

1. Mengenalgebra

1.1. Mengen- und Boolesche Algebra

Kommutativ	$A \cap B = B \cap A$	$A \cup B = B \cup A$
Assoziativ	$(A \cap B) \cap C = A \cap (B \cap C)$ $(A \cup B) \cup C = A \cup (B \cup C)$	
Distributiv	$A \cap (B \cup C) = (A \cap B) \cup (A \cap C)$ $A \cup (B \cap C) = (A \cup B) \cap (A \cup C)$	
Idempotenz	$A \cap A = A$	$A \cup A = A$
Absorbtion	$A \cap (A \cup B) = A$	$A \cup (A \cap B) = A$
Neutralität	$A \cap \Omega = A$	$A \cup \emptyset = A$
Dominant	$A \cap \emptyset = \emptyset$	$A \cup \Omega = \Omega$
Komplement	$A \cap \bar{A} = \emptyset$	$A \cup \bar{A} = \Omega$
	$\bar{\bar{A}} = A$	$\bar{\Omega} = \emptyset$
De Morgan	$A \cap \bar{B} = \bar{A} \cup \bar{B}$	$A \cup \bar{B} = \bar{A} \cap \bar{B}$

1.2. Kombinatorik

Mögliche Variationen/Kombinationen um k Elemente von maximal n Elementen zu wählen bzw. k Elemente auf n Felder zu verteilen:

	Mit Reihenfolge	Reihenfolge egal
Mit Wiederholung	n^k	$\binom{n+k-1}{k}$
Ohne Wiederholung	$\frac{n!}{(n-k)!}$	$\binom{n}{k}$

Permutation von n mit jeweils k gleichen Elementen: $\frac{n!}{k_1! k_2! \dots}$
 $\binom{n}{k} = \binom{n}{n-k} = \frac{n!}{k! \cdot (n-k)!}$ $\binom{4}{2} = 6$ $\binom{5}{2} = 10$

1.3. Grundbegriffe

Tupel	$(i, j) \neq (j, i)$ für $i \neq j$
Ungeordnetes Paar	$\{i, j\} = \{j, i\}$
Potenzmenge	$P(\Omega)$ ist Menge aller Teilmengen von Ω

1.4. Integralarten

$F(x)$	$f(x)$	$f'(x)$
$\frac{1}{q+1} x^{q+1}$	x^q	qx^{q-1}
$\frac{2\sqrt{ax^3}}{3}$	\sqrt{ax}	$\frac{a}{2\sqrt{ax}}$
$x \ln(ax) - x$	$\ln(ax)$	$\frac{1}{x}$
$\frac{1}{a^2} e^{ax} (ax - 1)$	$x \cdot e^{ax}$	$e^{ax} (ax + 1)$
$\frac{a^x}{\ln(a)}$	a^x	$a^x \ln(a)$
$\int \frac{dt}{\sqrt{at+b}} = \frac{2\sqrt{at+b}}{a}$	$\int t^2 e^{at} dt = \frac{(ax-1)^2+1}{a^3} e^{at}$	
$\int t e^{at} dt = \frac{at-1}{a^2} e^{at}$	$\int x e^{ax^2} dx = \frac{1}{2a} e^{ax^2}$	

1.5. Binome, Trinome

$$(a \pm b)^2 = a^2 \pm 2ab + b^2 \quad a^2 - b^2 = (a - b)(a + b)$$

$$(a \pm b)^3 = a^3 \pm 3a^2b + 3ab^2 \pm b^3$$

$$(a + b + c)^2 = a^2 + b^2 + c^2 + 2ab + 2ac + 2bc$$

2. Wahrscheinlichkeitsräume $(\Omega, \mathbb{F}, \mathbb{P})$

Ein Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega, \mathbb{F}, \mathbb{P})$ besteht aus

- Ergebnismenge $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots\}$: Menge aller möglichen **Ergebnisse** ω_i
- Ereignisalgebra $\mathbb{F} = \{A_1, A_2, \dots\}$: Menge von Ereignissen $A_i \subseteq \Omega$
- Wahrscheinlichkeitsmaß \mathbb{P}

2.1. Ereignisalgebra $\mathbb{F} \subseteq P(\Omega)$

- $\Omega \in \mathbb{F}$
- $A_i \in \mathbb{F} \Rightarrow A_i^c \in \mathbb{F}$
- $A_1, \dots, A_k \in \mathbb{F} \Rightarrow \bigcup_{i=1}^k A_i \in \mathbb{F}$

Daraus folgt:

- $\emptyset \in \mathbb{F}$
- $A_i \cup A_j \in \mathbb{F}$
- $\bigcap_{i=1}^k A_i \in \mathbb{F}$

$|\mathbb{F}| = 2^{\text{Anzahl disjunkter Teilmengen}}$ (muss endlich sein)

2.1.1. σ -Algebra

Entwicklung $k \rightarrow \infty$. Unendlich viele Ergebnisse, aber jedes A_i besteht aus abzählbar vielen Ergebnissen. Besitzt mindestens 2 Ereignisse.

2.2. Wahrscheinlichkeitsmaß \mathbb{P}

$$\mathbb{P}(A) = \frac{|A|}{|\Omega|} \quad \mathbb{P}(A \cup B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B)$$

2.2.1. Axiome von Kolmogorow

- Nichtnegativität: $\mathbb{P}(A) \geq 0 \Rightarrow \mathbb{P} : \mathbb{F} \mapsto [0, 1]$
- Normiertheit: $\mathbb{P}(\Omega) = 1$
- Additivität: $\mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_i)$, wenn $A_i \cap A_j = \emptyset, \forall i \neq j$

2.2.2. Weitere Eigenschaften

- $\mathbb{P}(A^c) = 1 - \mathbb{P}(A)$
- $\mathbb{P}(\emptyset) = 0$ $\mathbb{P}(\Omega) = 1$
- $\mathbb{P}(A \setminus B) = \mathbb{P}(A \cap B^c) = \mathbb{P}(A) - \mathbb{P}(A \cap B)$
- $\mathbb{P}(A \cup B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B)$
- $\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cup B)$
- $A \subseteq B \Rightarrow \mathbb{P}(A) \leq \mathbb{P}(B)$
- $\mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^k A_i\right) \leq \sum_{i=1}^k \mathbb{P}(A_i)$

3. Bedingte Wahrscheinlichkeit und Unabhängigkeit

3.1. Bedingte Wahrscheinlichkeit

Bedingte Wahrscheinlichkeit für A falls B bereits eingetreten ist:

$$\mathbb{P}_B(A) = \mathbb{P}(A|B) = \frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(B)}$$

3.1.1. Totale Wahrscheinlichkeit und Satz von Bayes

Es muss gelten: $\bigcup_{i \in I} B_i = \Omega$ für $B_i \cap B_j = \emptyset, \forall i \neq j$

$$\text{Totale Wahrscheinlichkeit: } \mathbb{P}(A) = \sum_{i \in I} \mathbb{P}(A|B_i) \mathbb{P}(B_i)$$

$$\text{Satz von Bayes: } \mathbb{P}(B_k|A) = \frac{\mathbb{P}(A|B_k) \mathbb{P}(B_k)}{\sum_{i \in I} \mathbb{P}(A|B_i) \mathbb{P}(B_i)}$$

