

# Formelblatt Theoretische Informationstechnik

## Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega, \mathfrak{A}, P)$

- (i)  $P(\Omega) = 1.$
- (ii)  $P(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n) = \sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) \quad \forall A_n \in \mathfrak{A},$   
 $A_i \cap A_j = \emptyset \quad \forall i, j \text{ mit } i \neq j.$

## Bedingte Wahrscheinlichkeit

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}, \quad A, B \in \mathfrak{A}, \quad P(B) > 0.$$

## Satz von der totalen Wahrscheinlichkeit und Bayes-Formel

$$P(A) = \sum_{n=1}^{\infty} P(A|B_n) \cdot P(B_n), \quad \Omega = \bigcup_{n=1}^{\infty} B_n,$$

$$P(B_n|A) = \frac{P(A|B_n) \cdot P(B_n)}{\sum_{j=1}^{\infty} P(A|B_j) \cdot P(B_j)} \quad \forall n \in \mathbb{N}, \quad P(A) > 0.$$

## Stochastische Unabhängigkeit (Ereignisse)

$A, B \in \mathfrak{A}$  heißen stochastisch unabhängig, falls

$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B).$$

## Diskrete Zufallsvariable

$$X : \Omega \longrightarrow T = \{t_1, t_2, \dots\} \subset \mathbb{R}, \quad P(X = t_i) = f_X(t_i).$$

## Diskrete Verteilungen

a) Diskrete Gleichverteilung:

$$P(X = i) = \frac{1}{n} \quad \forall i = 1, \dots, n.$$

b) Bernoulli-Verteilung:

$$P(X = 1) = p \quad \text{und} \quad P(X = 0) = 1 - p, \quad p \in [0, 1].$$

c) Binomialverteilung:

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}, \quad k = 0, 1, \dots, n, \quad p \in [0, 1].$$

d) Geometrische Verteilung:

$$P(X = k) = (1-p)^k p, \quad k \in \mathbb{N}_0, \quad p \in (0, 1].$$

e) Poissonverteilung:

$$P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}, \quad k \in \mathbb{N}_0, \quad \lambda > 0.$$

## Absolut-stetige Zufallsvariable

$$X : \Omega \longrightarrow \mathbb{R}, \quad P(X \leq x) = F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt.$$

## Absolut-stetige Verteilungen

a) Normalverteilung:

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

Bezeichnung:  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\mu \in \mathbb{R}$ ,  $\sigma^2 > 0$ .

b) Gleich- oder Rechteckverteilung:

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} = \frac{1}{b-a} \cdot \mathbb{I}_{[a,b]}(x)$$

Bezeichnung:  $X \sim R(a, b)$ ,  $a < b \in \mathbb{R}$ .

c) Exponentialverteilung:

$$f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases} = \lambda e^{-\lambda x} \cdot \mathbb{I}_{[0,\infty)}(x)$$

Bezeichnung:  $X \sim \text{Exp}(\lambda)$ ,  $\lambda > 0$ .

d) Rayleigh-Verteilung:

$$f_R(r) = \frac{r}{\sigma^2} e^{-\frac{r^2}{2\sigma^2}} \cdot \mathbb{I}_{[0,\infty)}(r)$$

Bezeichnung:  $R \sim \text{Ray}(\sigma^2)$ ,  $\sigma^2 > 0$ .

e) Rice-Verteilung:

$$f_R(r) = \frac{r}{\sigma^2} e^{-\frac{r^2+\mu^2}{2\sigma^2}} \cdot I_0\left(\frac{r\mu}{\sigma^2}\right), \quad I_0(x) = \frac{1}{\pi} \int_0^\pi e^{x \cos \vartheta} d\vartheta$$

Bezeichnung:  $R \sim \text{Rice}(\mu, \sigma^2)$ ,  $\mu > 0$ ,  $\sigma^2 > 0$ .

f) Lognormal-Verteilung:

$$f_Y(y) = \frac{1}{y\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(\ln(y)-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad y > 0$$

Bezeichnung:  $Y \sim \text{LogN}(\mu, \sigma^2)$ ,  $\mu \in \mathbb{R}$ ,  $\sigma^2 > 0$ .

