

### Wahrscheinlichkeitsverteilung einer Zufallsvariablen X:

$$P^{X}(B) = P(X \in B) = P(\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \in B\}), B \subseteq \Re$$

### **Verteilungsfunktion** von X

$$F = F^X : \mathfrak{R} \rightarrow [0,1]$$

mit 
$$F(x) = P^X((-\infty,x]) = P(X \le x) = P(\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \le x\}), x \in \Re$$

**Träger** T<sub>x</sub> einer diskreten Wahrscheinlichkeitsverteilung P<sup>x</sup>

$$T_{v} = \{x \mid P(X = x) > 0\}$$

**Träger** T<sub>x</sub> einer stetigen Wahrscheinlichkeitsverteilung P<sup>x</sup>

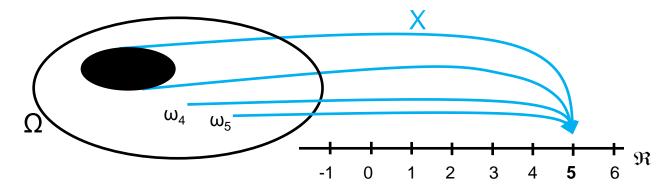
$$T_x = \{x \mid f(x) > 0\}$$



# Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

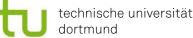
# Einpunktverteilung ε<sub>a</sub>

$$\omega \in \Omega \implies X(\omega) = a$$



### Bestimmung der Dichte über Laplace-Raum

Setze 
$$\Omega' = \{\omega_1\}, \ \omega \in \Omega' \Rightarrow \omega = \omega_1 \Rightarrow X(\omega_1) = a \Rightarrow p(X = a) = 1/|\Omega'| = 1$$



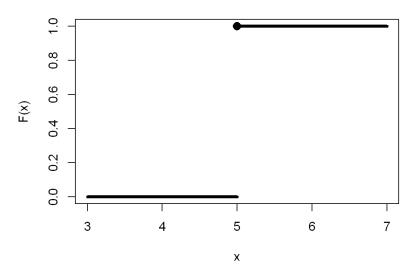
## Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

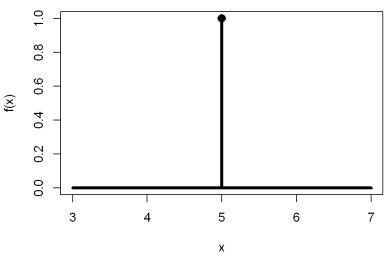
Einpunktverteilung ε<sub>a</sub>

**Verteilungsfunktion**: 
$$F(x) = I(a \le x)$$

**Zähldichte**: 
$$p(x) = I(a = x)$$

Träger: 
$$T_x = \{a\}$$



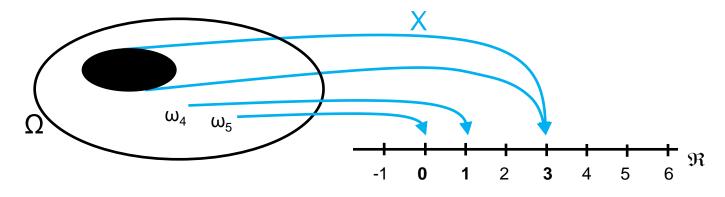




## Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

# Diskrete Gleichverteilung $G(x_1,...x_n)$

$$P(\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) = x_1\}) = P(\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) = x_2\}) = ... = P(\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) = x_n\})$$



#### Bestimmung der Dichte über Laplace - Raum

Setze 
$$\Omega' = \{\omega_1, ..., \omega_n\}, \ \omega \in \Omega' \Rightarrow \omega = \omega_i \Rightarrow X(\omega) = x_i \Rightarrow p(X = x_i) = 1/|\Omega'| = 1/n$$



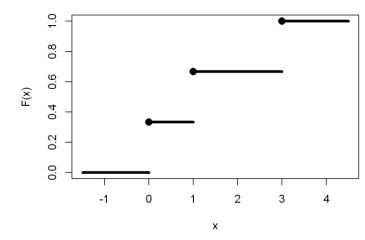
## Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

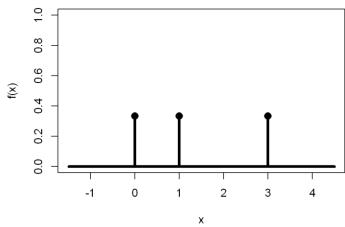
Diskrete Gleichverteilung  $G(x_1,...x_n)$ 

**Verteilungsfunktion**: 
$$F(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} I(x_i \le x)$$

**Zähldichte**: 
$$p(x) = \frac{1}{n} \cdot I(x \in \{x_1,...,x_n\})$$

Träger: 
$$T_x = \{x_1,...,x_n\}$$



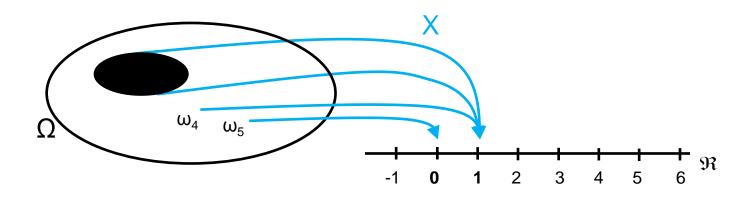




## Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

### Bernoulli-Verteilung B(1,p)

$$P(\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) = 1\}) = p$$
,  $P(\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) = 0\}) = 1 - p$ 