3.1.2. Multiplikationssatz

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A|B) \mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(B|A) \mathbb{P}(A)$$

Beliebig viele Ereignisse:

$$\mathbb{P}(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_k) = \mathbb{P}(A_{\pi(1)}) \mathbb{P}(A_{\pi(2)}|A_{\pi(1)}) \mathbb{P}(A_{\pi(3)}|A_{\pi(2)} \cap A_{\pi(1)}) \times \dots \times \mathbb{P}(A_{\pi(k)}|A_{\pi(k-1)} \cap \dots \cap A_{\pi(1)})$$

3.2. Stochastische Unabhängigkeit

Ereignisse A und B sind unabhängig falls:

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) \mathbb{P}(B) \Rightarrow \mathbb{P}(B|A) = \mathbb{P}(B)$$

Allgemein:

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i \in J} A_i\right) = \prod_{i \in J} \mathbb{P}(A_i) \text{ mit Indexmenge } I \text{ und } \emptyset \neq J \subseteq I$$

4. Zufallsvariablen

4.1. Definition

$X : \Omega \mapsto \Omega'$ ist Zufallsvariable, wenn für jedes Ereignis $A' \in \mathbb{F}'$ im Bildraum ein Ereignis A im Urbildraum \mathbb{F} existiert, sodass $\{\omega \in \Omega | X(\omega) \in A'\} \in \mathbb{F}$

4.2. Unabhängigkeit von Zufallsvariablen

Zufallsvariablen X_1, \dots, X_n sind stochastisch unabhängig, wenn für jedes $\vec{x} = [x_1, \dots, x_n]^T \in \mathbb{R}^n$ gilt:

$$\mathbb{P}(\{X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n\}) = \prod_{i=1}^n \mathbb{P}(\{X_i \leq x_i\})$$

$$F_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n F_{X_i}(x_i)$$

$$\text{Gleichbedeutend: } p_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n p_{X_i}(x_i)$$

$$f_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f_{X_i}(x_i)$$

4.3. Bedingte Zufallsvariablen

Bedingte Wahrscheinlichkeit für Zufallsvariablen:

$$\begin{aligned} \text{Ereignis } A \text{ gegeben: } & F_{X|A}(x|A) = \mathbb{P}(\{X \leq x\} | A) \\ \text{ZV } Y \text{ gegeben: } & F_{X|Y}(x|y) = \mathbb{P}(\{X \leq x\} | \{Y = y\}) \\ & p_{X|Y}(x|y) = \frac{p_{X,Y}(x,y)}{p_Y(y)} \\ & f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{dF_{X|Y}(x|y)}{dx} \end{aligned}$$

5. Wahrscheinlichkeitsverteilungen

5.0.1. Definition

$$P_X(A') = \mathbb{P}(\{\omega \in \Omega | X(\omega) \in A'\}) = \mathbb{P}(\{X \in A'\}) \quad \forall A' \in \mathbb{F}'$$

5.0.2. Kumulative Verteilungsfunktion (KVF bzw. CDF)

$$F_X(x) = \mathbb{P}(\{X \leq x\})$$

Eigenschaften

- $F_X(x)$ ist monoton wachsend
- $F_X(x) \geq 0$
- $F_X(x)$ ist rechtsseitig stetig:
 $\forall h > 0 : \lim_{h \rightarrow 0} F_X(x+h) = F_X(x) \quad \forall x \in \mathbb{R}$
- $\lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x) = 0 ; \lim_{x \rightarrow \infty} F_X(x) = 1$
- $\mathbb{P}(\{a < X \leq b\}) = F_X(b) - F_X(a)$
- $\mathbb{P}(\{X > c\}) = 1 - F_X(c)$

5.0.3. Verteilung diskreter Zufallsvariablen

Bezeichnung	Abk.	Zusammenhang
Wahrscheinlichkeitsmassenfkt.	pmf	$p_X(x) = \mathbb{P}(\{X = x\})$
Kumulative Verteilungsfkt.	cdf	$F_X(x) = \sum_{\xi \in \Omega' : \xi \leq x} p_X(\xi)$

5.0.4. Verteilung stetiger Zufallsvariablen

Bezeichnung	Abk.	Zusammenhang
Wahrscheinlichkeitsdichtefkt.	pdf	$f_X(x) = \frac{dF_X(x)}{dx}$
Kumulative Verteilungsfkt.	cdf	$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(\xi) d\xi$

Berechnung von $f_X(x)$:

$$f_X(x) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{1}{\epsilon} \int_x^{x+\epsilon} f_X(\xi) d\xi = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{1}{\epsilon} \mathbb{P}(x \leq X \leq x + \epsilon)$$

Normiertheit

$$\sum p(x) + \int_{\mathbb{R}} f_X(x) dx \stackrel{!}{=} 1$$

5.1. Mehrdimensionale Verteilungen

5.1.1. Mehrdimensionale Zufallsvariable:

$\vec{X} = [X_1, \dots, X_n]^T$ mit X_i Zufallsvariablen

5.1.2. Gemeinsame kumulative Verteilungsfunktion:

$$F_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = F_{\vec{X}}(\vec{x}) = \mathbb{P}(\{\vec{X} \leq \vec{x}\}) = \mathbb{P}(\{X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n\})$$

Eigenschaften:

- in jeder Koordinate Monoton wachsend
- rechtsseitig stetig: $\forall h > 0 : \lim_{h \rightarrow 0} F_{X_1, \dots, X_n}(x_1 + h, \dots, x_n + h) = F_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n), \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$
- $\lim_{x_i \rightarrow -\infty} (x_1, \dots, x_n) = 0 \quad \forall i = 1, \dots, n,$
 $\lim_{x_1 \rightarrow -\infty} \dots \lim_{x_n \rightarrow -\infty} F_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = 1$

5.1.3. Diskrete Zufallsvariablen:

$$p_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = \mathbb{P}(\{\vec{X} = \vec{x}\}) \text{ (joint probability mass function)}$$

5.1.4. Stetige Zufallsvariablen:

$$F_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{x_1} \dots \int_{-\infty}^{x_n} f_{X_1, \dots, X_n}(\xi_1, \dots, \xi_n) d\xi_n \dots d\xi_1$$

$$f_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = \frac{\partial^n F_{\vec{X}}(x_1, \dots, x_n)}{\partial x_1 \dots \partial x_n} \quad f_{X,Y} = f_{Y,X}$$

(joint probability density function)

5.1.5. Marginalisierung

Prinzip: Lasse alle vernachlässigbaren ZV gegen unendlich gehen.

$$F_{X_1, \dots, X_m}(x_1, \dots, x_m) = F_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_m, \infty, \dots, \infty)$$

Randverteilung:

Spezialfall der Marginalisierung um aus der mehrdimensionalen KVF die KVF für eine ZV zu erhalten.

$$F_{X_1}(x_1) = F_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \infty, \dots, \infty)$$

