

# 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

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

## 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

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

##### 4.4.2 Zwei stetige ZVn

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

#### 4.5 Tscherbyscheff Ungleichung

Sie X eine ZV mit dem Mittelwert  $\mu_X$  und einer endlichen Varianz  $\sigma_X^2$ . 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:  $y_\alpha$
- zweiseitiger Test:  $y_{\frac{\alpha}{2}}$

## 5.6 Histogramm

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

# 6 Zufallsvektoren

## 6.1 Bivariate Gaußverteilung

- gemeinsam gaußisch  $f_{XY}(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_X\sigma_Y\sqrt{1-\rho_{XY}^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho_{XY}^2)}\left[\left(\frac{x-\mu_x}{\sigma_X}\right)^2 - 2\rho_{XY}\frac{(x-\mu_x)(y-\mu_y)}{\sigma_X\sigma_Y} + \left(\frac{y-\mu_y}{\sigma_Y}\right)^2\right]\right\}$
- Randverteilung  $f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x, y)dy = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_X} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu_X}{\sigma_X}\right)^2\right\}$
- Wenn X und Y unkorreliert sind, d.h.  $\rho_{XY} = 0$ , dann ist  $f_{XY}(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$ , d.h. X und Y sind unabgngig

## 6.2 Bedingte Gauß- Wdf.

- $F_{Y|X}(y|x) = \frac{f_{XY}}{f_X(x)}$
- Gaußisch Mittel  $E\{Y|X = x\} = \mu_Y + \rho_{XY} \frac{\sigma_Y}{\sigma_X}(x - \mu_X)$
- Varianz  $\sigma_Y^2(1 - \rho_{XY}^2)$
- Fr  $\hat{Y} = E\{Y|X\}$  ist  $\hat{Y} = aX + b$ , der lin Schtzer,  $E\{(\hat{Y} - Y)^2\}$  MSE

## 6.3 Gemeinsame Verteilungen und Dichten

- Sei  $\mathbf{X} = [X_1, \dots, X_n]^T$ ,  $\mathbf{Y} = [Y_1, \dots, Y_n]^T$
- k. Vf  $F_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) = P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n)$
- Wdf  $f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) = \frac{\partial}{\partial x_1} \dots \frac{\partial}{\partial x_n} F_{\mathbf{X}}(\mathbf{x})$
- gem k. Vf  $F_{\mathbf{XY}}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n, Y_1 \leq y_1, \dots, Y_n \leq y_n)$
- gem Wdf  $f_{\mathbf{XY}}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \frac{\partial}{\partial x_1} \dots \frac{\partial}{\partial x_n} \frac{\partial}{\partial y_1} \dots \frac{\partial}{\partial y_n} F_{\mathbf{XY}}(\mathbf{x}, \mathbf{y})$

## 6.4 Momente

- $\mu_{X_i} = E\{X_i\}, i = 1, \dots, n$
- $\sigma_{X_i}^2 = E\{(X_i - \mu_{X_i})^2\}$
- $\sigma_{X_i X_j} = E\{(X_i - \mu_{X_i})(X_j - \mu_{X_j})\}$

## 6.5 Mittelwertvektor und Kovarianz

- $\boldsymbol{\mu}_X = E\{\mathbf{X}\}$
- $\mathbf{R}_{XX} = E\{(\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu}_X)(\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu}_X)^T\} = E\{\mathbf{X}\mathbf{X}^T\} - \boldsymbol{\mu}_X\boldsymbol{\mu}_X^T$
- Element (i,j) von  $\mathbf{R}_{XX}$  ist die Kovarianz zwischen  $X_i X_j$
- $\mathbf{R}_{XX}$  ist symmetrisch:  $\mathbf{R}_{XX} = \mathbf{R}_{XX}^T$

## 6.6 Kovarianzmatrix

- Korrelationsmatrix:  $E\{\mathbf{X}\mathbf{X}^T\}$
- Kreuz-Kovar:  $\mathbf{R}_{XY} = E\{(\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu}_X)(\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu}_Y)^T\}$
- Unkorreliert:  $E\{\mathbf{X}\mathbf{Y}^T\} = E\{\mathbf{X}\}E\{\mathbf{Y}^T\}$  bedeutet aber nicht unabhngig
- orthogonal  $E\{\mathbf{X}\mathbf{Y}^T\} = 0$
- Kovar, Korrelationsmatrizen sind symmetrisch und pos semidefinit:  
 $\mathbf{z}^T \mathbf{R}_{XX} \mathbf{z} \geq 0 \forall \mathbf{z} \neq \mathbf{0}$