Der Fall  $X(\omega) = 1$  wird Erfolg genannt, entsprechend ist p die

Erfolgswahrscheinlichkeit



## Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

**Bernoulli-Verteilung B(1,p)**  $P(\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) = 1\}) = p$ ,  $P(\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) = 0\}) = 1 - p$ 

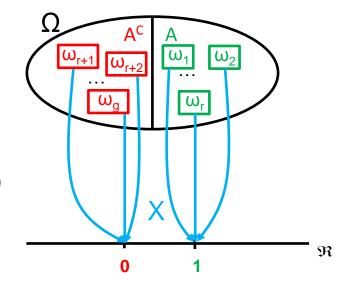
### Bestimmung der Dichte über Laplace - Raum

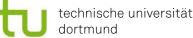
Sei p o.B.d.A. rational, d.h. es gibt  $r,g \in \mathbb{N}$  mit p = r/g

Setze 
$$\Omega' = \{\omega_1, ..., \omega_g\}$$

$$A = \{\omega_1, ..., \omega_r\}, A^c = \{\omega_{r+1}, ..., \omega_g\}, X(\omega) = I(\omega \in A)$$

$$\Rightarrow p(X = 1) = P(A) = \sum_{i=1}^{r} 1/|\Omega'| = r/g = p$$
$$p(X = 0) = P(A^{c}) = 1 - r/g = 1 - p$$



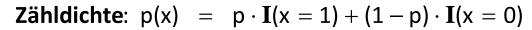


# Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

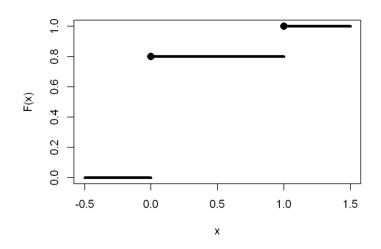
**Bernoulli-Verteilung B(1,p)**, 0

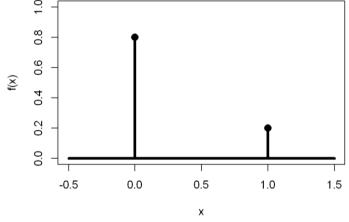
#### Verteilungsfunktion:

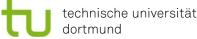
$$F(x) = (1-p) \cdot I(0 \le x) + p \cdot I(1 \le x)$$



Träger:  $T_x = \{0,1\}$ 





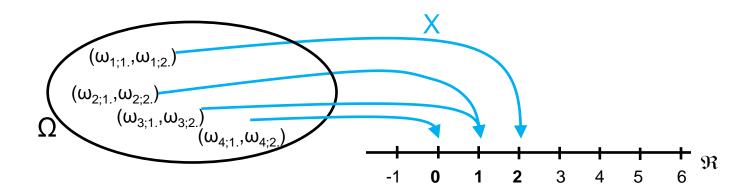


### Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

### Binomialverteilung-Verteilung B(n, p)

$$P(\{\omega=(\omega_{_{1.}},...,\omega_{_{n.}})\in\Omega=\left(\Omega'\right)^{n} \mid X(\omega)=\sum_{_{i=1}}^{n}Y(\omega_{_{i.}})=k\}), \ Y^{\sim}B(1,p) \ \ \text{ist die W'keit}$$

für genau k Erfolge in n Zufallsexperimenten mit B(1,p)-verteilter Zufallsvariable





### Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

Binomialverteilung-Verteilung B(n, p)

Bestimmung der Dichte über Laplace-Raum

$$r,g \in \aleph \text{ , } p = r/g \text{ , } \Omega' = \{\omega_{_{1}},...,\omega_{_{g}}\}\text{ , } A = \{\omega_{_{1}},...,\omega_{_{r}}\}\text{ , } A^{^{C}} = \{\omega_{_{r+1}},...,\omega_{_{g}}\}\text{ , } Y(\omega_{_{i.}}) = \mathbf{I}(\omega_{_{i.}} \in A)\text{ , } i = 1,...,n$$

Elementare reignisse insgesamt:  $|\Omega| = |\Omega'|^n = g^n$ 

Elementarereignisse mit Erfolg in ersten k Versuchen, danach Misserfolge:  $\left|A^k \times \left(A^C\right)^{n-k}\right| = r^k \cdot (g-r)^{n-k}$ 

Dieselbe Anzahl ergibt sich für jede Verteilung der k Erfolge auf die n Experimente.

Anzahl der Anordnungen der k Erfolge in den n Versuchen: n! = Anzahl der Reihenfolgen-Permutationen Die Reihenfolge der Erfolge/Misserfolge untereinander spielt dabei keine Rolle; es wird also jedes Elementarereignis k!·(n-k)! mal gezählt.