Randverteilung der Wahrscheinlichkeitsmasse (PMF)

(für diskrete ZV)

$$p_{X_1}(x_1) = \sum_{x_2, \dots, x_n} p_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n)$$

Randverteilung der Wahrscheinlichkeitsdichte (WDF)

(für stetige ZV)

$$f_{X_1}(x_1) = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) dx_n \dots dx_2$$

6. Funktionen von Zufallsvariablen

$X : \Omega \rightarrow \Omega' = \mathbb{R}$ und jetzt $g : \Omega' \rightarrow \Omega'' = \mathbb{R}$

$$\mathbb{P}(A'') = \mathbb{P}(Y \in A'') = \mathbb{P}(\{X \in \Omega' | g(X) \in A''\}) = \mathbb{P}(\{\omega \in \Omega | g(X(\omega)) \in A''\})$$

6.1. Transformation von Zufallsvariablen

Berechnung von $f_Y(y)$ aus $f_X(x)$

$g(x)$ streng monoton & differenzierbar:

$$g^{-1}(y) - \text{Umkehrfunktion}$$

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \left[\left| \frac{dg(x)}{dx} \right|_{x=g^{-1}(y)} \right]^{-1}$$

$g(x)$ nur differenzierbar:

$$f_Y(y) = \sum_{i=1}^N f_X(x_i) \left[\left| \frac{dg(x)}{dx} \right|_{x=x_i} \right]^{-1} \text{ mit } i \in \{1, \dots, N\}$$

x_i sind Nullstellen von $y - g(x) = 0$

6.1.1. Beispiel: lineare Funktion

$$Y = aX + b \Leftrightarrow g(x) = ax + b \text{ mit } a \in \mathbb{R} \setminus \{0\}, b \in \mathbb{R}:$$

$$\Rightarrow f_Y(y) = \frac{1}{|a|} f_X\left(\frac{y-b}{a}\right)$$

$$F_Y(y) = \begin{cases} F_X\left(\frac{y-b}{a}\right) & a > 0 \\ 1 - F_X\left(\frac{y-b}{a}\right) & a < 0 \end{cases}$$

6.2. Summe unabhängiger Zufallsvariablen

$Z = X + Y$ mit X und Y unabhängig.

$$\Rightarrow f_{Z=X+Y}(z) = (f_X * f_Y)(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(z-y) f_Y(y) dy$$

7. Stochastische Standardmodelle

7.1. Begriffe

Gedächtnislos

Eine Zufallsvariable X ist gedächtnislos, falls:

$$P(\{X > a + b\} | \{X > a\}) = P(\{X > b\}), \quad a, b > 0$$

7.2. Gleichverteilung

7.2.1. Diskret

$$p_X(x) = \frac{1}{|\Omega|}, \quad x \in \{1, \dots, |\Omega|\}$$

Beispiele: Wurf einer fairen Münze, Lottozahlen

7.2.2. Stetig ($a, b: -\infty < a < b < \infty$)

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & x \in [a, b] \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & x \in [a, b] \\ 1 & x > b \end{cases}$$

$$\begin{array}{lll} E[X] = \frac{a+b}{2} & \text{Erwartungswert} & \text{Var}[X] = \frac{(b-a)^2}{12} \quad \text{Varianz} \\ \varphi_X(s) = \frac{e^{j\omega b} - e^{j\omega a}}{j\omega(b-a)} & \text{Charakt. Funktion} & \end{array}$$

Beispiele: Winkel beim Flaschendrehen, Phase einer empf. Sinusschwingung

7.3. Bernoulli-Verteilung ($p \in [0, 1]$)

Wahrscheinlichkeitsmasse

2 Ereignisse: Erfolg und Misserfolg

p : Wahrscheinlichkeit

$$p_X(k) = \begin{cases} p, & k=1 \\ 1-p, & k=0 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \quad F_X(k) = \begin{cases} 0, & k < 0 \\ 1-p, & 0 \leq k < 1 \\ 1, & k \geq 1 \end{cases}$$

$$\begin{array}{lll} E[X] = p & \text{Erwartungswert} & \text{Var}[X] = p(1-p) \quad \text{Varianz} \\ G_X(z) = pz + 1 - p & \text{Wahrscheinlichkeitserz. Funktion} & \end{array}$$

Beispiele: Einmaliger Wurf einer (unfairen) Münze

7.4. Binomialverteilung $B(n, p)$ ($p \in [0, 1], n \in \mathbb{N}$)

Folge von n Bernoulli-Experimenten

p : Wahrscheinlichkeit für Erfolg

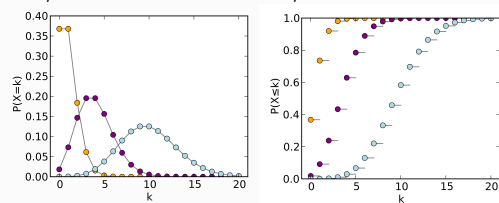
k : Anzahl der Erfolge

Wahrscheinlichkeitsmasse

$$p_X(k) = B_{n,p}(k) = \begin{cases} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} & k \in \{0, \dots, n\} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

mit $\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$

WMF/PMF:



$$\begin{array}{lll} E[X] = np & \text{Erwartungswert} & \text{Var}[X] = np(1-p) \quad \text{Varianz} \\ G_X(z) = (pz + 1 - p)^n & \text{Wahrscheinlichkeitserz. Funktion} & \end{array}$$

Charakteristische Funktion $\varphi_X(s) = (1 - p + pe^{is})^n$

Beispiele: Anzahl der Übertragungsfehler in einem Datenblock endlicher Länge, Wiederholtes Werfen einer Münze

7.5. Poisson-Verteilung ($\lambda \geq 0$)

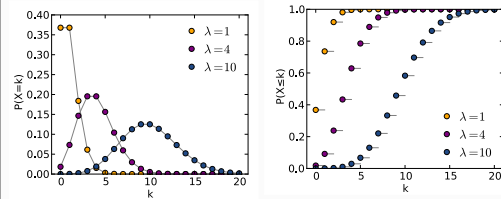
Asymptotischer Grenzfall der Binomialverteilung

$$n \rightarrow \infty, p \rightarrow 0, np \rightarrow \lambda \quad p_X(k) = \lim_{n \rightarrow \infty} B_{n, \frac{\lambda}{n}}(k)$$

λ : mittlere Wahrscheinlichkeit des Eintretens des Ereignisses von p

WMF/PMF:

$$p_X[k] = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad k \in \mathbb{N}_0$$



$$\begin{array}{lll} E[X] = \lambda & \text{Erwartungswert} & \text{Var}[X] = \lambda \quad \text{Varianz} \\ G_X(z) = e^{\lambda(z-1)} & \text{Wahrscheinlichkeitserz. Funktion} & \end{array}$$

Charakteristische Funktion $\varphi_X(s) = \exp(\lambda(e^{is} - 1))$

Beispiele: Zahl der Phänomene in einem Zeitintervall, Google-Anfragen in einer Stunde, Schadensmeldungen an Versicherungen in einem Monat