## Erwartungswert

a)  $X$  diskrete Zufallsvariable:

$$\mathbb{E}(g(X)) = \sum_{i=1}^{\infty} g(x_i) f_X(x_i) \quad (\text{falls existent}).$$

b)  $X$  absolut-stetige Zufallsvariable:

$$\mathbb{E}(g(X)) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_X(x) dx \quad (\text{falls existent}).$$

## Varianz, Kovarianz, Korrelation

$$a) \text{V}(X) = \mathbb{E}((X - \mathbb{E}(X))^2)$$

$$b) \text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}((X - \mathbb{E}(X))(Y - \mathbb{E}(Y)))$$

$$c) \text{Corr}(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{V}(X) \cdot \text{V}(Y)}}$$

## Erwartungswertvektor und Kovarianzmatrix

$$a) \mathbb{E}(\mathbf{X}) = (\mathbb{E}(X_1), \dots, \mathbb{E}(X_n))' \in \mathbb{R}^n$$

$$b) \text{Cov}(\mathbf{X}) = (\text{Cov}(X_i, X_j))_{1 \leq i, j \leq n} \in \mathbb{R}^{n \times n}$$

## $n$ -dimensionale Normalverteilung

$\mathbf{X}$   $n$ -dimensional normalverteilt mit regulärer Kovarianzmatrix  $\mathbf{C}$  besitzt die Dichte

$$f_{\mathbf{X}}(x_1, \dots, x_n) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}} |\mathbf{C}|^{\frac{1}{2}}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})' \mathbf{C}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\right\}.$$

Bezeichnung:  $\mathbf{X} \sim \text{N}_n(\boldsymbol{\mu}, \mathbf{C})$ .

## Stochastische Unabhängigkeit (Zufallsvariablen)

$X_1, \dots, X_n$  (absolut-stetig) heißen stochastisch unabhängig, falls

$$f_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = f_{X_1}(x_1) \cdots f_{X_n}(x_n) \quad \forall x_1, \dots, x_n \in \mathbb{R}.$$

## Transformationssatz

Unter den Annahmen

$$M = \{\mathbf{x} \in \mathbb{R}^n \mid f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) > 0\} \subseteq \mathbb{R}^n \text{ offen},$$

$$T : M \rightarrow \mathbb{R}^n \text{ injektiv},$$

$$\left| \left( \frac{\partial T_i(x_1, \dots, x_n)}{\partial x_j} \right)_{1 \leq i, j \leq n} \right| > 0 \quad \forall (x_1, \dots, x_n)' \in M,$$

besitzt der Zufallsvektor  $\mathbf{Y} = T(\mathbf{X})$  eine Dichte

$$\begin{aligned} f_{\mathbf{Y}}(y_1, \dots, y_n) &= \frac{1}{\left| \left( \frac{\partial T_i(\mathbf{x})}{\partial x_j} \right) \Big|_{\mathbf{x}=T^{-1}(y_1, \dots, y_n)} \right|} f_{\mathbf{X}}(T^{-1}(y_1, \dots, y_n)) \\ &= \left| \left( \frac{\partial T_i^{-1}(y_1, \dots, y_n)}{\partial y_j} \right) \right| f_{\mathbf{X}}(T^{-1}(y_1, \dots, y_n)), \\ (y_1, \dots, y_n)' &\in T(M). \end{aligned}$$

**Erweiterter Arcustangens**  $\angle(x, y)$

$$\angle(x, y) = \begin{cases} \arctan\left(\frac{y}{x}\right) & x > 0, y \geq 0 \\ \arctan\left(\frac{y}{x}\right) + \pi & x < 0 \\ \arctan\left(\frac{y}{x}\right) + 2\pi & x > 0, y < 0 \\ \frac{\pi}{2} & x = 0, y \geq 0 \\ -\frac{\pi}{2} & x = 0, y < 0 \end{cases}.$$

**Summen von Zufallsvariablen**

$\mathbf{X} = (X_1, X_2)'$  Zufallsvektor mit Dichte  $f_{\mathbf{X}}(x_1, x_2)$ .