## 6.7 Transformation von Zufallsvektoren

- Sei  $\mathbf{y} = \mathbf{g}(\mathbf{x})$ ,  $\mathbf{g}$  invertierbar mit inverser Funktion  $\mathbf{h}$   
 $f_{\mathbf{Y}}(\mathbf{y}) = f_{\mathbf{X}}(\mathbf{h}(\mathbf{y}))|\det(J_{\mathbf{h}}(\mathbf{y}))|$
- 

## 6.8 Multivariate GaußVerteilung

- n-dim Wdf  $f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}} \sqrt{\det(\mathbf{R}_{\mathbf{X}\mathbf{X}})}} \exp\{-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{\mathbf{X}})^T \mathbf{R}_{\mathbf{X}\mathbf{X}}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{\mathbf{X}})\}$

## 6.9 Verhalten bei linearer Transformation

- Sei  $\mathbf{A}$  eine  $m \times n$  Matrix vom Rang  $m$ . Dann Zufallsvektor  $\mathbf{Y} = \mathbf{A}\mathbf{X}$  eine  $m$ -dim GaußVerteilung mit MWvek  $\boldsymbol{\mu}_{\mathbf{Y}} = \mathbf{A}\boldsymbol{\mu}_{\mathbf{X}}$  und Kovarmat  $[\mathbf{R}_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} = \mathbf{A}\mathbf{R}_{\mathbf{X}\mathbf{X}}\mathbf{A}^T]$

## 6.10 bedingte Wdf

- $f_{X|Y}(x|y)$  ist gaußisch mit Mittelwertvek  $\mathbf{W}_{\mathbf{y}}$  und Kovarmat  $\mathbf{Q}$
- $f_{X|Y}(x|y) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}} \sqrt{\det(\mathbf{Q})}} \exp\{(\mathbf{x} - \mathbf{W}_{\mathbf{y}})^T \mathbf{Q}^{-1}(\mathbf{x} - \mathbf{W}_{\mathbf{y}})\}$

## 7 Zufallsprozess

- Zufallsprozess (ZP, stochastisches Signal) ist eine Schar/Ensemble von Musterfunktionen
- Jede Musterfunktion(Beobachtung)  $x_n(t)$  ist deterministisch
- Fr einen Zeitpunkt  $t = t_0$  wird aus dem ZP  $X(t)$  eine Zufallsvariable  $Z = X(t_0)$
- gibt es zeitkontinuierlich und diskret

### 7.1 Statistik

Funktion	Formel
kum. Vert.	$F_{X(t)}(x) \triangleq P(X(t) \leq x)$
wdf	$f_{X(t)}(x) \triangleq \frac{d}{dx} F_{X(t)}(x)$
gem kum.	$F_{X(t_1)X(t_2)}(x_1, x_2) \triangleq P(X(t_1) \leq x_1, X(t_2) \leq x_2)$
gem. Wdf	$f_{X(t_1)X(t_2)}(x_1, x_2) \triangleq \frac{\partial^2}{\partial x_1 \partial x_2} F_{X(t_1)X(t_2)}(x_1, x_2)$

## 7.2 Momentfunktionen

Funktion	Formel
Mittelwert	$\mu_X(t) \triangleq E[X(t)] = \int_{-\infty}^{\infty} x f_{X(t)}(x) dx$
AutoKorrelation	$m_{xx}(t_1, t_2) \triangleq E[X(t_1)X(t_2)] = \int \int_{-\infty}^{\infty} x_1 x_2 f_{X(t_1)X(t_2)}(x_1, x_2) dx_1 dx_2$
AutoKovar	$C_c(t) \triangleq X(t) - \mu_X(t) :$ $r_{xx}/t_1, t_2 \triangleq E[X_c(t_1)X_c(t_2)] = E[(X(t_1) - \mu_X(t_1))(X(t_2) - \mu_X(t_2))]$ $r_{XX}(t_1, t_2) = m_{xx}(t_1, t_2) - \mu_X(t_1)\mu_X(t_2)$

