

1 Kombinatorik

	ohne	Zurück legen
Reihenfolge	$\frac{n!}{(n-k)!}$	n^k
ohne	$\binom{n}{k}$	$\binom{n+k-1}{k}$

2 Diskrete Zufallsvariablen

2.1 Axiomatischer Ansatz

- $P(E) \geq 0$
- $P(\Omega) = 1$
- $P(E \cup F) = P(E) + P(F)$, wenn $E \cap F = \emptyset$
- $\Omega = E \cup \overline{E}$

2.2 Gemeinsame und bedingte Wahrscheinlichkeiten

- $P(EF) = P(E \cap F)$
- $P(E|F) = \frac{P(EF)}{P(F)}$
- $P(EF) = P(E|F)P(F)$

2.3 statistische Unabhängigkeit

- $P(EF) = P(E)P(F)$

2.4 Bayes-Regel

- $P(F|E) = \frac{P(E|F)P(F)}{P(E|F)P(F) + P(E|\overline{F})P(\overline{F})}$

2.5 Gesetz der Gesamtwk

- $P(F) = \sum_{i=1}^K P(F|E_i)P(E_i)$

2.6 Diskrete Zufallsvariablen

- Eine Zufallsvariable ZV $X(\omega)$ ist eine Funktion, die jedem möglichen Ergebnis $\omega \in \Omega$ eines Zufallsexperimentes eine reelle Zahl $X(\omega)$ zuordnet.
- Jede reelle Zahl $X(\omega)$ hat eine zugehörige Wahrscheinlichkeit.
Wir schreiben diese als $P(X(\omega) = x) = P_X(x)$
- $P(4 \leq X \leq 6) = P(X \leq 6) - P(X \leq 3)$

2.7 Wahrscheinlichkeitsverteilung

- $P_X(x) \hat{=} P(X = x)$
- $0 \leq P_X(x) \leq 1$
- $\sum_X P_X(x) = 1$

2.8 Poisson-ZV

- $P_X(x) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}$

2.9 Zwei diskrete ZV

WskVerteilung	Formel
Gemeinsame	$P_{XY}(x, y) \hat{=} P(X = x, Y = y)$
Bedingte	$P_{X Y}(x y) = \frac{P_{XY}(x, y)}{P_Y(y)}$
Rand	$P_X(x, y) = \sum_Y P_{XY}(x, y)$

2.10 binomial Verteilung

- $P_X(k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} = \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k}$

2.11 Erwartungswerte und Momente

	Formel
Durchschnitt	$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^L g_i N_i$
quadratische Abw.	$\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^L (g_i - \mu)^2 N_i$
Mittelwert	$\mu_X = E\{X\} \hat{=} \sum_X x P_X(x)$
Varianz	$var(X) \hat{=} E\{(X - \mu_X)^2\} = \sum_X (x - \mu_X)^2 P_X(x)$
Standard Abw.	$\sigma_X = \sqrt{var(X)}$
Korrelation	$\mu_{XY} = E\{XY\} = \sum_X \sum_Y xy P_{XY}(x, y)$
Kovarianz	$\sigma_{XY} = E\{(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)\} = \sum_X \sum_Y (x - \mu_X)(y - \mu_Y) P_{XY}(x, y)$
Linearität	$E\{aX + bY\} = aE\{X\} + bE\{Y\}$

2.12 Unkorreliertheit

- $E\{XY\} = E\{X\}E\{Y\}$, d.h. $\sigma_{XY} = 0$, dann sind X und Y unkorreliert
- statistische Unabhängigkeit bedeutet Unkorreliertheit aber **nicht umgekehrt**
- Korrelationskoeffizient $\rho_{XY} = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X \sigma_Y}$
- $-1 \leq \rho_{XY} \leq 1$

2.13 Lineare Schätzung

- opt Schtzer, der MSE minimiert:
 $\hat{Y} = \mu_Y + \rho_{XY} \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} (X - \mu_X)$
- dessen MSE = $\sigma_Y^2(1 - \rho_{XY}^2)$

2.14

- Stichprobenmw: $\hat{\mu}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$
- Stichprobenvar: $\hat{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{\mu}_n)^2$

3 Zeitdiskrete Markoff-Ketten

3.1 Definition

Eine Folge von ganzwertigen ZVn.