Dann besitzt  $Y = X_1 + X_2$  die Dichte

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{\mathbf{X}}(t, y-t) dt.$$

**Komplexe Normalverteilung**

a)  $\mathbf{X} = \mathbf{U} + i\mathbf{V} \in \mathbb{C}^n$  heißt komplex normalverteilt, wenn  $(\mathbf{U}, \mathbf{V})'$  2n-dimensional normalverteilt ist.

b)  $\mathbf{X}$  ist zirkulär symmetrisch komplex normalverteilt, wenn

$$\text{Cov} \begin{pmatrix} \mathbf{U} \\ \mathbf{V} \end{pmatrix} = \frac{1}{2} \begin{pmatrix} \text{Re } \mathbf{Q} & -\text{Im } \mathbf{Q} \\ \text{Im } \mathbf{Q} & \text{Re } \mathbf{Q} \end{pmatrix}$$

für eine hermitesche, n.n.d. Matrix  $\mathbf{Q}$ ,  $\mathbf{X} \sim \text{SCN}(\boldsymbol{\mu}, \mathbf{Q})$ .

c)  $\mathbf{X} \sim \text{SCN}(\boldsymbol{\mu}, \mathbf{Q})$ ,  $\mathbf{Q}$  regulär  $\Rightarrow \mathbf{X}$  besitzt die Dichte

$$f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) = [\det(\pi\mathbf{Q})]^{-1} \exp \{ -(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^* \mathbf{Q}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) \}.$$

d)  $\mathbf{X} \sim \text{SCN}(\boldsymbol{\mu}, \mathbf{Q}) \Rightarrow \mathbb{E}((\mathbf{X} - \mathbb{E}(\mathbf{X}))(\mathbf{X} - \mathbb{E}(\mathbf{X}))^*) = \mathbf{Q}$ .

e)  $\mathbf{X} \sim \text{SCN}(\boldsymbol{\mu}, \mathbf{Q})$ ,  $\mathbf{A} \in \mathbb{C}^{m \times n} \Rightarrow \mathbf{AX} \sim \text{SCN}(\mathbf{A}\boldsymbol{\mu}, \mathbf{A}\mathbf{Q}\mathbf{A}^*)$ .

f)  $\mathbf{X} \sim \text{SCN}(\boldsymbol{\mu}_1, \mathbf{Q}_1)$ ,  $\mathbf{Y} \sim \text{SCN}(\boldsymbol{\mu}_2, \mathbf{Q}_2)$ ,  $\mathbf{X}, \mathbf{Y}$  stochastisch unabhängig  $\Rightarrow \mathbf{X} + \mathbf{Y} \sim \text{SCN}(\boldsymbol{\mu}_1 + \boldsymbol{\mu}_2, \mathbf{Q}_1 + \mathbf{Q}_2)$ .

g)  $\mathbf{X} \sim \text{SCN}(\boldsymbol{\mu}, \mathbf{Q})$ ,  $\mathbf{Q}$  regulär  $\Rightarrow \text{H}(\mathbf{X}) = \log |\pi e \mathbf{Q}|$ .

**Stochastische Prozesse**

$\{X(t) \mid t \in T\}$ ,  $\{Y(t) \mid t \in T\}$ ,  $T \subseteq \mathbb{R}$ :

a)  $\mu_X(t) = \mathbb{E}(X(t))$ ,

b)  $R_{XX}(t_1, t_2) = \mathbb{E}(X(t_1)X^*(t_2))$ ,

c)  $C_{XX}(t_1, t_2) = R_{XX}(t_1, t_2) - \mu_X(t_1) \cdot \mu_X^*(t_2)$ ,

d)  $R_{XY}(t_1, t_2) = \mathbb{E}(X(t_1)Y^*(t_2))$ .

**Leistungsdichtespektrum**

a)  $\mathbb{E}(|X(t)|^2) = R_{XX}(0) = \int_{-\infty}^{\infty} S_{XX}(f) df$ ,

b)  $S_{XX}(f) \in \mathbb{R}$  und  $S_{XX}(f) \geq 0 \quad \forall f \in \mathbb{R}$ ,

c)  $S_{XX}(f) = S_{XX}(-f)$ , falls  $R_{XX}(t) \in \mathbb{R}$ .

**LTI-Systeme**

a)  $Y(t) = \int_{-\infty}^{\infty} h(u)X(t-u) du$ ,

b)  $\mu_Y(t) = \mathbb{E}(Y(t)) = \mu_X(t) \int_{-\infty}^{\infty} h(u) du$ ,

c)  $R_{YY}(t) = \int_{-\infty}^{\infty} h(u) \int_{-\infty}^{\infty} h^*(v)R_{XX}(t-u+v) dv du$ ,

d)  $S_{YY}(f) = |H(f)|^2 S_{XX}(f)$ .