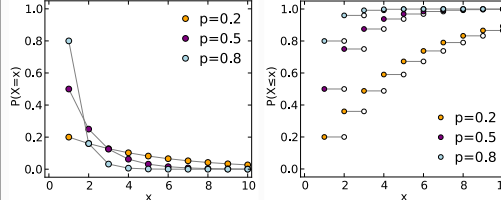
7.6. Geometrische Verteilung ($p \in [0, 1]$)

Erster Erfolg eines Bernoulli-Experiments beim k -ten Versuch,

Gedächtnislos

WMF/PMF:

$$p_X[k] = (1-p)^{k-1} p, \quad k \in \mathbb{N}$$



$$\begin{array}{lll} E[X] = \frac{1}{p} & \text{Erwartungswert} & \text{Var}[X] = \frac{1-p}{p^2} \quad \text{Varianz} \\ G_X(z) = \frac{pz}{1-z+pz} & \text{Wahrscheinlichkeitserz. Funktion} & \end{array}$$

Charakteristische Funktion $\varphi_X(s) = \frac{pe^{is}}{1 - (1-p)e^{is}}$

Beispiele: diskrete Dauer bis ein technisches Gerät zum ersten Mal ausfällt, Anzahl der Würfe bis man eine "6" würfelt

7.7. Exponentialverteilung ($\lambda > 0$)

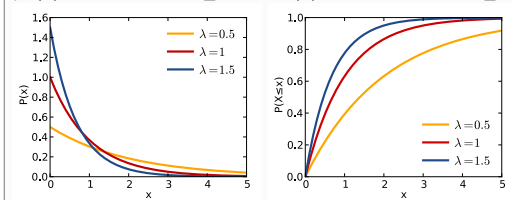
Wie geometrische Verteilung für stetige Zufallsvariablen ("Lebensdauer"),

Gedächtnislos

= Wartezeit bis zum ersten Auftreten eines Ereignisses

WDF/PDF:

$$f_X(x) = \lambda e^{-\lambda x} \quad x \geq 0$$

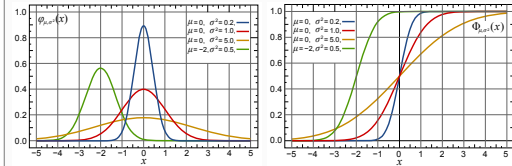


$$\begin{array}{lll} E(X) = \frac{1}{\lambda} & \text{Erwartungswert} & \text{Var}(X) = \frac{1}{\lambda^2} \quad \text{Varianz} \\ \varphi_X(\omega) = \frac{\lambda}{\lambda - j\omega} & \text{Charakt. Funktion} & \end{array}$$

Beispiele: Lebensdauer von el. Bauteilen, Zeitdauer zwischen zwei Anrufen in einem Call-Center

7.8. Normalverteilung ($\mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0$)

WDF/PDF:



WDF

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad x \in \mathbb{R}$$

$$\begin{array}{lll} E(X) = \mu & \text{Erwartungswert} & \text{Var}(X) = \sigma^2 \quad \text{Varianz} \\ \varphi_X(\omega) = e^{j\omega\mu - \frac{\omega^2\sigma^2}{2}} & \text{Charakt. Funktion} & \end{array}$$

Schreibweise $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$

Beispiele: Rauschen, Ort eines Teilchens relativ zu seiner Anfangsposition bei brownischer Molekularbewegung, abgefahrte Sachen, die man nicht genauer bestimmen will oder kann

7.8.1. Standardnormalverteilung

ist der Spezialfall $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

Es gilt außerdem:

- $Y \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2) \Rightarrow X = \frac{1}{\sigma}(Y - \mu) \sim \mathcal{N}(0, 1)$
- $X \sim \mathcal{N}(0, 1) \Rightarrow Y = \sigma X + \mu \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$

8. Erwartungswert

8.1. Erwartungswert

gibt den mittleren Wert einer Zufallsvariablen an

$$E[X] = \sum_{x \in \Omega'} x \cdot P_X(x) \stackrel{\Delta}{=} \int_{\mathbb{R}} x \cdot f_X(x) dx$$

diskrete $X: \Omega \rightarrow \Omega'$ stetige $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$

Voraussetzung:

$$\sum |x| P(\{X = x\}) < \infty$$

Eigenschaften:

$$\begin{array}{ll} \text{EW von Konstante:} & E[\alpha] = \alpha \\ \text{Linearität:} & E[\alpha X + \beta Y] = \alpha E[X] + \beta E[Y] \\ & \Rightarrow E[X - E[X]] = 0 \\ \text{Monotonie:} & X \leq Y \Rightarrow E[X] \leq E[Y] \end{array}$$

Beweis mit der Definition und der Linearität des Integrals bzw. der Summe.

$E[X Y] = E[X] E[Y]$, falls X und Y stochastisch unabhängig
Umkehrung nicht möglich: Unkorreliertheit \nRightarrow Stoch. Unabhängig!

$$E[X Y] = \int_{\mathbb{R}} \int_{\mathbb{R}} x y \cdot f_{X,Y}(x, y) dx dy$$

Spezialfall für $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}_+$:

$$E[X] = \int_0^\infty P(X > t) dt \quad (\text{stetig}) \quad E[X] = \sum_{k=0}^\infty P(X > k) \quad (\text{diskret})$$

8.1.1. Für Funktionen von Zufallsvariablen $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$

$$E[g(X)] = \sum_{x \in \Omega'} g(x) P_X(x) \stackrel{\Delta}{=} \int_{\mathbb{R}} g(x) f_X(x) dx$$

9. Varianz und Kovarianz

9.1. Varianz

ist ein Maß für die Stärke der Abweichung vom Erwartungswert

$$\text{Var}[X] = E[(X - E[X])^2] = E[X^2] - E[X]^2$$

$$\text{Var}[\alpha X + \beta] = \alpha^2 \text{Var}[X] \quad \text{Var}[X] = \text{Cov}[X, X]$$

$$\text{Var}\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] + \sum_{j \neq i} \text{Cov}[X_i, X_j]$$

9.1.1. Standard Abweichung

$$\sigma = \sqrt{\text{Var}[X]}$$

9.2. Kovarianz

Maß für den linearen Zusammenhang zweier Variablen

$$\begin{array}{l} \text{Cov}[X, Y] = E[(X - E[X])(Y - E[Y])] = \text{Cov}[Y, X] \\ \text{Cov}[X, Y] = E[X Y] - E[X] E[Y] = \text{Cov}[Y, X] \end{array}$$

Voraussetzung: $\exists E[X], E[Y], E[XY]$ oder $\exists E[X^2], E[Y^2]$

$$\text{Cov}[\alpha X + \beta, \gamma Y + \delta] = \alpha \gamma \text{Cov}[X, Y]$$

$$\text{Cov}[X + U, Y + V] = \text{Cov}[X, Y] + \text{Cov}[X, V] + \text{Cov}[U, Y] + \text{Cov}[U, V]$$