Ereignis = Zustand

Zeithomogen, wenn keine Abhngikeit von der Zeit besteht

$P(X_{n+1} = j | X_n = i)$ sind bergangswahrscheinlichkeiten

$P(X_n = i)$ sind Zustandwahrscheinlichkeiten

$P(X_{n+1} = i_{n+1} | X_n = i_n, \dots, X_0 = i_0) = P(X_{n+1} = i_{n+1} | X_n = i_n)$

3.2 stationäre Verteilung

- $q_n = q_0 P^n$
- Stationäre Verteilung, wenn $\pi = \pi P$
- $\pi = \pi P \Leftrightarrow \pi(P - I) = 0$
- irreduzibel = Jeder Zusatand erreichbar
- irreduzibel $\Leftrightarrow \leq 1$ stationre Verteilung
- Eine irreduzible, aperiodische Kette mit einer endlichen Anzahl von Zustnden hat eine eindeutige stationre Verteilung.

3.3 Berechnung der stationren Verteilung

4 Stetige Zufallsvariablen

4.1 Wkdichte- und kumulative Verteilungsfunktionen

Funktion	Formel
kumulative Verteilungs	$F_X(x) \hat{=} P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_X(\xi) d\xi$
Wskdichte	$f_X(x) = \frac{d}{dx} F_X(x)$

4.1.1 Eigenschaften

- $P(a < X \leq b) = P(X \leq b) - P(X \leq a) = F_X(b) - F_X(a)$
- $P(X > a) = 1 - P(X \leq a) = 1 - F_X(a)$
- $F_X(x)$ ist nicht abnehmend
- $f_x(x) \geq 0$ aber nicht notwendigerweise $f_X(x) \leq 1$
- $F_X(-\infty) = 0$ und $F_X(\infty) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x)dx = 1$

4.2 Zwei Zufallsvariablen

$$\begin{array}{ll} \text{gem. k. Vf.} & F_{XY}(x, y) = P(X \leq x, Y \leq y) \\ \text{gem. Wdf.} & f_{xy}(x, y) = \frac{\partial}{\partial x} \frac{\partial}{\partial y} F_{XY}(x, y) \\ \text{Rand-Wdf.} & F_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x, y)dy \\ \text{bedingte Wdf.} & f_{X|Y}(x|y) = \frac{F_{XY}(x, y)}{f_Y(y)} \end{array}$$

4.3 statistische Unabhängigkeit

- $F_{XY}(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$
- $f_{XY}(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$
- $f_{X|Y}(x|y) = f_X(x)$

4.4 Erwartungswerte

4.4.1 Eine stetige ZV

$$\begin{array}{ll} \text{Erwartungswert Operator} & E\{g(X)\} \triangleq \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f_X(x)dx \\ \text{Moment 1. Ordnung} & \mu_X = E\{X\} = \int_{-\infty}^{\infty} xf_X(x)dx \\ \text{Moment 2. Ordnung} & \mu_{x^2} = E\{X^2\} = \int_{-\infty}^{\infty} x^2f_X(x)dx \\ \text{Varianz} & \text{var}(x) = \sigma_x^2 = E\{(X - \mu_X)^2\} \end{array}$$

4.4.2 Zwei stetige ZVn

$$\begin{array}{ll} \text{Korrelation} & E\{g(X, Y)\} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y)f_{XY}(x, y)dxdy \\ & \mu_{XY} = E\{XY\} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xyf_{XY}(x, y)dxdy \\ \text{Kovarianz} & \sigma_{XY} = E\{(X - \mu_x)(Y - \mu_y)\} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (X - \mu_x)(Y - \mu_y)f_{XY}(x, y)dxdy \end{array}$$

4.5 Tscherbyscheff Ungleichung

Sie X eine ZV mit dem Mittelwert μ_X und einer endlichen Varianz σ_X^2 . Fr ein beliebiges $\delta > 0$

$$P[|X - \mu_x| \geq \delta] \leq \frac{\sigma_X^2}{\delta^2}$$

4.6 Wichtige Verteilungen

4.6.1 Gleichverteilung

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a \leq x \leq b \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

4.6.2 Exponentialverteilung

$$f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

4.6.3 Gauß-Verteilung (Normalverteilung)

$$X \sim N(\mu_X, \sigma_X^2)$$

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_X} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x - \mu_X}{\sigma_X}\right)^2\right)$$