Binomialkoeffizient:

Anzahl Elementarereignisse mit insgesamt k Erfolgen

$$\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$$



### Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

Binomialverteilung-Verteilung B(n, p)

Bestimmung der Dichte über Laplace-Raum

Elementarereignisse insgesamt:

$$|\Omega| = |\Omega'|^n = g^n$$

Elementarereignisse mit ausschließlich Erfolgen in den ersten k Versuchen, danach nur Misserfolge:

$$|A^{k} \times (A^{c})^{n-k}| = r^{k} \cdot (g-r)^{n-k}$$

Wahrscheinlichkeit für k Erfolge

$$\boxed{P(X=k)} = \frac{r^k \cdot (g-r)^{n-k} \cdot \binom{n}{k}}{g^n} = \frac{r^k \cdot (g-r)^{n-k} \cdot \binom{n}{k}}{g^k g^{n-k}} = \binom{n}{k} \cdot \left(\frac{r}{g}\right)^k \cdot \left(\frac{g-r}{g}\right)^{n-k} = \boxed{\binom{n}{k} \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k}}$$

$$\label{eq:omega_sigma} \begin{split} \boldsymbol{\omega} &= (\omega_{_{1}},...,\omega_{_{n}}) \in \boldsymbol{\Omega} = \left(\boldsymbol{\Omega}^{\scriptscriptstyle \text{I}}\right)^{^{n}},\\ \boldsymbol{X}(\boldsymbol{\omega}\;) &= \sum_{_{i=1}}^{^{n}} \boldsymbol{Y}(\omega_{_{i.}})\;,\;\;\boldsymbol{Y}^{\sim}\boldsymbol{B}(\boldsymbol{1},\boldsymbol{p}) \end{split}$$

Beispiel n=3, r=3, g=5, k=2  

$$P(X = 2) = 54/125$$



## Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

**Binomialverteilung B(n,p)** 0

Verteilungsfunktion:

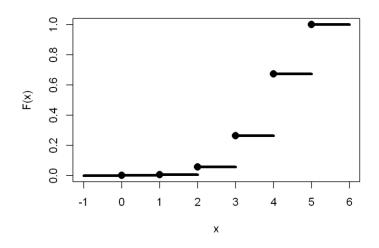
$$F(x) = \sum_{i=0}^{n} \mathbf{I}(i \le x) \cdot {n \choose i} \cdot p^{i} \cdot (1-p)^{n-i}$$

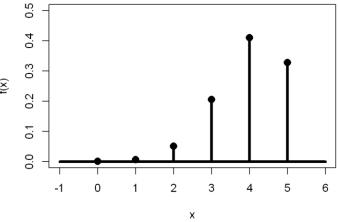
Zähldichte:

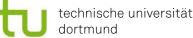
$$p(x) = \mathbf{I}(x \in \{0,...,n\}) \cdot {n \choose x} \cdot p^x \cdot (1-p)^{n-x}$$

**Träger**:  $T_x = \{0,...,n\}$ 

Beispiel: X = Anzahl Treffer bei 5 Strafstößen







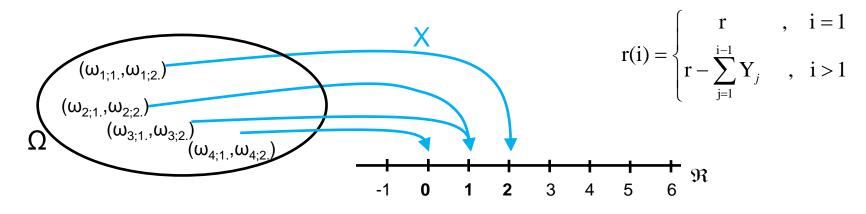
### Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

## **Hypergeometrische Verteilung Hyp(n,r,s)**

$$P(\{\omega=(\omega_{_{1.}},...,\omega_{_{n.}})\in\Omega=\Omega'\times\Omega'\backslash\{\omega_{_{1.}}\}\times...\times\Omega'\backslash\{\omega_{_{1.}},...,\omega_{_{n-1.}}\}\ |\ X(\omega\ )=\sum_{_{_{i=1}}}^{_{_{i}}}Y_{_{i}}(\omega_{_{i.}})=k\}),$$

$$Y_i \sim B\left(1, \frac{r(i)}{r+s-i+1}\right)$$
 ist die W'keit für genau k Erfolge in n Zufalls-

experimenten mit jeweils B[r(i),r+s-i+1]-verteilter Zufallsvariable





### Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

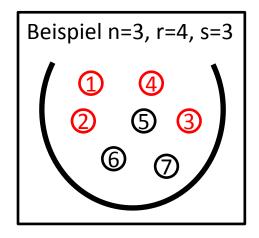
## **Hypergeometrische Verteilung Hyp(n,r,s)**