**Entropie**

$$\text{H}(X) = -\sum_j P(X = x_j) \log P(X = x_j)$$

**Gemeinsame Entropie**

$$\text{H}(X, Y) = -\sum_{i,j} P(X = x_i, Y = y_j) \log P(X = x_i, Y = y_j)$$

**Bedingte Entropie**

$$\text{H}(X|Y) = -\sum_{i,j} P(X = x_i, Y = y_j) \log P(X = x_i|Y = y_j)$$

**Transinformation**

$$\text{I}(X; Y) = \text{H}(X) - \text{H}(X|Y)$$

**Differentielle Entropie**

$$\text{H}(X) = -\int_{-\infty}^{\infty} f(x) \log f(x) dx$$

**Gemeinsame differentielle Entropie**

$$\text{H}(X, Y) = -\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) \log f(x, y) dx dy$$

**Bedingte differentielle Entropie**

$$\text{H}(X|Y) = -\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) \log f(x|y) dx dy$$

**Kullback-Leibler-Distanz**

$$\text{D}(f \parallel g) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \log \frac{f(x)}{g(x)} dx \text{ (kontinuierlich)}$$

$$\text{D}(\mathbf{p} \parallel \mathbf{q}) = \sum_i p_i \log \frac{p_i}{q_i} \text{ (diskret)}$$

**Entropie der Normalverteilung**

$$\mathbf{X} \sim \text{N}_n(\boldsymbol{\mu}, \mathbf{C}) \Rightarrow \text{H}(\mathbf{X}) = \frac{1}{2} \ln((2\pi e)^n |\mathbf{C}|).$$

**Binärer symmetrischer Kanal**

$$C = \max_{(p_0, p_1)} \text{I}(X; Y) = 1 + (1 - \epsilon) \log_2(1 - \epsilon) + \epsilon \log_2 \epsilon$$

**Gaußkanal mit binärer Eingabe**

$$C = \max_{(p_0, p_1)} \text{I}(X; Y) = 1 - \mathbb{E}[\log_2(1 + e^{-W})], \quad W \sim \text{N}\left(\frac{2\mu^2}{\sigma^2}, \frac{4\mu^2}{\sigma^2}\right).$$

**Reeller Gaußkanal**

$$C = \max_{\mathbb{E}(X^2) \leq L} \text{I}(X; Y) = \frac{1}{2} \ln\left(1 + \frac{L}{\sigma^2}\right)$$

**Paralleler Gaußkanal**

$$C = \max_{\sum_{i=1}^n \mathbb{E}(X_i^2) \leq L} \text{I}(\mathbf{X}; \mathbf{Y}) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \ln\left(1 + \frac{(\nu - \lambda_i)^+}{\lambda_i}\right),$$

$$\mathbf{Z} = \mathbf{T} \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_n) \mathbf{T}', \quad \sum_{i=1}^n (\nu - \lambda_i)^+ = L.$$

**Bandbegrenzer Gaußkanal**

$$C = \max_{\mathbb{E}(X^2) \leq L} \text{I}(X; Y) = W \ln\left(1 + \frac{L}{N_0 W}\right)$$

**MIMO-Kanal (festes  $\mathbf{H}$ )**

$$C = \max_{\mathbb{E}(\mathbf{X}^* \mathbf{X}) \leq L} \text{I}(\mathbf{X}; \mathbf{Y}) = \sum_{i=1}^t \left[ \log\left(\frac{\nu \lambda_i}{\sigma^2}\right) \right]^+,$$

$$\mathbf{H}^* \mathbf{H} = \mathbf{U} \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_t) \mathbf{U}^*, \quad \sum_{i=1, \lambda_i > 0}^t \left(\nu - \frac{\sigma^2}{\lambda_i}\right)^+ = L.$$

**MIMO-Kanal (normalverteiltes  $\mathbf{H}$ )**

$$C = \max_{\mathbb{E}(\mathbf{X}^* \mathbf{X}) \leq L} \text{I}(\mathbf{X}; \mathbf{Y}, \mathbf{H}) = \mathbb{E}[\log \det(\mathbf{I}_r + \frac{L}{t\sigma^2} \mathbf{H} \mathbf{H}^*)]$$