unabh. Münzwürfe mit $p \in]0, 1[$.
 $\Rightarrow P(\text{"unendlich häufig Kopf"}) = 1$.

Korollar 2.1 $P(\limsup A_n) \in \{0, 1\}$ für jede unabh. Folge $\{A_n\} \subset \mathcal{F}$.
(0-1-Gesetz von Borel)

Borel-Cantelli: Umkehrung (II)

Satz 2.3 (Chung) Seien $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$ paarw. unabhängige Ereignisse in (Ω, \mathcal{F}, P) mit $\sum_n P(A_n) = \infty$, dann gilt $P(\limsup A_n) = 1$.

Bew: Zeige $P(S = \infty) = 1$ mit $S = \lim_n S_n$, $S_n := \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{A_i}$

$$1) \xrightarrow{\text{Monot. Konvergenz}} E(S_n) \rightarrow E(S) = \infty.$$

$$2) \xrightarrow{\text{Bienaimé}} V(S_n) = \sum V(\mathbb{1}_{A_i}) \leq \sum_{i=1}^n E(\mathbb{1}_{A_i}^2) = E(S_n)$$

$$\xrightarrow{1) \text{ und } 2)} \frac{V(S_n)}{E^2(S_n)} \rightarrow 0.$$

$$\xrightarrow{\text{Tschebyshev}} P(S_n \geq \frac{1}{2}E(S_n)) \geq P(|S_n - E(S_n)| \leq \frac{1}{2}E(S_n)) \\ \geq 1 - 4 \frac{V(S_n)}{E^2(S_n)} \geq 1 - \delta, \text{ falls } n \geq N_0(\delta).$$

$$\Rightarrow P(S \geq \frac{1}{2}E(S_n)) \geq 1 - \delta, \text{ falls } n \geq N_0(\delta).$$

$$\xrightarrow{E(S_n) \rightarrow \infty} P(S = \infty) \geq 1 - \delta \forall \delta > 0$$

□

Korollar 2.2 (0-1-Gesetz von Chung) $P(\limsup A_n) \in \{0, 1\}$ für jede paarw. unabh. Folge $\{A_n\} \subset \mathcal{F}$.

Unabhängige Mengensysteme

Definition 2.2 *Eine Familie $\{\mathcal{E}_\lambda \subset \mathcal{F} \mid \lambda \in \Lambda\}$ von Ereignismengen heißt unabhängig, falls jede endliche Teilauswahl von Mengen $\{A_i \in \mathcal{E}_{\lambda_i}, i = 1, \dots, N, \lambda_i \neq \lambda_j \text{ für } i \neq j\}$ unabhängig ist.*

Lemma 2.1 *Für eine unabh. Familie $(\mathcal{E}_\lambda)_{\lambda \in \Lambda}$ von \cap -stabilen Mengensystemen ist auch $\{\sigma(\mathcal{E}_\lambda)\}_{\lambda \in \Lambda}$ unabhängig.*

Bew: $(\mathcal{E}_\lambda)_{\lambda \in \Lambda}$ unabh. \Rightarrow Zugeh. Dynkin-Systeme $(\delta(\mathcal{E}_\lambda))_{\lambda \in \Lambda}$ unabhängig. Wegen \cap -Stabilität von \mathcal{E}_λ ist $\delta(E_\lambda) = \sigma(E_\lambda) \forall \lambda$.

Unabhängigkeit von Zufallsvariablen

Definition 2.3 Eine Familie von (E, \mathcal{E}) -wertigen Zufallsvariablen $(X_\lambda)_{\lambda \in \Lambda}$ heißt **unabhängig** falls für alle $N \in \mathbb{N}$, $\{\lambda_1, \dots, \lambda_N\} \subset \Lambda$, $B_1, \dots, B_N \in \mathcal{E}$

$A_1 := \{X_{\lambda_1} \in B_1\}, \dots, A_N := \{X_{\lambda_N} \in B_N\}$ unabhängig.

Bemerkung

- X_1, \dots, X_n unabhängig $\Leftrightarrow \sigma(X_1), \dots, \sigma(X_n)$ unabhängig.
- $X_1, \dots, X_n \Rightarrow \varphi_1(X_1), \dots, \varphi_n(X_n)$ unabhängig,
falls $\varphi_1, \dots, \varphi_n$ messbar $E \rightarrow E'$

Satz 2.4 Für reelle ZV'en X_1, \dots, X_d sind äquivalent

- X_1, \dots, X_d unabhängig
- $\forall t_1, \dots, t_n \in \mathbb{R} F_{\bar{X}}(t_1, \dots, t_d) = \prod_{i=1 \dots d} F_{X_i}(t_i)$.
- $\mu_{\bar{X}} = \otimes_{i=1}^d \mu_{X_i}$ (Produktmaß auf \mathbb{R}^d):
d.h. $\mu_{\bar{X}}([a_1, b_1] \dots [a_d, b_d]) = \prod_{i=1}^d \mu_{X_i}([a_i, b_i])$.

Korollar 2.3 Für X_1, \dots, X_n unabhängig ist $E(\prod_{i=1}^n X_i) = \prod_{i=1}^n E(X_i)$.

2.2 Starkes Gesetz der großen Zahlen

Starkes Gesetz – Einfacher Fall

Satz 2.5 Falls $(X_n)_n$ eine Folge von i.i.d. ZV'en auf einem W-Raum (Ω, \mathcal{F}, P) mit $\mathbb{E}(X_1^4) < \infty$, so gilt mit $m = E(X_1)$, dass

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{n \rightarrow \infty} m \text{ fast sicher.}$$

Bew: O.b.d. $m = 0$.

Mit $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ gilt

$$\begin{aligned} E(S_n^4) &= \sum_{i,j,k,l=1}^n E(X_i X_j X_k X_l) \\ &= nE(X_1^4) + \binom{n}{2} \binom{4}{2} (E(X_1^2))^2 = nE(X_1^4) + 3n(n-1)(E(X_1^2))^2 \leq C n^2. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \xrightarrow{\text{Tschebyshev}} P\left(\frac{1}{n}|S_n| \geq \delta\right) &= P(|S_n| > n\delta) \leq \frac{1}{n^4 \delta^4} C n^2 = \frac{C}{\delta^4 n^2} \\ &\Rightarrow \sum_n P\left(\frac{1}{n}|S_n| \geq \delta\right) < \infty \end{aligned}$$

$$\xrightarrow{\text{Borel-Cantelli}} P(\limsup_n \frac{1}{n}|S_n| \geq \delta) = 0.$$

$$\Rightarrow P(\limsup_n \frac{1}{n}|S_n| \neq 0) \leq P(\bigcup_{k \in \mathbb{N}} \{\limsup_n \frac{1}{n}|S_n| \geq \frac{1}{k}\}) = 0.$$