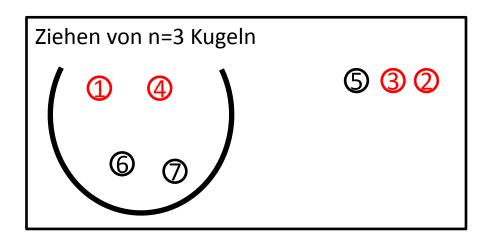
$$P(\{\omega=(\omega_{_{1.}},...,\omega_{_{n.}})\in\Omega=\Omega'\times\Omega'\backslash\{\omega_{_{1.}}\}\times...\times\Omega'\backslash\{\omega_{_{1.}},...,\omega_{_{n-1.}}\}\ |\ X(\omega\ )=\sum_{_{_{i=1}}}^{_{_{i}}}Y_{_{i}}(\omega_{_{i.}})=k\}),$$

#### Urnenmodell

k=Anzahl rote Kugeln nach n-maligem Ziehen aus einer Urne mit r roten und s schwarzen Kugeln ohne Zurücklegen

$$Y_i \sim B\left(1, \frac{r(i)}{r+s-i+1}\right)$$







### Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

## **Hypergeometrische Verteilung Hyp(n,r,s)**

$$P(\{\omega=(\omega_{_{1.}},...,\omega_{_{n.}})\in\Omega=\Omega'\times\Omega'\backslash\{\omega_{_{1.}}\}\times \square\square\times\Omega'\backslash\{\omega_{_{1.}},...,\omega_{_{n-1.}}\}\ |\ X(\omega)=\sum_{_{i=1}}^{n}Y_{_{i}}(\omega_{_{i.}})=k\}),$$

#### Urnenmodell

k=Anzahl rote Kugeln nach n-maligem Ziehen aus einer Urne mit r roten und s schwarzen Kugeln ohne Zurücklegen

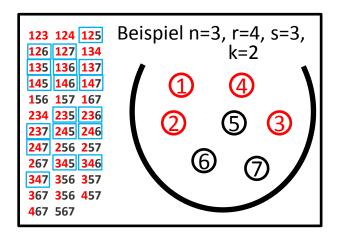
 $\Omega$  sind alle Möglichkeiten, die n "Ziehungserfolge" auf die r + s Kugeln zu verteilen.

Davon gibt es 
$$|\Omega| = \begin{pmatrix} r+s \\ n \end{pmatrix}$$
.

Die günstigen Fälle sind alle, in denen k rote und n – k schwarze Kugeln auf die n gezogenen verteilt werden.

Davon gibt es 
$$\left|\left\{\omega\in\Omega\,\middle|\,X(\omega)=k\right\}\right|=\binom{r}{k}\cdot\binom{s}{n-k}$$
.

$$Y_i \sim B\left(1, \frac{r(i)}{r+s-i+1}\right)$$





### Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

# **Hypergeometrische Verteilung Hyp(n,r,s)**

$$P(\{\omega = (\omega_{1.},...,\omega_{n.}) \in \Omega = \Omega' \times \Omega' \setminus \{\omega_{1.}\} \times \text{Theorem } \Delta \cap \{\omega_{1.},...,\omega_{n-1.}\} \mid X(\omega) = \sum_{i=1}^{n} Y_{i}(\omega_{i.}) = k\}),$$

#### Urnenmodell

k=Anzahl rote Kugeln nach n-maligem Ziehen aus einer Urne mit r roten und s schwarzen Kugeln ohne Zurücklegen

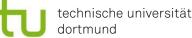
$$Y_i \sim B\left(1, \frac{r(i)}{r+s-i+1}\right)$$

Es gibt 
$$|\Omega| = \binom{r+s}{n}$$
 Möglichkeiten, die n "Ziehungserfolge" auf die  $r+s$  Kugeln zu verteilen.

Davon enthalten 
$$|\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) = k\}| = {r \choose k} \cdot {s \choose n-k}$$
 k rote Kugeln.

Die Wahrscheinlichkeit für k rote Kugeln beträgt also  $P(X=k) = \frac{{r \choose k} \cdot {s \choose n-k}}{{r+s \choose n}}$ 

$$P(X = k) = \frac{\binom{r}{k} \cdot \binom{s}{n-k}}{\binom{r+s}{n}}$$



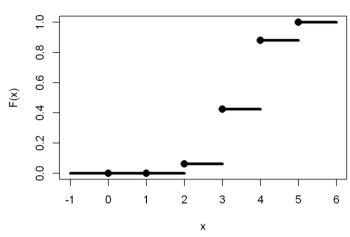
# Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

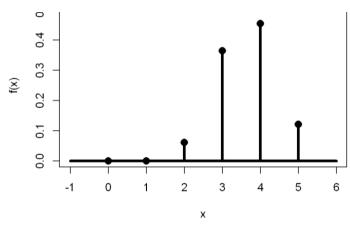
Hypergeometrische Verteilung Hyp(n,r,s)  $n \in \mathbb{N}, 0 < n < r + s$ 

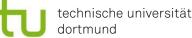
Verteilung sfunktion : 
$$F(x) = \sum_{i=0}^{n} \mathbf{I}(i \le x) \cdot \frac{\binom{r}{i} \cdot \binom{s}{n-i}}{\binom{r+s}{n}}$$