## 7.3 WSS Prozesse

- Ein ZP ist WSS, wenn sein Mittel zeitinvariant ist und seine AKF verschiebungsinvariant ist
- Sei  $t_1 = t + \tau$  und  $t_2 = t$ . Dann ist AKF verschiebungsinvariant, wenn sie nur von der Zeitverschiebung  $\tau$  abhängt  
 $m_{XX} \triangleq E[X(t + \tau)X(t)] = \int \int_{-\infty}^{\infty} x_1 x_2 f_{X(t+\tau)X(t)}(x_1, x_2) dx_1 dx_2$
- $r_{XX}(\tau) = m_{XX}(\tau) - \mu_X^2$

## 7.4 Gem. Momentfunktion

- $m_{XY} \triangleq E[X(t + \tau)Y(t)] = \int \int_{-\infty}^{\infty} xy f_{X(t+\tau)Y(t)}(x, y) dx dy$
- $r_{XY}(\tau) \triangleq E[X_C(t + \tau)Y_C(t)] = E[(X(t + \tau) - \mu_X)(Y(t) - \mu_Y)]$
- $r : XY(\tau) = m_{XY}(\tau) - \mu_X \mu_Y$
- $X(t)$  und  $Y(t)$  können einzeln WSS sein, ohne gemeinsam WSS zu sein

## 7.5 Eigenschaften der Korrelationsfunktion

- $|m_{XY}(\tau)| \leq \sqrt{m_{XX}(0)m_{YY}(0)}$
- $|m_{XX}(\tau)| \leq m_{XX}(0) = P : X = \text{Leistung von } X(t), \text{ welche fr WSS konstant}$
- $m_{XX}(\tau) = m_{XX}(-\tau)$  (reell und gerade)
- $\forall \tau m_{XY}(\tau) = 0 \Rightarrow \text{orthogonal}$
- $\forall \tau m_{XY}(\tau) = \mu_X \mu_Y \Rightarrow \text{unkorreliert}$

## 7.6 Ergodizität

Ergodizität	Formel
Mittel	$\hat{\mu}_X \triangleq \frac{1}{2T} \int_{-T}^T x(t) dt \xrightarrow{T \rightarrow \infty} \mu_X(\tau) = E[X(t)]$
Korrelation	$\hat{m}_{XX}(\tau) \triangleq \frac{1}{2T} \int_{-T}^T x(t + \tau)x(t) dt \xrightarrow{T \rightarrow \infty} m_{XX}(\tau) = E[X(t + \tau)X(t)]$

## 7.7 Spektrale Leistungsdichte

- $S_{XX}(\omega) \triangleq \int_{-\infty}^{\infty} m_{XX}(\tau) e^{-j\omega\tau} d\tau$
- $m_{XX}(\tau) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} S_{XX}(\omega) e^{j\omega\tau} d\omega$
- $S_{XX}(\omega)$  ist reell
- $S_{XX}(\omega) = S_{XX}(-\omega)$ , weil  $X(t)$  reell ist
- $S_{XX}(\omega) \geq 0$
- $S_{XY}(\omega) \triangleq \int_{-\infty}^{\infty} m_{XY}(\tau) e^{-j\omega\tau} d\tau$

## 7.8 LTI

Zeitbereich	Frequenzbereich
Impulsantwort $h(t)$	Frequenzantwort $H(\omega)$
Kreuzkorrelationen	Spektrale Kreuz-Leistungsdichten
$m_{XY}(\tau) = m_{XX}(\tau) * h(-\tau)$	$S_{XY}(\omega) = S_{XX}(\omega) H^*(\omega)$
$m_{YX}(\tau) = h(\tau) * m_{XX}(\tau)$	$S_{YX}(\omega) = H(\omega) S_{XX}(\omega)$
Korrelation	Spektrale Leistungsdichte
$m_{YY}(\tau) = h(\tau) * m_{XX}(\tau) * h(-\tau)$	$S_{YY}(\omega) =  H(\omega) ^2 S_{XX}(\omega)$
Ausgangsmittel	Ausgangsleistung
$\mu_Y = \mu_X \int_{-\infty}^{\infty} h(\tau) d\tau = \mu_X H(0)$	$E\{Y^2(t)\} = m_{YY}(0) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty}  H(\omega) ^2 S_{XX}(\omega) d\omega$