Mittel		ungew.	gewichtet
arithmeth.	$\overline{\mathbf{x}}$	$\frac{1}{n}\sum\limits_{i=1}^{n} x_i$	$\frac{\sum_{i=1}^{n} w_i \cdot x_i}{\sum_{i=1}^{n} w_i}$
geometr.	$\mathbf{G}(\mathbf{x})$	$\sqrt[n]{\prod_{i=1}^{n} x_i}$	$\sqrt[w]{\prod_{i=1}^{n} x_i^{w_i}}$
harmon.	$\mathbf{H}(\mathbf{x})$	$\frac{n}{\sum_{i=1}^{n} \frac{1}{x_i}}$	$\frac{\sum_{i=1}^{n} w_i}{\sum_{i=1}^{n} \frac{w_i}{x_i}}$

Es gilt: $H(x) \leq G(x) \leq \overline{x}$

p%-Quantile: $u_{p\%} = \begin{cases} \frac{1}{2}\left(x_{[np]} + x_{[np+1]}\right) & , np \in \mathbb{Z} \\ x_{[\lceil np \rceil]} & , \text{sonst} \end{cases}$

Median: $\widetilde{x} := \begin{cases} x_{\left[\frac{n+1}{2}\right]} & , n \mod 2 = 1 \\ \frac{1}{2}\{x_{\left[\frac{n}{2}\right]} + x_{\left[\frac{n}{2}+1\right]}\} & , n \mod 2 = 0 \end{cases}$

Standardabweich.: $\sigma_x^n = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})^2}$

effizienter mit: $\sigma_x^n = \sqrt{\frac{1}{n}\left(\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \frac{1}{n}\left(\sum_{i=1}^{n} x_i\right)^2\right)}$

empir. Streuung: $s_x = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})^2}$

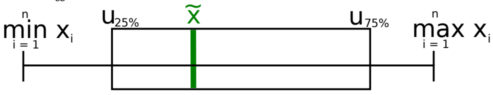
Varianz: σ_x^{n2} **empir. Varianz**: s_x^2

Datenpaare $(\mathbf{x_i}, \mathbf{y_i})$

empir. Kovarianz: $s_{xy} = \frac{1}{n-1}\sum\limits_{i=1}^{n}((x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y}))$

wobei $s_{xx} = s_x^2$

Boxplot



Wahrscheinlichkeitsmodelle

a) Ergebnismenge Ω

Menge aller möglichen Ausgänge des Experiments

b) Ereignis-System $\mathscr{A}$ mit **Ereignissen** $A_i \subset \Omega$

Menge aller Ereignisse A_i heißt Ereignis-System $\mathscr{A}$

c) Wahrscheinlichkeit P

(Mengen)-σ-Algebra

$\Omega \in \mathscr{A}; \quad A \in \mathscr{A} \Rightarrow A^c \in \mathscr{A}$

$A_1, A_2, ... \in \mathscr{A} \Rightarrow \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathscr{A}$

Wahrscheinlichkeiten

$0 \geq P(A) \leq 1$; $P(\Omega) = 1$, $P(\emptyset) = 0$

$P(A_1 + A_2 + ...) = P(A_1) + P(A_2) + ...$; $P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|}$

stoch. Unabhängigkeit: $P(AB) = P(A)P(B)$

rel. Häufigkeit: $H_N = \frac{A_N}{N}$

Bedingte Wahrscheinlichkeit: $P(A|B) = \frac{P(A\cap B)}{P(B)}$

totale W.: $P(A) = \sum\limits_{i\in I} P(AB_i) = \sum\limits_{i\in I} P(B_i)P(A|B_i)$

Verkett.regel: $P(ABC) = P(A) \cdot P(B|A) \cdot P(C|AB)$

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

Laplace-Experiment: $P(1) = ... = P(N) = \frac{1}{N}$

Varianz

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

$\text{Var}(a + X) = \text{Var}(X)$; $\text{Var}(aX) = a^2\text{Var}(X)$

$\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2 \cdot \text{Kov}(X, Y)$

Kovarianz $\text{Kov}(X, Y) = \text{E}XY - \text{E}X\text{E}Y$

X,Y st.u $\rightarrow \text{Kov}(X, Y) = 0$

Korrelationskoeffizient $\text{korr}(X, Y) = \frac{\text{Kov}(X,Y)}{\text{Str}X\text{Str}Y}$

