

Name	Dichte bzw. Wahrscheinlichkeitsfunktion	Verteilungsfunktion	Momente	Anmerkungen
<b>Normalverteilung</b> $N(\mu, \sigma^2)$ mit Parameter $\mu \in ]-\infty, \infty[$ und $\sigma \in (0, \infty[$	$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$	$F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{t-\mu}{\sigma}\right)^2} dt$ (Berühmtes Beispiel, dass eine Stammfunktion nicht existiert!)	Alle Momente existieren: Erwartungswert $E[X] = \mu$ Varianz $Var(X) = \sigma^2$ Schiefe $v(X) = 0$	Gesetze der großen Zahlen; Werte werden mit Standardnormalverteilung berechnet ( $Z = \frac{X-\mu}{\sigma}$ ), welche symmetrisch zum Ursprung ist
<b>chi<sup>2</sup>-Verteilung</b> $\chi_n^2$ mit $n$ Freiheitsgraden (degrees of freedom $df = n$ )	$f_n(x) = \frac{x^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}}}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma(\frac{n}{2})}$ für $x > 0$	analytisch sehr kompliziert!	Alle Momente existieren: Erwartungswert $E[X] = n$ Varianz $Var(X) = 2n$ Schiefe $v(X) = \frac{2\sqrt{2}}{\sqrt{n}}$	Die Summe $\sum_{i=1}^n X_i^2$ von $n$ unabhängigen, quadrierten Zufallsvariablen $X_i \sim N(0, 1)$ ist $\chi_n^2$ -verteilt
<b>Student-t-Verteilung</b> $t_n$ mit $n$ Freiheitsgraden (degrees of freedom $df = n$ )	$f_n(x) = \frac{\Gamma(\frac{n+1}{2})}{\sqrt{n\pi}\Gamma(\frac{n}{2})} \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}}$	analytisch sehr kompliziert!	Im Fall $n > s$ existieren die ersten $s$ : Erwartungswert $E[X] = 0$ Varianz $Var(X) = \frac{n}{n-2}$ Schiefe $v(X) = 0$	Für zwei unabhängige Zufallsvariablen $X \sim N(0, 1)$ und $Y \sim \chi_n^2$ ist $T := \frac{X}{\sqrt{Y/n}}$ gerade $t_n$ -verteilt
<b>F-Verteilung</b> $F(m, n)$ mit $m$ Freiheitsgraden im Zähler und $n$ Freiheitsgraden im Nenner	$f(x) = \begin{cases} \frac{m^{m/2} n^{n/2} \Gamma(m/2+n/2) x^{m/2-1}}{\Gamma(m/2)\Gamma(n/2)(m+n)^{(m+n)/2}} & \text{für } x \geq 0 \\ 0 & \text{für } x < 0 \end{cases}$	analytisch sehr kompliziert!	Im Fall $n > 2s$ existieren die ersten $s$ : Erwartungswert $E[X] = \frac{n}{n-2}$ $Var(X) = \frac{2n^2(m+n-2)}{m(n-2)^2(n-4)}$	Alternativ kann man für unabhängige Zufallsvariablen $X \sim \chi_m^2$ und $Y \sim \chi_n^2$ eine $F(m, n)$ -verteilte ZV $Z$ auch definieren als: $Z = \frac{X/m}{Y/n}$