9.3. Unkorreliertheit

wenn gilt:

$$\text{Cov}[X, Y] = 0 \Leftrightarrow E[X Y] = E[X] E[Y]$$

Stoch. Unabhängig \Rightarrow Unkorreliertheit

wenn ZV normalverteilt (sonst nicht!):
Unkorreliertheit \Rightarrow stoch. Unabhängigkeit

bei paarweisen unkorrelierten Zufallsvariablen:

$$\text{Var}\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i]$$

9.4. Orthogonalität

$$\mathbb{E}[X Y] = 0$$

mit dem Korrelationswert $r_{X,Y} = \mathbb{E}[X Y]$

9.5. Korrelationskoeffizient

$$\rho_{X,Y} = \frac{\text{Cov}[X,Y]}{\sqrt{\text{Var}[X]}\sqrt{\text{Var}[Y]}} = \frac{c_{X,Y}}{\sigma_X \sigma_Y} \text{ mit } \rho_{X,Y} \in [-1, 1]$$

Korrelationskoeffizient von X und Y

$$\text{Es gilt: } \begin{cases} \text{negativ korreliert} & \rho_{X,Y} \in [-1, 0) \\ \text{unkorreliert} & \rho_{X,Y} = 0 \\ \text{positiv korreliert} & \rho_{X,Y} \in (0, 1] \end{cases}$$

9.6. Lineare Regression

affine Abbildung $\hat{Y} = \alpha X + \beta$ mit Fehler $\varepsilon = \hat{Y} - Y$

Optimierungsproblem:

$$\min_{\alpha, \beta} E[\varepsilon^2] = \min_{\alpha, \beta} E\left[\left(\hat{Y} - Y\right)^2\right]$$

Lösung:

$$\alpha = \frac{E[X Y] - E[X]E[Y]}{E[X^2] - E[X]^2} = \frac{c_{X,Y}}{\sigma_X^2} = \frac{c_{X,Y}}{\sigma_X^2} \frac{\sigma_Y}{\sigma_Y} = \rho_{X,Y} \frac{\sigma_Y}{\sigma_X}$$

$$\beta = E[Y] - \alpha E[X] = E[Y] - \rho_{X,Y} \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} E[X]$$

$$\Rightarrow \hat{Y} = \rho_{X,Y} \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} (X - E[X]) + E[Y]$$

Kleinsten mittleren quadratischen Fehler:

$$E[\varepsilon^2] = \sigma_Y^2 - c_{Y,X} \sigma_X^{-2} c_{X,Y} = \sigma_Y^2 - c_{X,Y}^2 \sigma_X^{-2} = \sigma_Y^2 (1 - \rho_{X,Y}^2)$$

10. Erzeugende und charakter. Funktionen

10.1. Wahrscheinlichkeitserzeugende Funktion

für $X : \Omega \rightarrow \mathbb{N}_0$

$$G_X(z) = \mathbb{E}[z^X] = \sum_{k=0}^{\infty} p_X(k) z^k, \quad |z| \leq 1$$

Anwendungen

$$p_X(n) = P(\{X = n\}) = \frac{1}{n!} \left[\frac{d^n}{dz^n} G_X(z) \right]_{z=0}, \quad \forall n \in \mathbb{N}_0$$

$$\mathbb{E}[X] = \left[\frac{d}{dz} G_X(z) \right]_{z=1}$$

$$\mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X] = \left[\frac{d^2}{dz^2} G_X(z) \right]_{z=1}$$

$$\text{Var}[X] = \left[\frac{d^2}{dz^2} G_X(z) \right]_{z=1} - \mathbb{E}[X]^2 + \mathbb{E}[X]$$

Für $X_i : \Omega \rightarrow \mathbb{N}_0, i \in \{1, \dots, n\}$ stochastisch unabhängige, diskrete, nichtnegative ZV und $Z = \sum_{i=1}^n X_i$

$$G_Z(z) = \prod_{i=1}^n G_{X_i}(z)$$

10.2. Momenterzeugende Funktion

Mit $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ eine reelle ZV:

$$M_X(s) = \mathbb{E}[e^{sX}], \quad s \in \mathbb{D} = \{s \in \mathbb{R} \mid \mathbb{E}[e^{sX}] < \infty\}$$

Potenzreihenentwicklung (mit $s \in]-a, a[$):

$$M_X(s) = \mathbb{E}[e^{sX}] = \mathbb{E}\left[\sum_{k=0}^{\infty} \frac{s^k}{k!} X^k\right] = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{s^k}{k!} \mathbb{E}[X^k]$$

$$\text{Erwartungswert: } \mathbb{E}[X^n] = \left[\frac{d^n}{ds^n} M_X(s) \right]_{s=0}, \quad \forall n \in \mathbb{N}_0$$

$$\text{Summe von ZV: } M_Z(s) = \prod_{i=1}^n M_{X_i}(s)$$

10.3. Charakteristische Funktion

$$\varphi_X(\omega) = \mathbb{E}\left[e^{i\omega X}\right], \quad \omega \in \mathbb{R} \quad \varphi_X = \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\omega x} f_X(x) dx$$

$$f_X(-x) \circ \bullet \varphi(\omega)$$

Erwartungswert:

$$\mathbb{E}[X^n] = \frac{1}{i^n} \left[\frac{d^n}{d\omega^n} \varphi_X(\omega) \right]_{\omega=0}$$

$$\text{Summe von ZV: } Z = \sum_{i=1}^n X_i$$

$$\varphi_Z(\omega) = \prod_{i=1}^n \varphi_{X_i}(\omega)$$

10.4. Der zentrale Grenzwertsatz

Definition: Seien $X_i, i \in 1, \dots, n$, stochastisch unabhängige und identisch verteilte reelle Zufallsvariablen und gelte $\mathbb{E}[X_i] = \mu < \infty$ und $\text{Var}[X_i] = \sigma^2 < \infty$. Dann konvergiert die Verteilung der standardisierten Summe

$$Z_n = \sum_{i=1}^n \frac{(X - \mu)}{\sigma \sqrt{n}}$$

d.h. $E[Z_n] = 0$ und $\text{Var}[Z_n] = 1$, für $n \rightarrow \infty$ gegen die Standardnormalverteilung.

Es gilt also:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(Z_n \leq z) = \Phi(z)$$

11. Reelle Zufallsfolgen

Eine reelle Zufallsfolge ist ganz einfach eine Folge reeller Zufallsvariablen. $X_n : \Omega \rightarrow \mathbb{R}, \quad n \in \mathbb{N}$

	ω variabel	ω gegeben
n variabel	$X = (X_n : n \in \mathbb{N})$ (Zufallsfolge)	$x = X(\omega) = (X_n(\omega) : n \in \mathbb{N})$ (Musterfolge)
n gegeben	X_n (Zufallsvariable zum Folgenindex n)	$x_n = X(\omega)$ (Realisierung zum Folgenindex n)

Ensemble

$$S_n : \Omega_n \times \Omega_{n-1} \times \dots \times \Omega_1 \rightarrow \mathbb{R}$$

$$(\omega_n, \omega_{n-1}, \dots, \omega_1) \mapsto s_n(\omega_n, \omega_{n-1}, \dots, \omega_1), \quad n \in \mathbb{N}$$

Erklärung: Jede Realisierung von S_n wird erzeugt durch die Menge (das Ensemble) aufeinanderfolgender Realisierungen X_k mit $k \in \{1, \dots, n\}$.