Riemann-Dichte: $P((a, b]) = \int_a^b f(x)dx$

Erwartungswert

$\text{E}X = \sum\limits_{k\in\Omega'} k \cdot P(X = k)$; $\text{E}X = \int\limits_{-\infty}^{\infty} x \cdot f^X(x)dx$

monoton: $a \leq X \leq Y \Rightarrow a \leq \text{E}X \leq EY$

linear: $\text{E}(aX + b) = a \cdot \text{E}X + b$

$\text{E}(X + Y) = \text{E}X + \text{E}Y$

X,Y st.u. $\Leftrightarrow \text{E}(XY) = \text{E}X \cdot \text{E}Y$

$\text{E}g(X) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f^X(x)\text{d}x$

$\text{E}h(X, Y) = \int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty} h(x, y)f^{(X,Y)}(x, y)\text{d}x\text{d}y$

$\text{E}(X - a)^2 = \text{Var}(X) + (\text{E}X - a)^2$

Integration im $\mathbb{R}^n$

Substitutionsregel $\int\int_G f(x, y)\text{d}x\text{d}y$

$\frac{\partial(x,y)}{\partial(u,v)} = \begin{pmatrix} \frac{\partial x(u,v)}{\partial u} & \frac{\partial x(u,v)}{\partial v} \\ \frac{\partial y(u,v)}{\partial u} & \frac{\partial y(u,v)}{\partial v} \end{pmatrix}$

$\iint_G f(x, y)\text{d}(x, y) =$

$\iint_H f(x(u, v), y(u, v)) \left| det \left(\frac{\partial(x,y)}{\partial(u,v)}\right)\right| \text{d}(u, v)$

Mehrdim. Normalverteilung $\mathscr{N}(\vec{a}, \mathbf{K})$

Lin. Transformation $Y = g(X) = \vec{a} + \mathbf{A}X$

$\text{E}Y_i = a_i$

$\text{E}X_i^2 = 1$, $\text{E}X_kX_l = 0 \rightarrow \text{Kov}(Y_i, Y_j) = \mathbf{A}\mathbf{A}^T$

Dichte

$f^Y(\vec{y}) = \frac{1}{\sqrt{|\det \mathbf{K}|}}\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n e^{-\frac{1}{2}(\vec{y}-\vec{a})^T(K^{-1})(\vec{y}-\vec{a})}$

$Z = \vec{b} + \mathbf{B}Y$ wobei $Y \sim \mathscr{N}(\vec{a}, \mathbf{K})$

$\rightarrow Z \sim \mathscr{N}(\vec{b} + \mathbf{B}\vec{a}, \mathbf{B}\mathbf{K}\mathbf{B}^T)$

zufällige Summe $S = \sum\limits_{i=1}^{Y} X_i$

$\text{E}S = \text{E}Y \cdot \text{E}X_1$

$\text{Var}S = \text{E}Y \cdot \text{Var}X_1 + \text{Var}Y \cdot (\text{Var}\text{E}X_1)^2$

Gesetze der großen Zahl

stochastisch $Y_n \xrightarrow{st} Y$

Es gilt: $\lim\limits_{n\rightarrow\infty} P(|Y_n - Y| \geq \epsilon) = 0 \quad \forall\epsilon > 0$

im r-ten Mittel $Y_n \xrightarrow{(r)} Y$

Es gilt: $\text{E}|Y_n - Y|^r \rightarrow 0$

nach Verteilung $Y_n \xrightarrow{V} Y$

Es gilt: $F^{Y_n}(x) \rightarrow F^Y(x)$

Ungl. Chebychew-Markow: $P(|Y| \geq \epsilon) \leq \frac{1}{\epsilon^r}\text{E}|Y|^r$

für $r = 2$, $\text{E}Y$ exist.: $P(|Y - \text{E}Y| \geq \epsilon) \leq \frac{1}{\epsilon^2}\text{Var}Y$