<b>Cauchyverteilung</b> mit Zentrum $t$ und Breitenparameter $s$ ; falls diese 0 bzw. 1, so ist das Standard-Cauchy-verteilt (bzw. $t$ -verteilt mit $df = 1$ ).	$f(x) = \frac{1}{\pi} \frac{s}{s^2 + (x-t)^2}$ für $s > 0$ und $-\infty < t < \infty$	$F(x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctan\left(\frac{x-t}{s}\right)$	Kein Moment ist definiert, weil die Integrale nicht existieren	Der Quotient aus zwei standardnormalverteilten Zufallsvariablen ist Standard-Cauchy-verteilt.
<b>Gleichverteilung</b> auf Intervall $[a, b]$ bzw. auf der Menge $\{a, \dots, b\}$ mit $a < b$	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{für } a \leq x \leq b \\ 0 & \text{für sonst} \end{cases}$	$F(x) = \frac{x-a}{b-a}$ für $a \leq x \leq b$	Alle Momente existieren: Erwartungswert $E[X] = \frac{a+b}{2}$ Varianz $Var(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$ Schiefe $v(X) = 0$	Wichtig ist die Inversionsmethode, mit der man gleichverteilte Zufallsvariablen in andere Verteilungen überführt (s. Simulationslemma)
<b>Dreiecksverteilung</b> auf einem Intervall $[a, b]$ und einem „wahrscheinlichsten“ Wert $c \in [a, b]$	$f(x) = \begin{cases} \frac{2(x-a)}{(b-a)(c-a)} & \text{für } a \leq x \leq c \\ \frac{2(b-x)}{(b-a)(b-c)} & \text{für } c \leq x \leq b \end{cases}$	$F(x) = \begin{cases} \frac{(x-a)^2}{(b-a)(c-a)} & \text{für } a \leq x \leq c \\ 1 - \frac{(b-x)^2}{(b-a)(b-c)} & \text{für } c \leq x \leq b \end{cases}$	Alle Momente existieren: Erwartungswert $E[X] = \frac{a+b+c}{3}$ $\sigma^2(X) = \frac{(a-b)^2 + (b-c)^2 + (a-c)^2}{36}$	
<b>Binomialverteilung</b> $B(n, p)$ mit Anzahl $n \in ]0, \infty[$ , Treffer $k \in [0, n]$ und Trefferwahrscheinlichkeit $p$	$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$	$F(X = k) = \sum_{l=0}^k \binom{n}{l} p^l (1-p)^{n-l}$	Alle Momente existieren: Erwartungswert $E[X] = n \cdot p$ Varianz $Var(X) = n \cdot p \cdot (1-p)$ Schiefe $v(X) = \frac{1-2p}{\sqrt{Var(X)}}$	Symmetrisch für $p = 0, 5$ ; falls $n \cdot p \implies \lambda$ , ähnlich zur Poisson (brauchbar bei $n \geq 50$ und $p \leq 0, 05$ ); Ziehen mit Zurücklegen
<b>Hypergeometrische Verteilung</b> mit $N$ Elementen der Grundgesamtheit, davon $M \leq N$ mit einer gewissen Eigenschaft und einer Anzahl $n \leq N$ Elementen in der Stichprobe	$P(X = k) = \frac{\binom{M}{k} \cdot \binom{N-M}{n-k}}{\binom{N}{n}}$	$F(X = k) = \sum_{l=0}^k \frac{\binom{M}{l} \cdot \binom{N-M}{n-l}}{\binom{N}{n}}$	Alle Momente existieren: Erwartungswert $E[X] = n \cdot \frac{M}{N}$ Varianz $Var(X) = n \frac{M}{N} \left(1 - \frac{M}{N}\right) \frac{N-n}{N-1}$	Ziehen ohne Zurücklegen Ist $n/N < 0, 05$ , so unterscheidet sie sich kaum von der Binomialverteilung (Rücklegeeffekt spielt keine Rolle mehr!)