**Zähldichte:** 
$$p(x) = \mathbf{I}(x \in \{\max(0, n-s), ..., \min(n,r)\}) \cdot \frac{\begin{pmatrix} r \\ x \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} s \\ n-x \end{pmatrix}}{\begin{pmatrix} r+s \\ n \end{pmatrix}}$$

**Träger**: 
$$T_x = \{max(0,n-s),...,min(n,r)\}$$



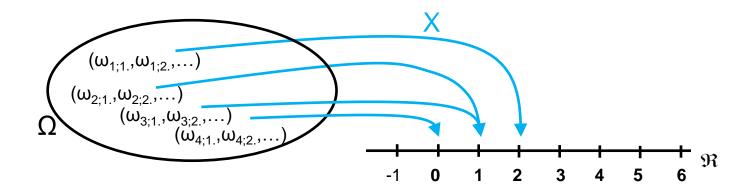




### Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

### **Geometrische Verteilung Geo(p)**

$$\begin{split} P(\{\omega=(\omega_{_{1.}},\omega_{_{2.}},...)\in\Omega=\Omega^{'^{\infty}}\mid\ X(\omega\ )=min[i]Y_{_{i}}(\omega_{_{i.}}\ )=1]-1=k\})\ ,\quad Y_{_{i}}{^{\sim}}B(1,p)\\ \text{ist die W'keit, den ersten Erfolg im }(k+1)\text{-ten Zufallsexperiment}\\ \text{mit jeweils }B(1,p)\text{-verteilter Zufallsvariable zu erhalten.} \end{split}$$





### Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

### **Geometrische Verteilung Geo(p)**

$$P(\{\omega = (\omega_{1.}, \omega_{2.}, ...) \in \Omega = \Omega^{1^{\infty}} \mid X(\omega) = min[i \mid Y_{i}(\omega_{i.}) = 1] - 1 = k\}) , \quad Y_{i}^{\sim}B(1,p)$$
 
$$r,g \in \mathbb{N} , p = r/g , \quad \Omega' = \{\omega_{1}, ..., \omega_{g}\}, \quad A = \{\omega_{1}, ..., \omega_{r}\}, \quad A^{C} = \{\omega_{r+1}, ..., \omega_{g}\}, \quad Y(\omega_{i.}) = \mathbf{I}(\omega_{i.} \in A) , i = 1, ..., n$$

Für festes k relevanter Grundraum 
$$\Omega'_{k+1} = |\Omega'|^{k+1} \Rightarrow |\Omega'_{k+1}| = g^{k+1}$$

Günstige Elementarereignisse sind diejenigen mit ausschließlich Misserfolgen in den ersten k Versuchen, danach ein Erfolg:

$$|(A^c)^k \times A| = r \cdot (g-r)^k$$

$$\Rightarrow \boxed{P(X=k)} = \frac{r \cdot (g-r)^k}{g^{k+1}} = \frac{r \cdot (g-r)^k}{g \cdot g^k} = \left(\frac{r}{g}\right) \cdot \left(\frac{g-r}{g}\right)^k = \boxed{p \cdot (1-p)^k}$$



# Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

**Geometrische Verteilung Geo(p)** 0 < p < 1

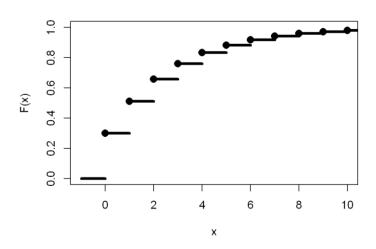
#### **Verteilung s funktion**:

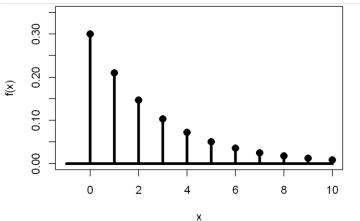
$$F(x) = 1 - (1 - p)^{x+1}$$

#### Zähldichte:

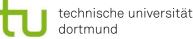
$$p(x) = I(x \in \mathbb{N} \cup 0) \cdot p \cdot (1-p)^{x}$$

Träger:  $T_x = \aleph \cup 0$ 





**Beispiel**: X = Anzahl verschossener Strafstöße bis zum ersten verwandelten

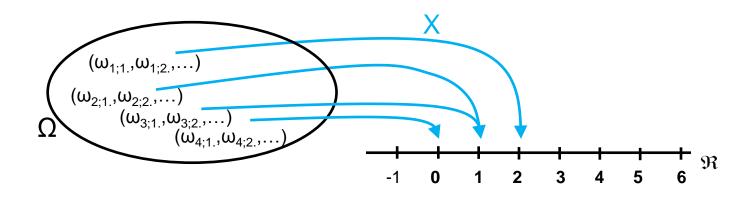


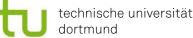
### Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