Zentraler Grenzwertsatz

$\frac{S_n - \text{E}S_n}{\text{Str}S_n} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i - n\cdot\text{E}X_1}{\sqrt{n}\text{Str}X_1} \overset{n\rightarrow\infty}{\sim} \mathscr{N}(0, 1)$

i-te Randdichte

$f^{X_i}(\omega_i) = \sum\limits_{\omega_1\in\Omega_1} ... \sum\limits_{\omega_{i-1}\in\Omega_{i-1}} \sum\limits_{\omega_{i+1}\in\Omega_{i+1}} ... \sum\limits_{\omega_n\in\Omega_n} f(\omega_1, ..., \omega_n)$

$f^{X_i}(x_i) = \int_{\mathbb{R}} ... \int_{\mathbb{R}} f(x_1, ..., x_n)\text{d}x_1...\text{d}x_{i-1}\text{d}x_{i+1}...\text{d}x_n$

Gamma-Funktion

$\Gamma(\nu + 1) = \nu \cdot \Gamma(\nu)$, $\quad \Gamma(1) = 1$, $\quad \Gamma(0.5) = \sqrt{\pi}$

$\Gamma(\nu) = (\nu - 1)! \qquad \nu \in \mathbb{N}$

Schätzverfahren
rel. Wirksamkeit $\eta = \frac{\mathrm{Var}(\hat\Theta_1)}{\mathrm{Var}(\hat\Theta_2)}$
Likelihood-Fkt $L(x_1,...,x_n;\Theta) = \prod_{i=1}^{n} P(X = x_i;\Theta)$
Zum Schätzen: $\frac{\mathrm{d}L}{\mathrm{d}\Theta} \overset{!}{=} 0$ oder $\frac{\mathrm{d}lnL}{\mathrm{d}\Theta} \overset{!}{=} 0$
Erwartungstreue: $E(\hat\Theta) = \Theta$
asympt. Erw.treue: $\lim_{n\to\infty} E(\hat\Theta(X_1,...,X_n)) = \Theta$
Konsistent: $\lim_{n\to\infty} P(|\hat\Theta(X_1,...,X_n) - \Theta| < \epsilon) = 1$
Konsistenzkriterium: $\mathrm{Var}(\hat\Theta(X_1,...,X_n)) \overset{n\to\infty}{\to} 0 \Rightarrow$
$P(|\hat\Theta(X_1,...,X_n) - \Theta| > \epsilon) \le \frac{\mathrm{Var}(\hat\Theta)}{\epsilon^2} \overset{n\to\infty}{\to} 0$
Konfidenzschätzung $\mathcal{N}$
für μ, σ bekannt: $\left(\overline{x} - z_{1-\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}; \overline{x} + z_{1-\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)$
für μ, σ unbek.: $\left(\overline{x}_n - \frac{s_n}{\sqrt{n}} t_{1-\frac{\alpha}{2},n-1}; \overline{x}_n + \frac{s_n}{\sqrt{n}} t_{1-\frac{\alpha}{2},n-1}\right)$
für σ^2: $\left(\frac{(n-1)\cdot s^2}{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2};n-1}}; \frac{(n-1)\cdot s^2}{\chi^2_{\frac{\alpha}{2};n-1}}\right)$
Konfidenzschätzung $B(p)$ $\quad z := z_{1-\frac{\alpha}{2}}$
$p_{max/min} = \frac{n}{n-z}\left(\overline{X} + \frac{z^2}{2n} \pm z\sqrt{\frac{\overline{X}(1-\overline{X})}{n} + \left(\frac{z}{2n}\right)^2}\right)$

Hypothesentests

	nicht abgelehnt	abgelehnt
H_0 richtig	$\to$ ok	Fehler 1.Art
	$p_1 = 1-\alpha$	$p_2 = \alpha$
H_0 falsch	Fehler 2.Art	$\to$ ok
	$p_3 = \beta$	$p_1 = 1-\beta$