Name	Dichte bzw. Wahrscheinlichkeitsfunktion	Wahrscheinlichkeitsverteilung	Momente	Anmerkungen
<b>Poissonverteilung</b> mit Treffer $k \in [0, n]$ und Poissonparameter $\lambda \in ]0, \infty[$	$f(x) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$	$F(x) = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^x \frac{\lambda^k}{k!}$	Alle Momente existieren: Erwartungswert $E[X] = \lambda$ Varianz $Var(X) = \lambda$ Schiefe $v(X) = \frac{1}{\sqrt{\lambda}}$	Für $\lambda > 30$ starke Ähnlichkeit zur Normalverteilung
<b>Logistische Verteilung</b> mit Parameter $\alpha \in \mathbb{R}$ und $\beta \in \mathbb{R}^+$	$f(x) = \frac{e^{-\frac{x-\alpha}{\beta}}}{\beta \left(1 + e^{-\frac{x-\alpha}{\beta}}\right)^2}$	$F(x) = \frac{1}{1 + e^{-\frac{x-\alpha}{\beta}}}$	Alle Momente existieren: Erwartungswert $E[X] = \alpha$ Varianz $Var(X) = \beta^2 \cdot \frac{\pi^2}{3}$	Oftmals in der Schätzung von Zeitreihen in der nichtlinearen Regression; Modellierung von Verweildauern von Systemen
<b>Logarithmische Normalverteilung</b> $LN(\mu, \sigma^2)$ mit den Parametern $\mu \in \mathbb{R}$ und $\sigma \in \mathbb{R}^+$	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma x} e^{-\frac{(\ln(x)-\mu)^2}{2\sigma^2}} & \text{für } x > 0 \\ 0 & \text{für } x \leq 0 \end{cases}$	$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_0^x \frac{1}{t} e^{-\frac{(\ln(t)-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt$	Alle Momente existieren: Erwartungswert $E[X] = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$ Varianz $Var(X) = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}} (e^{\sigma^2} - 1)$ Schiefe $v = (e^{\sigma^2} + 2)\sqrt{e^{\sigma^2} - 1}$	Der Logarithmus einer logarithmisch-normalverteilten Zufallsvariablen ist normalverteilt
<b>Exponentialverteilung</b> $Exp(\lambda)$ mit Parameter $\lambda \in \mathbb{R}$	$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{für } x \geq 0 \\ 0 & \text{für } x < 0 \end{cases}$	$F(x) = 1 - e^{-\lambda x} \text{ für } x \geq 0$	Alle Momente existieren: Erwartungswert $E[X] = \frac{1}{\lambda}$ Varianz $Var(X) = \frac{1}{\lambda^2}$ Schiefe $v(X) = 2$	Die Summe $X^2 + Y^2$ zweier unabhängiger, standardnormalverteilter, quadrierter Zufallsvariablen ist exponentialverteilt mit $\lambda = \frac{1}{2}$ (s. $\chi_2^2$ -Verteilung)
<b>Laplaceverteilung</b> mit Lageparameter $\mu \in \mathbb{R}$ und Skalenparameter $\sigma \in \mathbb{R}^+$	$f(x) = \frac{1}{2\sigma} e^{-\frac{ x-\mu }{\sigma}}$	$F(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} e^{\frac{x-\mu}{\sigma}} & \text{für } x \leq \mu \\ 1 - \frac{1}{2} e^{-\frac{x-\mu}{\sigma}} & \text{für } x > \mu \end{cases}$	Alle Momente existieren: Erwartungswert $E[X] = \mu$ Varianz $Var(X) = 2\sigma^2$	Falls $X_1, \dots, X_4$ unabhängige, standardnormalverteilte Zufallsgrößen sind, so ist die Determinante der zugehörigen Matrix $Z := X_1 X_4 - X_2 X_3$ standardlaplaceverteilt
<b>Gammaverteilung</b> $\gamma(p, b)$ mit Parameter $b, p \in \mathbb{R}^+$ ist eine Verallgemeinerung der Exponentialverteilung	$f(x) = \begin{cases} \frac{b^p}{\Gamma(p)} x^{p-1} e^{-bx} & \text{für } x \geq 0 \\ 0 & \text{für } x < 0 \end{cases}$	$F(x) = \begin{cases} \int_0^{bx} t^{p-1} e^{-t} \Gamma(p)^{-1} dt & \\ 0 & \text{für } x < 0 \end{cases}$	Alle Momente existieren: Erwartungswert $E[X] = \frac{p}{b}$ Varianz $Var(X) = \frac{p}{b^2}$ Schiefe $v(X) = \frac{2}{\sqrt{p}}$	
<b>Weibullverteilung</b> mit Parameter $\lambda \in \mathbb{R}^+$ und $k \in \mathbb{R}_0^+$	$f(x) = \lambda \cdot k \cdot (\lambda \cdot k)^{k-1} e^{-(\lambda x)^k}$	$F(x) = 1 - e^{-(\lambda x)^k} \text{ für } x \geq 0$	Alle Momente existieren: $E[X] = \frac{1}{\lambda} \Gamma\left(1 + \frac{1}{k}\right)$ $\sigma^2(X) = \frac{[\Gamma(1 + \frac{2}{k}) - \Gamma^2(1 + \frac{1}{k})]}{\lambda^2}$ $v(X) = \frac{\Gamma(1 + \frac{3}{k})/\lambda^3 - 3\mu\sigma^2 - \mu^3}{\sigma^3}$	Sehr wichtig in Fall von Lebensdaueranalysen, wobei $T = \frac{1}{\lambda}$ die Lebensdauer misst.

Anmerkungen:

• Die Gammafunktion ist definiert als  $\Gamma(x) := \int_0^\infty t^{x-1} e^{-t} dt$  und hat folgende (für Ökonometriker) wichtige Eigenschaften:

1. Für alle  $x \in \mathbb{R}^+$  gilt:  $\Gamma(x+1) = x \cdot \Gamma(x)$ , insbesondere für  $n \in \mathbb{N}$ :  $\Gamma(n) = (n-1)!$ .
2.  $\Gamma(1/2) = \sqrt{\pi}$

• In  $\mathbb{R}$  lassen sich die meisten Dichten und Verteilungen mittels ?distribution finden.