**Poisson-Verteilung Poi(\(\lambda\)\** 
$$P(\{\omega = (\omega_1, \omega_2, ...) \in \Omega = \Omega^{1^{\infty}} \mid X(\omega) = k\})$$

$$= \lim_{n \to \infty} \ P(\{\omega = (\omega_{_{1.}}, ..., \omega_{_{n.}}) \in \Omega = \Omega^{_{1}^{n}} \ | \ X_{_{n}}(\omega \ ) = \sum_{_{i=1}}^{n} Y_{_{n}}(\omega_{_{i.}}) = k\}) \ , \quad Y_{_{n}} \, {^{\sim}}B(1, \lambda \, /n)$$

ist die Wahrscheinlichkeit, in einem festen Zeitraum der Länge t genau k Ereignisse zu beobachten, wenn die mittlere Anzahl an Ereignissen im Zeitraum t durch den Wert von  $\lambda$  gegeben ist und ein Erfolg zu jedem Zeitpunkt im betrachteten Zeitraum gleichwahrscheinlich ist





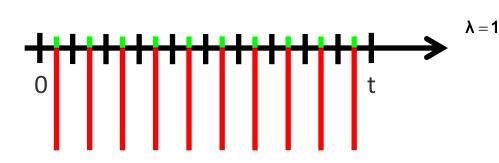
### Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

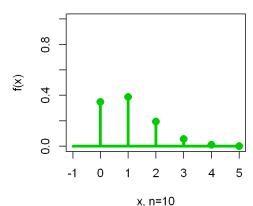
**Poisson-Verteilung Poi(
$$\lambda$$
)**  $P(\{\omega = (\omega_1, \omega_2, ...) \in \Omega = \Omega^{1^{\infty}} \mid X(\omega) = k\})$ 

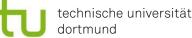
$$= \lim_{n \to \infty} \ P(\{\omega = (\omega_{_{1.}},...,\omega_{_{n.}}) \in \Omega = \Omega^{_{1}^{n}} \ | \ X_{_{n}}(\omega \ ) = \sum_{_{i=1}}^{n} Y_{_{n}}(\omega_{_{i.}}) = k\}) \ , \quad Y_{_{n}} \sim B(1,\lambda /n)$$

ist die Wahrscheinlichkeit, in einem festen Zeitraum der Länge t genau k Ereignisse zu beobachten, wenn die mittlere Anzahl an Ereignissen im Zeitraum t durch den Wert von t gegeben ist und ein Erfolg zu jedem Zeitpunkt im betrachteten Zeitraum gleichwahrscheinlich ist

Durchführung von n Bernoulli-Experimenten im Zeitraum t:  $p(x) = I(x \in \{0,...,n\}) \cdot \binom{n}{x} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x}$ 







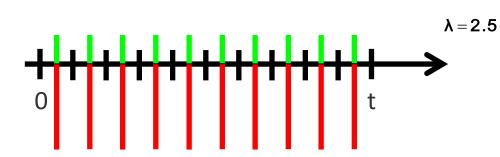
### Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

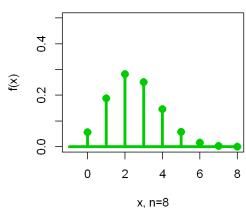
**Poisson-Verteilung Poi(
$$\lambda$$
)**  $P(\{\omega = (\omega_1, \omega_2, ...) \in \Omega = \Omega^{1^{\infty}} \mid X(\omega) = k\})$ 

$$= \lim_{n \to \infty} \ P(\{\omega = (\omega_{_{1.}},...,\omega_{_{n.}}) \in \Omega = \Omega^{_{1n}} \ | \ X_{_{n}}(\omega \ ) = \sum_{_{i=1}}^{n} Y_{_{n}}(\omega_{_{i.}}) = k\}) \ , \quad Y_{_{n}} \sim B(1,\lambda /n)$$

ist die Wahrscheinlichkeit, in einem festen Zeitraum der Länge t genau k Ereignisse zu beobachten, wenn die mittlere Anzahl an Ereignissen im Zeitraum t durch den Wert von t gegeben ist und ein Erfolg zu jedem Zeitpunkt im betrachteten Zeitraum gleichwahrscheinlich ist

Durchführung von n Bernoulli-Experimenten im Zeitraum t:  $p(x) = I(x \in \{0,...,n\}) \cdot \binom{n}{x} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x}$ 







# Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen: Poisson-Verteilung Poi(λ)