	$\phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{s^2}{2}} ds$
Fehlerfunktion	$\operatorname{erf}(z) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^z e^{-s^2} ds$
komplementäre Fehlerfunktion	$\operatorname{erfc}(z) = 1 - \operatorname{erf}(z) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_z^{\infty} e^{-s^2} ds = 2\phi(-\sqrt{2}z)$
Q-Funktion	$Q(z) = 1 - \phi(z) = \frac{1}{2} \operatorname{erfc}\left(\frac{z}{\sqrt{2}}\right)$

4.6.4 Eigenschaften

- vollständig bestimmt durch Mittelwert und Varianz
- Wenn X und Y gem. Gauß-verteilt sind und unkorreliert sind, dann sind sie unabhängig
- Wenn X und Y gem. Gauß-verteilt sind, dann sind auch die Randverteilungen Gaußisch
- Wenn X und Y gem. Gauß-verteilt sind, dann ist es X+Y auch
- Wenn X Gauß-verteilt ist, dann ist aX+b auch (mit Mittelwert $a\mu_X + b$ und Varianz $a^2\sigma_X^2$)

4.7 Momenterzeugende Funktion

$$\phi(s) = E\{e^{sX}\} = \int_{-\infty}^{\infty} e^{sx} f_X(x) dx, \quad s \in C$$

4.7.1 n-te Moment

$$E\{X^n\} = \frac{d^n}{ds^n} \phi(s) \Big|_{s=0}$$

4.7.2 Charakteristische Funktion

$$\psi(\omega) = E\{e^{j\omega X}\} = \int_{-\infty}^{\infty} e^{j\omega x} f_X(x) dx = \psi(j\omega), \quad \omega \in R$$

- Die c.F existiert immer, weil $|\psi(\omega)| = |E\{e^{j\omega X}\}| \leq E\{|e^{j\omega X}|\} = 1$
- Aufgrund der Symmetrie der FT $\psi(\omega) = \psi^*(-\omega)$
- c.F. ist reel (und gerade) genau dann wenn die Wdf. gerade ist: $f_X(x) = f_X(-x)$
- weil $\psi(\omega) = \psi(j\omega)$, können wir die Momente auch mit der c.F erzeugen:
 $E\{X^n\} = \frac{d^n}{d\omega^n} (-j)^n \psi(\omega)|_{\omega=0}$

4.8 Gesetz der großen Zahlen und zentraler Grenzwertsatz

4.8.1 schwaches Gesetz der großen Zahlen

$$\hat{\mu}_N = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N X_n$$

4.9 Zentraler Grenzwertsatz

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{n=1}^N (X_n - \mu)$$

5 Statistik

5.1 Parameterschätzung

Stichprobe	Reihe von Messungen
Statistik	beliebige Funktion der Daten
Stichprobenmittel	$\hat{M}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n$
Stichprobenvarianz	$\hat{\sum}_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \hat{M}_n)^2$ $\hat{\sum}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \hat{\mu}_X)^2$

5.2 Erwartungstreue und Konsistenz

Wenn das Mittel des Schätzers dem Mittelwert des Parameters, den er schätzt, entspricht, dann nennen wir den Schätzer **erwartungstreu**.

5.3 Erwartungstreue und Konsistenz

- $E[\hat{M}_n] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu_X = \mu_X$
- $E[\hat{\sum}_n^2] = \sigma_X^2$

- Stichproben mittel und -varianz sind konsistente Schtzer von Ensemble-Mittel und Varianz
- Erwartungstreue \neq Konsistenz

5.4 Konfidenzintervalle

- Wir schreiben $\mu_X = \hat{M}_n \pm$ mit $100(1 - \alpha)\% Wsk$
- wenn wir meinen $P(\mu_X \in [\hat{M}_n - \delta, \hat{M}_n + \delta]) = 1 - \alpha$
- Konfidenzintervall: $[\hat{M}_n - \delta, \hat{M}_n + \delta]$
- Konfidenzniveau: $1 - \alpha$

5.5 Hypothesentest fr das Mittel

- $\mu \leq \mu_0$ oder $\mu > \mu_0$
- $\mu = \mu_0$ oder $\mu \neq \mu_0$
- Fehler 1. Art (falscher Alarm) Entscheidung fr H_1 , obwohl H_0 wahr ist
- Fehler 2. Art (versumte Detektion) Entscheidung fr H_0 , obwohl H_1 wahr ist
- einseitiger Test: y_α
- zweiseitiger Test: $y_{\frac{\alpha}{2}}$

5.6 Histogramm

- Schtzung einer WskVerteilunf -dichte wie oft BEobachtungen in eine Klasse fallen

5.7

-
-