Signifikanztest: Verzicht auf Fehler 2.Art
Test für $\mathcal{N}(\mu,\sigma^2), H_0 = \{\mathcal{N}(\mu,\sigma^2), \mu = \mu_0\}, \sigma$ bek.
$u = \frac{\overline{X}-\mu_0}{\sigma}\sqrt{n} \sim \mathcal{N}(0,1)$
zweiseit.: $P(|U| \ge z_{1-\frac{\alpha}{2}}|H_0) = \alpha$; $|u| \ge z_{1-\frac{\alpha}{2}} \to \neg H_0$
einseit.: $P(U \ge z_{1-\alpha}|H_0) = \alpha$; $u \ge z_{1-\alpha} \to \neg H_0$
oder $P(U \le z_{1-\alpha}|H_0) = \alpha$; $u \le z_{1-\alpha} \to \neg H_0$
Test für $\mathcal{N}(\mu,\sigma^2), H_0 = \{\mathcal{N}(\mu,\sigma^2), \mu = \mu_0\}, \sigma$ unbek.
$u = \frac{\overline{X}-\mu_0}{s}\sqrt{n} \sim t_m$ mit $m = n-1$
zweis.: $P(|U| \ge t_{1-\frac{\alpha}{2},m}|H_0) = \alpha$;$|u| \ge t_{1-\frac{\alpha}{2},m} \to \neg H_0$
eins.: $P(U \ge t_{1-\alpha,m}|H_0) = \alpha$; $u \ge t_{1-\alpha,m} \to \neg H_0$
oder $P(U \le t_{1-\alpha,m}|H_0) = \alpha$; $u \le t_{1-\alpha,m} \to \neg H_0$
Gleichheitstest
$u = \frac{\overline{X}-\overline{Y}}{\sqrt{(n_1-1)s_x^2 + (n_2-1)s_y^2}}\sqrt{\frac{n_1 n_2(n_1+n_2-2)}{n_1+n_2}} \sim t_{m=n_1+n_2-2}$
zweis.: $P(|U| \ge t_{1-\frac{\alpha}{2};m}) = \alpha$; $|u| \ge t_{1-\frac{\alpha}{2};m} \to \neg H_0$
χ^2 **- Anpassungstest**
$u = \sum_{m=1}^{k} \frac{(h_m - np_m)^2}{np_m} \sim \chi^2_{k-r-1}$
k Klassen, r unbek. Variablen
$P(u \ge \chi^2_{1-\alpha;k-r-1}|H_0) = \alpha$
$\to u \ge \chi^2_{1-\alpha;k-r-1} \to H_0$ ablehnen

Markow-Ketten
Matrix: Zeilensumme $= 1$
irreduzibel: Jeder Zustand von jedem Zustand aus mit positiver Wahrsch. erreichbar.
$\exists n : \forall P_{ij}^n > 0 \to$ irreduzibel + aperiodisch
Gleichgewichtsverteilung
$\pi \cdot P = \pi; \quad \pi_i \ge 0; \quad \sum_{j\in I} \pi_j = 1$
Berechnen von π: $\left(P^T - 1\cdot I\right)\cdot \pi \overset{!}{=} \vec{0}$

Summen unabh. ZVs & Faltung
$f^{X+Y}(z) = (f^X * f^Y)(z) = \sum_{x=0}^{z} f^X(x) f^Y(z-x)$
$f^{X+Y}(z) = (f^X * f^Y)(z) = \int_0^z f^X(x) f^Y(z-x)\mathrm{d}x$
Binom.vert. $B(n+m,p) = B(n,p) * B(m,p)$
Poissonvert. $\pi(\lambda_1) * \pi(\lambda_2) = \pi(\lambda_1+\lambda_2)$
$Nb^+(1,p) = Geo^+(p)$
$Nb^+(r_1+r_2,p) = Nb^+(r_1,p) * Nb^+(r_2,p)$
$\mathcal{N}(a,\sigma^2) * \mathcal{N}(b,\tau^2) = \mathcal{N}(a+b,\sigma^2+\tau^2)$