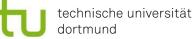
$$P(\{\omega = (\omega_{1.}, \omega_{2.}, ...) \in \Omega = \Omega^{1^{\infty}} \mid X(\omega) = k\}) = \lim_{n \to \infty} P(\{\omega = (\omega_{1.}, ..., \omega_{n.}) \in \Omega = \Omega^{1^{n}} \mid X_{n}(\omega) = \sum_{i=1}^{n} Y_{n}(\omega_{i.}) = k\}), \quad Y_{n} \sim B(1, \lambda/n)$$

$$\boxed{p(x)} = \lim_{n \to \infty} \left[ \mathbf{I}(x \in \{0,...,n\}) \cdot \binom{n}{x} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \right] \\ = \left[ \mathbf{I}(x \in \aleph \cup 0) \cdot \lim_{n \to \infty} \left[ \frac{n!}{x!(n-x)!} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \right] \\ = \left[ \frac{n!}{x!(n-x)!} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \right] \\ = \left[ \frac{n!}{x!(n-x)!} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \right] \\ = \left[ \frac{n!}{x!(n-x)!} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \right] \\ = \left[ \frac{n!}{x!(n-x)!} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \right] \\ = \left[ \frac{n!}{x!(n-x)!} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \right] \\ = \left[ \frac{n!}{x!(n-x)!} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \right] \\ = \left[ \frac{n!}{x!(n-x)!} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \right] \\ = \left[ \frac{n!}{x!(n-x)!} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \right] \\ = \left[ \frac{n!}{x!(n-x)!} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \right] \\ = \left[ \frac{n!}{x!(n-x)!} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \right] \\ = \left[ \frac{n!}{x!(n-x)!} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \right] \\ = \left[ \frac{n!}{x!(n-x)!} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \right] \\ = \left[ \frac{n!}{x!(n-x)!} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \right]$$

$$= \mathbf{I}(x \in \aleph \cup 0) \cdot \lim_{n \to \infty} \left[ \frac{n \cdot (n-1) \cdot (n-2) \cdot ... \cdot (n-x+1)}{x!} \cdot \frac{\lambda^x}{n^x} \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-x} \right]$$

$$= \mathbf{I}(x \in \aleph \cup 0) \cdot \lim_{n \to \infty} \left(\frac{\lambda^x}{x!}\right) \cdot \lim_{n \to \infty} \left(\frac{n}{n} \cdot \frac{n-1}{n} \cdot \frac{n-2}{n} \cdot \frac{n-k+1}{n}\right) \cdot \lim_{n \to \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \cdot \lim_{n \to \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-x}$$

$$= \mathbf{I}(x \in \aleph \cup 0) \cdot \left(\frac{\lambda^x}{x!}\right) \cdot \mathbf{1} \cdot e^{-\lambda} \cdot \mathbf{1} = \boxed{\frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}}$$



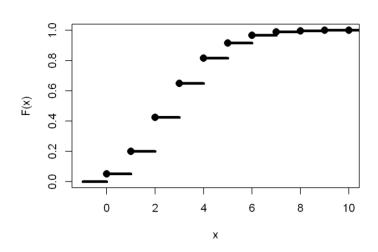
# Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

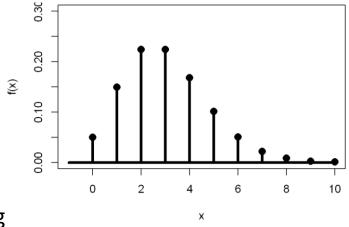
Poisson-Verteilung Poi( $\lambda$ )  $\lambda > 0$ 

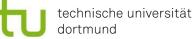


Träger:  $T_{v} = \aleph \cup 0$ 

**Beispiel**: X = Anzahl Tore pro Bundesliga-Spieltag



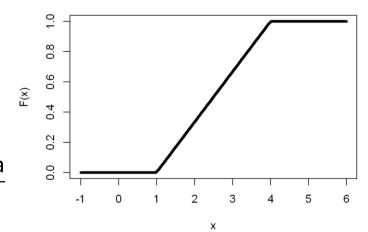




# Stetige Wahrscheinlichkeitsverteilungen

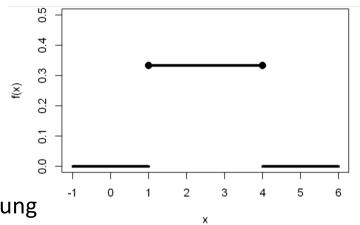
Rechteckverteilung R(a,b) a < b

**Verteilungsfunktion**: 
$$F(x) = I(a \le x) \cdot \frac{\min(x,b) - a}{b - a}$$

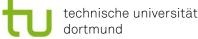


**Dichtefunktion**: 
$$f(x) = \frac{I(a \le x \le b)}{b-a}$$

**Träger**:  $T_x = [a,b]$ 



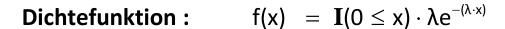
**Beispiel**: X = Zeitpunkt beliebiger Spielunterbrechung zwischen 10. und 20. Spielminute



# Stetige Wahrscheinlichkeitsverteilungen

**Exponentialverteilung Exp(\lambda)**  $\lambda > 0$ 

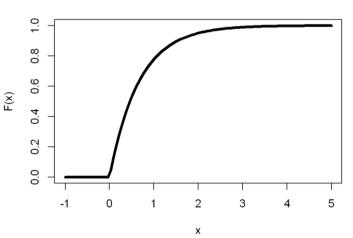
**Verteilungsfunktion**: 
$$F(x) = I(0 \le x) \cdot (1 - e^{-(\lambda \cdot x)})$$