Pfad

$$S_n = (S_n, S_{n-1}, \dots, S_1) : \Omega^{(n)} \rightarrow \mathbb{R}^n$$

$$\vec{\omega}_n \mapsto \vec{s}_n(\vec{\omega}_n) = (s_n(\vec{\omega}_n), s_{n-1}(\vec{\omega}_n), \dots, s_1(\vec{\omega}_n)), \quad n \in \mathbb{N}$$

Erklärung: Die Abfolge der Realisierungen von S_1 bis S_n (also der Pfad von S) und somit auch jedes einzelne S_k kann als Ergebnis des Ereignisses $\vec{\omega}_n$ angesehen werden.

11.1. Verteilungen und Momente

$$\text{Erwartungswert} \quad \mu_X(n) = \mathbb{E}[X_n]$$

$$\text{Varianzfolge} \quad \sigma_X^2(n) = \text{Var}[X_n] = \mathbb{E}[X_n^2] - \mathbb{E}[X_n]^2$$

$$\text{Autokorrelation} \quad r_X(k, l) = \mathbb{E}[X_k X_l]$$

$$\text{Autokovarianz} \quad c_X(k, l) = \text{Cov}[X_k, X_l] = r_X(k, l) - \mu_X(k) \mu_X(l)$$

11.2. Random Walk

$n \in \mathbb{N}$ Schritte mit 2 möglichen Bewegungsrichtungen $X \in \{+\delta, -\delta\}$

$$S_n = \sum_{i=1}^n X_i \quad \begin{aligned} P(\{X_i = +\delta\}) &= p \\ P(\{X_i = -\delta\}) &= 1 - p \\ \text{symmetrisch} &\Leftrightarrow p = \frac{1}{2}, \quad \mu_S(n) = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E[S] &= \mu_S(n) = n(2p - 1)\delta & E[X_i] &= (2p - 1)\delta \\ \text{Var}[S] &= \sigma_S^2(n) = 4np(1 - p)\delta^2 & \text{Var}[X_i] &= 4p(1 - p)\delta^2 \end{aligned}$$

11.3. Stationarität

Eine Zufallsfolge ist **stationär**, wenn um ein beliebiges k ($k \in \mathbb{N}$) zueinander verschobene Zufallsvektoren die selbe Verteilung besitzen:

$$FX_{i_1}, \dots, X_{i_n}(x_1, \dots, x_n) = FX_{i_1+k}, \dots, X_{i_n+k}(x_1, \dots, x_n)$$

Im weiteren Sinne **stationär (W.S.S.)**, wenn:

$$\mu_X(i) = \mu_X(i + k)$$

$$r_X(i_1, i_2) = r_X(i_1 + k, i_2 + k) = r_X(i_1 - i_2)$$

(verschiebungsinvariant)

stationär \Rightarrow WSS (aber nicht anders herum!)

11.4. Konvergenz

Fast sicher (almost surely):

$$X_n \xrightarrow{\text{a.s.}} X \Leftrightarrow P\left(\left\{\omega : \lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega) = X(\omega)\right\}\right) = 1$$

in Wahrscheinlichkeit (in probability):

$$X_n \xrightarrow{P} X \Leftrightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} P(\{\omega : |X_n(\omega) - X(\omega)| > \varepsilon\}) = 0$$

im quadratischen Mittel (in the mean square sense):

$$X_n \xrightarrow{\text{m.s.}} X \Leftrightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} E[(X_n(\omega) - X(\omega))^2] = 0$$

in Verteilung (in distribution):

$$X \xrightarrow{d} X \Leftrightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) = F_X(x)$$

Zusammenhänge

- $X_n \xrightarrow{\text{a.s.}} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{P} X$
- $X_n \xrightarrow{\text{m.s.}} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{P} X$
- $P(\{|X_n| \leq Y\}) = 1 \forall n \wedge E[Y^2] < \infty \wedge X_n \xrightarrow{P} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{\text{m.s.}} X$
- $X_n \xrightarrow{P} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{d} X$
- $X_n \xrightarrow{\text{a.s./p./m.s.}} X \wedge X_n \xrightarrow{\text{a.s./p./m.s.}} Y \Rightarrow P(\{X = Y\}) = 1$
- $X_n \xrightarrow{d} X \wedge X_n \xrightarrow{d} Y \Rightarrow X$ und Y haben die gleiche Verteilung

11.5. Markow-Ungleichung

$$P(\{|X| \geq a\}) \leq \frac{\mathbb{E}[|X|]}{a}$$

11.6. Tschebyschow-Ungleichung

$$P(\{|X - \mathbb{E}[X]| \geq a\}) \leq \frac{\text{Var}[X]}{a^2}$$

11.7. Das schwache Gesetz der großen Zahlen

Sei $(X_i : i \in \mathbb{N})$ eine Folge reeller, paarweise unkorrelierter Zufallsvariablen mit beschränkter Varianz:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mathbb{E}[X_i]) \rightarrow 0$$

Für stochastisch unabhängige und identisch verteilte Folgeelemente mit $\mathbb{E}[X_i] = E[X]$ und $\text{Var}[X_i] = \text{Var}[X] < \infty$ gilt:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i) \rightarrow \mathbb{E}[X_i]$$

12. Markowketten (bedingte Unabhängigkeit: Abschnitt 14)

12.1. Markowketten

12.1.1. Allgemein

Eine Zufallsfolge $X_n : n \in \mathbb{N}$ heißt Markowkette, falls $\forall n_i \in \mathbb{N}$,

$i \in 1, \dots, k$ mit $n_1 < \dots < n_k$ gilt:

$$(X_{n_1}, X_{n_2}, \dots, X_{n_{k-2}}) \rightarrow X_{n_{k-1}} \rightarrow X_{n_k}$$

\Rightarrow Die Verteilung eines Folgeelements hängt nur vom direkten Vorgänger ab

$$\begin{aligned} P_{X_{n_k} | X_{n_{k-1}}, X_{n_{k-2}}, \dots, X_{n_1}}(x_{n_k} | x_{n_{k-1}}, x_{n_{k-2}}, \dots, x_{n_1}) \\ = P_{X_{n_k} | X_{n_{k-1}}}(x_{n_k} | x_{n_{k-1}}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} f_{X_{n_k} | X_{n_{k-1}}, X_{n_{k-2}}, \dots, X_{n_1}}(x_{n_k} | x_{n_{k-1}}, x_{n_{k-2}}, \dots, x_{n_1}) \\ = f_{X_{n_k} | X_{n_{k-1}}}(x_{n_k} | x_{n_{k-1}}) \end{aligned}$$

12.1.2. Zustandsübergang

Zustandsübergangswahrscheinlichkeit:

$$P_{X_n | X_{n-1}}(x_n | x_{n-1})$$

Verbund-WMF:

$$P_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = P_{X_1}(x_1) \prod_{i=2}^n P_{X_i | X_{i-1}}(x_i | x_{i-1})$$