Zusammenhänge & Approximationen
$\mathcal{N}(a,\sigma^2) \to \mathcal{N}(0,1) : \Phi_{(a,\sigma)}(X) \to \Phi(\frac{X-a}{\sigma})$
$B(n,p) \overset{n\to\infty}{\rightsquigarrow} \mathcal{N}(np, np(1-p))$
$B(n,p) \overset{p\to 0}{\underset{n\to\infty}{\rightsquigarrow}} \pi(n\cdot p)$
$Nb^+(1,p) = Geo^+(p)$

Regressionsanalyse $\mathcal{N}$
Regressionsgerade
$r(x) = ax + b$ mit $a = \frac{s_{xy}}{s_x^2}, b = \overline{y} - a\overline{x}$
emp. Restvarianz: $s_R^2 = \frac{1}{n-2}\sum_{i=1}^{n}(y_i - y(x_i))^2$
Prüfen β_2: $H_0 : \beta_2 = \beta_{20}$
$u = \frac{b_2 - \beta_{20}}{s_{\beta_2}} \sim t_m$ mit $s_{\beta_2}^2 = \frac{s_R^2}{(n-1)s_X^2}$
$|u| \ge t_{1-\frac{\alpha}{2};n-2} \to H_0$ ablehnen
Prüfen β_1: $H_0 : \beta_1 = \beta_{10}$
$u = \frac{b_1 - \beta_{10}}{s_{\beta_1}} \sim t_m$ mit $s_{\beta_1}^2 = s_R^2\left(\frac{1}{n} + \frac{\overline{x}^2}{(n-1)s_x^2}\right)$
$|u| \ge t_{1-\frac{\alpha}{2};n-2} \to H_0$ ablehnen
Konfidenzintervall β_2, β_1 **analog**
$P\left(\left|\frac{b_2-\beta_2}{s_{\beta_2}}\right| < t_{1-\frac{\alpha}{2};n-2}\right) = 1-\alpha$
$\Rightarrow b_2 - t_{1-\frac{\alpha}{2};n-2}\ s_{\beta_2} < \beta_2 < b_2 + t_{1-\frac{\alpha}{2};n-2}\ s_{\beta_2}$
Konfidenzintervall η
$y(x) - t_{1-\frac{\alpha}{2};n-2}\ s_\eta < \eta(x) < y(x) + t_{1-\frac{\alpha}{2};n-2}\ s_\eta$
mit $s_\eta(x) = \sqrt{s_R^2\left(\frac{1}{n} + \frac{(x-\overline{x})^2}{(n-1)s_x^2}\right)}$

Korrelationsanalyse $\mathcal{N}$
Ziel: Entscheiden ob X,Y st. u.
$H_0 : \rho_{XY} = \mathrm{korr}(X,Y) = 0$
$u = \frac{r_{XY}\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_{XY}^2}} \sim t_{n-2}$
$|u| \ge t_{1-\frac{\alpha}{2};n-2} \to H_0$ ablehnen
oder: $W = \frac{1}{2}\ln\left(\frac{1+r_{XY}}{1-r_{XY}}\right)$
$\mu_W = \frac{1}{2}\ln\left(\frac{1+r}{1-r}\right) + \frac{r}{2(n-1)}$
$\sigma_W^2 = \frac{1}{n-3}$
$u = \frac{w-\mu_w}{\sigma_w} \sim \mathcal{N}(0,1)$
$|u| \ge z_{a-\frac{\alpha}{2}} \to H_0$ ablehnen

Name		**Dichte**	**Verteilungsfunktion**	**E**	**Var**
diskret					
Bernoulli	$B(p)$	$f^{X_1}(1) = p$		p	$p(1-p)$
Binomial	$B(n,p)$	$b(n,p;k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$		np	$np(1-p)$
Einpunkt	ϵ_a	$f^X(a) = 1$		a	0
Geo.	$\mathrm{Geo}^+(p)$	$f^{W_1}(k) = p(1-p)^{k-1}$		$\frac{1}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$
	$\mathrm{Geo}^0(p)$	$f^{W_1'}(k) = p(1-p)^k$		$\frac{1-p}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$
Hypergeo.	$H(N,K,n)$	$f^{Z_n}(k) = \frac{\binom{K}{k}\binom{N-K}{n-k}}{\binom{N}{n}}$		$n\frac{K}{N}$	$n\frac{K}{N}\frac{N-K}{N}\frac{N-n}{N-1}$
Laplace	$L(\{1,...,N\})$	$f^X(k) = \frac{1}{N}$		$\frac{N+1}{2}$	$\frac{N^2-1}{12}$
Neg. Binomial	$\mathrm{Nb}^+(p)$	$f^{W_r}(k) = \binom{k-1}{r-1} p^r (1-p)^k$		$\frac{r}{p}$	$\frac{r(1-p)}{p^2}$
	$\mathrm{Nb}^0(p)$	$f^{W_r'}(k) = \binom{k+r-1}{r-1} p^r (1-p)^k$		$\frac{r(1-p)}{p}$	$\frac{r(1-p)}{p^2}$
Poisson	$\pi(\lambda)$	$\pi(\lambda;k) = e^{-\lambda}\frac{\lambda^k}{k!}$	$F_\lambda(X) = e^{-\lambda}\sum_{k=0}^{n}\frac{\lambda^k}{k!}$	λ	λ
stetig					
Beta	$Be(\mu,\nu)$	$be_{\mu,\nu}(x) = \frac{\Gamma(\mu+\nu)}{\Gamma(\mu)\Gamma(\nu)} x^{\mu-1}(1-x)^{\nu-1}1_{(0,1)}(x)$		$\frac{\mu}{\mu+\nu}$	$\frac{\mu\nu}{(\mu+\nu+1)(\mu+\nu)^2}$
Cauchy	$C(\alpha)$	$f^X(x) = \frac{\alpha}{\pi(\alpha^2+x^2)}$		Ex. nicht	
Chi^2	χ_n^2	$f_n(x) = \frac{x^{\frac{n}{2}-1}e^{-\frac{x}{2}}}{2^{\frac{n}{2}}\Gamma(\frac{n}{2})} \cdot 1_{(0,\infty)}(x)$		n	$2n$
Expontential	$\mathrm{Exp}(\alpha)$	$f^X(x) = \alpha e^{-\alpha x} 1_{(0,\infty)}(x)$	$F(x) = (1-e^{-\alpha x}) \cdot 1_{(0,\infty)}(x)$	$\frac{1}{\alpha}$	$\frac{1}{\alpha^2}$
Fischer-F		$f^{Z_n}(t) = \frac{\Gamma(\frac{n+1}{2})}{\sqrt{n\pi}\Gamma(\frac{n}{2})}\left(1+\frac{t^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}}$			
Gamma	$\Gamma_{\alpha,\nu}$	$\gamma(x) = \frac{\alpha^\nu}{\Gamma(\nu)} x^{\nu-1} e^{-\alpha x} 1_{(0,\infty)}(x)$		$\frac{\nu}{\alpha}$	$\frac{\nu}{\alpha^2}$
Normal	$\mathscr{N}(a,\sigma^2)$	$\phi_{a,\sigma}(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}}$	$\Phi(x) = \int_{-\infty}^{x} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-a)^2}{2\sigma^2}} dt$	a	σ^2
Std.-Normal	$\mathscr{N}(0,1)$	$\phi_{0,1}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$	$\Phi(x) = \int_{-\infty}^{x} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} \mathrm{d}t$	0	1
Std.-Normal^n		$f^X(x_1,...,x_n) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n e^{-\frac{x_1^2+...+x_n^2}{2}}$			
Rechteck	$\mathscr{R}(a,b)$	$f^X(x) = \frac{1}{b-a} 1_{(a,b)}(x)$	$F(x) = \begin{cases} 0 & x \leq a \\ \frac{x-a}{b-a} & a < x \leq b \\ 1 & x > b \end{cases}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$
Student-t	t	$f^{Z_n}(t) = \frac{\Gamma(\frac{n+1}{2})}{\sqrt{n\pi}\Gamma(\frac{n}{2})}\left(1+\frac{t^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}}$		0	$\frac{n}{n-2}$