Zustandsübergangsdicht:

$$f_{X_n | X_{n-1}}(x_n | x_{n-1})$$

Verbund-WDF:

$$f_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = f_{X_1}(x_1) \prod_{i=2}^n f_{X_i | X_{i-1}}(x_i | x_{i-1})$$

Eine Markowkette heißt **homogen**, wenn die Übergangswahrscheinlichkeit unabhängig vom Index ist

$$P_{X_{n+1} | X_n}(x_{n+1} | x_n) = P_{X_{n+1+k} | X_{n+k}}(x_{n+1} | x_n)$$

$$f_{X_{n+1} | X_n}(x_{n+1} | x_n) = f_{X_{n+1+k} | X_{n+k}}(x_{n+1} | x_n)$$

12.1.3. Chapman-Kologorow Gleichung

2-Schritt-Übergangswahrscheinlichkeit:

$$P_{X_{n+2} | X_n}(x_{n+2} | x_n) =$$

$$\sum_{\xi \in \mathbb{X}} P_{X_{n+2} | X_{n+1}}(x_{n+2} | \xi) P_{X_{n+1} | X_n}(\xi | x_n)$$

m+l-Schritt-Übergangswahrscheinlichkeit:

$$P_{X_{n+m+l} | X_n}(x_{n+m+l} | x_n) =$$

$$\sum_{\xi \in \mathbb{X}} P_{X_{n+m+l} | X_{n+m}}(x_{n+m+l} | \xi) P_{X_{n+m} | X_n}(x_{n+m} | x_n)$$

12.1.4. Markowketten im endlichen Zustandsraum

$$\vec{p}_n \triangleq \begin{bmatrix} p_{X_n}(x_1) \\ p_{X_n}(x_2) \\ \vdots \\ p_{X_n}(x_N) \end{bmatrix} \in [0, 1]^N \text{ mit } [\vec{p}_n]_i = p_{X_n}(x_i)$$

Übergangsmatrix: $\Pi = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1N} \\ \vdots & & \vdots \\ p_{N1} & \cdots & p_{NN} \end{bmatrix} \in [0, 1]^{N \times N}$

Übergangswahrscheinlichkeit: $p_{ij} = p_{X_{n+1} | X_n}(\xi_i | \xi_j)$
Spaltensumme muss immer 1 ergeben!

$$\vec{p}_{n+1} = \Pi \vec{p}_n \quad n \in \mathbb{N}$$

$$\vec{p}_{n+m} = \Pi^m \vec{p}_n \quad n, m \in \mathbb{N}$$

Eine Verteilung heißt **stationär**, wenn gilt:
$$\vec{p}_\infty = \Pi \vec{p}_\infty$$

13. Reelle Zufallsprozesse

13.1. Ensemble und Musterfunktion

- Ein Zufallsprozess kann als **Ensemble** einer nicht abzählbaren Menge von Zufallsvariablen X_t mit $t \in \mathbb{R}$ interpretiert werden.
- Ein Zufallsprozess kann als **Schar von Musterfunktionen** $X_t(\omega) : \mathbb{R} \mapsto \mathbb{R}$, mit $X(\omega)$ als deterministische Funktion von t , mit einem gegebenen Ereignis $\omega \in \Omega$ interpretiert werden.

13.2. Verteilungen und Momente

Zeitlich, Kontinuierlich veränderliche Zufallsvariable X_t

Erwartungswertfunktion:
 $\mu_X(t) = \mathbb{E}[X_t]$

Autokorrelationsfunktion:
 $r_X(s, t) = \mathbb{E}[X_s X_t]$

Autokovarianzfunktion:
 $c_X(s, t) = \text{Cov}(X_s, X_t) = r_X(s, t) - \mu_X(s)\mu_X(t)$

Hinweis: Bei Integration über r_X immer darauf achten, dass $s - t > 0$. Bei Bedarf Integral aufteilen und Grenzen anpassen.

13.3. Stationarität

Ein Zufallsprozess ist **stationär**, wenn um ein beliebiges s ($s \in \mathbb{R}$) zueinander verschobene Zufallsvektoren die selbe Verteilung besitzen.

$$F_{X_{t_1}, \dots, X_{t_n}}(x_1, \dots, x_n) = F_{X_{t_1+s}, \dots, X_{t_n+s}}(x_1, \dots, x_n)$$

Im **weiteren Sinne stationär (WSS)**, wenn:

$$\mu_X(i) = \mu_X(i + k) = \mu_X$$

$$r_X(i_1, i_2) = r_X(i_1 + k, i_2 + k) = r_X(i_1 - i_2)$$

Daraus folgt mit $s = t + \tau$
 $r_X(s, t) = \mathbb{E}[X_s X_t] = \mathbb{E}[X_{t+\tau} X_t] = r_X(s - t) = r_X(\tau)$
Im **weiteren Sinne zyklisch stationär**, wenn:

$$\mu_X(t) = \mu_X(t + T) \quad \wedge \quad r_X(t_1, t_2) = r_X(t_1 + T, t_2 + T)$$

stationär \Rightarrow WSS \Rightarrow im weiteren Sinne zyklisch stationär (aber nicht anders herum!)

13.4. Mehrere Zufallsvariablen auf dem selben Wahrscheinlichkeitsraum

Kreuzkorrelationsfunktion:
 $r_{X,Y}(s, t) = \mathbb{E}[X_s Y_t] = r_{Y,X}(t, s)$

Kreuzkovarianzfunktion:
 $c_{X,Y}(s, t) = r_{X,Y}(s, t) - \mu_X(s)\mu_Y(t) = c_{Y,X}(t, s)$

13.4.1. Gemeinsame Stationarität
Zwei Zufallsprozesse auf demselben Wahrscheinlichkeitsraum sind **gemeinsam stationär**, wenn die einzelnen ZPs jeweils selbst stationär sind und ihre gemeinsamen Verteilungen verschiebungsinvariant sind.

13.4.2. Gemeinsam im weiteren Sinne stationär
Voraussetzung: X_t und Y_t sind gemeinsam WSS wenn,

$$X_t \text{ und } Y_t \text{ einzelnd WSS und}$$

$$r_{X,Y}(t_1, t_2) = r_{X,Y}(t_1 + s, t_2 + s)$$
gemeinsam stationär \Rightarrow gemeinsam WSS (aber nicht umgekehrt!)

Daraus folgt mit $s = t + \tau$
 $r_X(s, t) = \mathbb{E}[X_{t+\tau} X_t] = r_X(\tau) = r_X(-\tau) \quad r_X(\tau) \leq r_X(0)$
 $r_{X,Y}(\tau) = \mathbb{E}[X_{t+\tau} Y_t] = \mathbb{E}[Y_t X_{t+\tau}] = r_{Y,X}(-\tau)$

13.4.3. Stochastische Unkorreliertheit
 $c_{X,Y}(s, t) = 0 \Leftrightarrow r_{X,Y}(s, t) = \mu(s)\mu(t), \quad \forall s, t \in \mathbb{R}$

13.4.4. Orthogonalität
 $r_{X,Y}(s, t) = 0, \quad \forall s, t \in \mathbb{R}$

13.5. Wiener-Prozess ($\sigma > 0$)

Als Basis benutzen wir den Random Walk. Durch Multiplikation mit einer Heaviside-Funktion wird der Random Walk zeitkontinuierlich:

$$S_n = \sum_{i=1}^n X_i \quad \Rightarrow \quad S_t = \sum_{i=1}^n X_i u(t - iT) \quad T > 0$$

Für $n \rightarrow \infty$ und $T \rightarrow 0$, mit Schrittweite $\delta = \sqrt{\sigma^2 T}$ folgt der Wiener Prozess: W_t

$$f_{W_t}(w) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2 t}} \exp\left(-\frac{w^2}{2\sigma^2 t}\right)$$

Eigenschaften

- Kein Zählprozess!
- $P(\{W_0 = 0\}) = 1$
- hat unabhängige Inkremente $\rightarrow r_{xy}(s, t) = 0$
- $W_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2 t), \forall 0 \leq t$
- $W_t - W_s \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2(t - s)), \forall 0 \leq s \leq t$
- $W_t(\omega)$ ist eine stetige Musterfunktion mit Wahrscheinlichkeit 1

Erwartungswertfunktion.

Varianz

Autokorrelationsfunktion

Autokovarianzfunktion

$$\mu_W(t) = 0$$

$$\sigma_W^2(t) = \sigma^2 t$$

$$r_W(s, t) = \sigma^2 \min\{s, t\}$$

$$c_W(s, t) = \sigma^2 \min\{s, t\}$$

13.6. Poisson-Prozess ($N_t : t \in \mathbb{R}_+$)

Der Poisson-Prozess ist ein Zählprozess, bei dem der Zeitpunkt der Sprünge durch ZV modelliert wird, nicht die Amplitude.

$$N_t = \sum_{i=1}^{\infty} u(t - T_i), \quad T_i = \sum_{j=1}^i X_j$$

$$X_j \text{ ist exponentiell verteilt, } T_i \text{ ist Gamma-verteilt}$$

$$f_{T_i}(t) = \frac{\lambda^i}{(i-1)!} t^{i-1} e^{-\lambda t}, \quad t \geq 0$$

$$P(\{N_t = n\}) = \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-(\lambda t)}, \quad \forall n \in \mathbb{N}_0, t \in \mathbb{R}_+$$

Eigenschaften

- ist ein Zählprozess ($\mathbb{N}_t \in \mathbb{N}_0$, monoton steigend und stetig)
- hat unabhängige Inkremente
- $N_t - N_s$ ist Poisson-verteilt mit Parameter $(\lambda(t - s))$ für alle $0 \leq s \leq t$
- hat eine Rate λ
- Zeitintervalle zwischen den Inkremetierungen sind unabhängig und identisch exponentialverteilt mit Parameter $\lambda \triangleq$ **gedächtnislos**

Erwartungswertfunktion

Varianz

Autokorrelationsfunktion

Autokovarianzfunktion

$$\mu_N(t) = \lambda t$$

$$\sigma_N^2(t) = \lambda t$$

$$r_N(s, t) = \lambda \min\{s, t\} + \lambda^2 s t$$

$$c_N(s, t) = \lambda \min\{s, t\}$$

14. Bedingte Unabhängigkeit

14.1. Bedingte Unabhängigkeit

A und C heißen bedingt unabhängig gegeben B, wenn gilt:
 $P(A \cap C | B) = P(A | B) P(C | B)$ bzw.
 $P(A | B \cap C) = P(A | B)$

Dann gilt:
 $p_Z | Y, X(y | y, x) = p_Z | Y(z | y)$
 $f_Z | Y, X(z | y, x) = f_Z | Y(z | y)$
 X, Z sind bedingt unabhängig gegeben Y, kurz: $X \rightarrow Y \rightarrow Z$

15. Zufallsprozesse(ZP) und lineare Systeme

15.1. Allgemeines

Im **Zeitbereich**:
 $w(t) = (h * v)(t) = \int_{-\infty}^{\infty} h(t - \tau) v(\tau) d\tau$

Erwartungswert: $\mu_W = (\mu_V * h)(t)$ (nicht WSS)

Im **Frequenzbereich**:
 $W(f) = H(f) V(f)$

$$V \quad \boxed{H(f)} \quad W$$

W_t Ausgang
 V_t Eingang
 $h(s, t)$ Impulsantwort

Falls Zufallsprozesse **WSS**:
Erwartungswert: $\mu_W = \mu_V \int_{-\infty}^{\infty} h(t) dt$

Kreuzkorrelationsfkt: $r_{W,V}(\tau) = \mathbb{E}[W_s V_t] = (h * r_V)(\tau)$
Autokorrelationsfkt: $r_W(\tau) = \mathbb{E}[W_s W_t] = (\tilde{h} * h * r_V)(\tau)$ mit $\tilde{h}(\tau) = h(-\tau)$

15.2. Leistungsdichtespektrum (LDS)

Nicht WSS \Rightarrow Kein LDS

$$S_V(f) = \int_{-\infty}^{\infty} r_V(\tau) e^{-j2\pi f \tau} d\tau$$

$$\begin{matrix} r_V(\tau) \circ \bullet S_V(f) \\ r_{V,W}(\tau) \circ \bullet S_{V,W}(f) \\ r_{V,W}(-\tau) \circ \bullet S_{V,W}^*(f) \end{matrix}$$

Auf Frequenz bezogene Signalleistung für infinitesimales Frequenzband.

$$S_Y(f) = |H(f)|^2 S_X(f)$$

$$S_{Y,X}(f) = H(f) S_X(f)$$

$$S_{X,Y}(f) = H^*(f) S_X(f)$$

$$\frac{X}{A} \boxed{H_1(f)} \cdots \boxed{H_n(f)} \frac{Y}{B}$$

$$\frac{A}{G_1(f)} \cdots \frac{B}{G_m(f)}$$

$$S_{Y,X}(f) = (\prod_{i=1}^n H_i(f)) S_X(f)$$

$$S_{X,Y}(f) = (\prod_{i=1}^n H_i^*(f)) S_X(f)$$

$$S_{Y,B}(f) = (\prod_{i=1}^n H_i(f)) (\prod_{j=1}^m G_j(f))^* S_{X,A}(f)$$

$$S_X(f) = S_X^*(f) \quad \& \quad S_{X,Y}(f) = S_{Y,X}^*(f), \quad \forall f \in \mathbb{R}$$

$$S_X(f) = S_X(-f), \quad \forall f \in \mathbb{R}$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} S_X(f) df = r_X(0) = \text{Var}[X] + \mathbb{E}[X]^2 = \sigma_X^2 + \mu_X^2$$

$$S_X(f) \geq 0, \quad \forall f \in \mathbb{R}$$

Momentenerzeugende Funktion, Multivariate Normalverteilung, Multivariate reelle Zufallsvariablen und Komplexe Zufallsvariablen waren im WS 2015/16 nicht prüfungsrelevant und werden hier deshalb nicht behandelt. P.S. Stochastik ♡ dich.