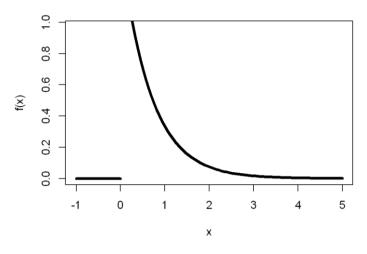


Träger: 
$$T_x = [0,\infty)$$

### Beispiel:

X = Zeit zwischen zwei Spielunterbrechungen







# Stetige Wahrscheinlichkeitsverteilungen

## Weibull-Verteilung $W(\alpha,\beta)$

$$P(\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \leq x\})$$

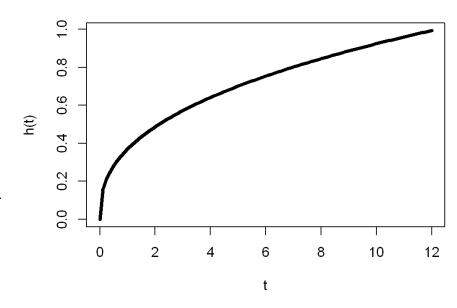
ist die Wahrscheinlichkeit, höchstens x Zeiteinheiten auf das erste Ereignis zu warten, wenn die Hazardrate

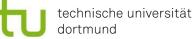
$$h(t) = \lim_{\delta t \to \infty} \frac{P(t \le T < t + \delta t)}{\delta t}$$

durch die Funktion

$$\begin{array}{ll} h(t) &=& e^{(\nu+\rho\cdot ln(t))} \\ \\ mit \ \nu &=& ln(\alpha \ ) -\alpha \cdot ln(\beta \ ) \ und \ \rho = \alpha - 1 \end{array}$$

beschrieben wird.





# Stetige Wahrscheinlichkeitsverteilungen

Weibull-Verteilung W( $\alpha$ , $\beta$ )  $\alpha > 0$ ,  $\beta > 0$ 

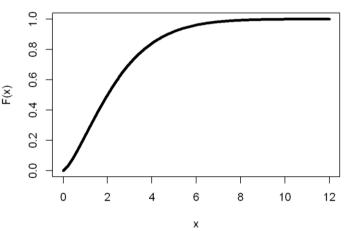
**Verteilungsfunktion**:  $F(x) = I(0 \le x) \cdot (1 - e^{-(x/\beta)\alpha})$ 

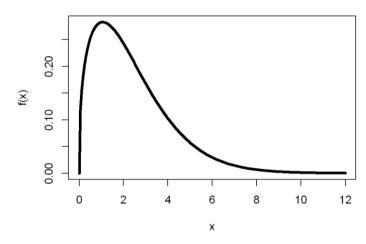
Dichtefunktion:

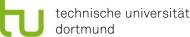
$$f(x) = \mathbf{I}(0 \le x) \cdot \left(\frac{\alpha}{\beta} \cdot \left[\frac{x}{\beta}\right]^{\alpha - 1} e^{-(x/\beta)^{\alpha}}\right)$$

Träger:  $T_x = [0,\infty)$ 

**Beispiel**: X = Zeitpunkt des Tors zum 1 - 0, wenn das Hinspiel 0 - 1 verloren wurde







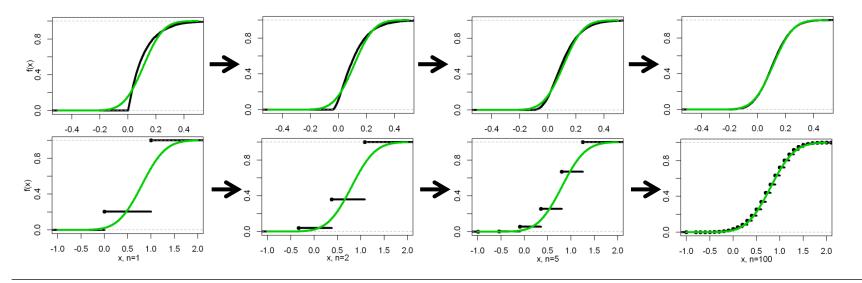
### Stetige Wahrscheinlichkeitsverteilungen

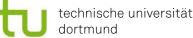
**Normalverteilung N(\mu,\sigma^2)** P( $\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \leq x\}$ ) =

$$P(\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \leq x\}) =$$

$$\lim_{n\to\infty} P\Bigg(\{\omega\in\Omega^{\text{\tiny{I}}^n}\ \big|\ \left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n\Bigg[\frac{Y(\omega_{_{i.}})-E(X)}{\sqrt{\text{Var}(X)}}\Bigg]\right)\cdot\sqrt{\text{Var}(X)\cdot n} + E(X) \leq x\}\Bigg), \quad Y \sim F_0(E(X)=\mu,\text{Var}(X)=\sigma^2)$$

ist die Grenzw'keit für unendliches n, dass der Mittelwert aus n standardisierten Zufalls-variablen, die aus der selben Verteilung stammen, den Wert [x–E(X)]/[Var(X·n)<sup>0.5</sup>] nicht übersteigt.

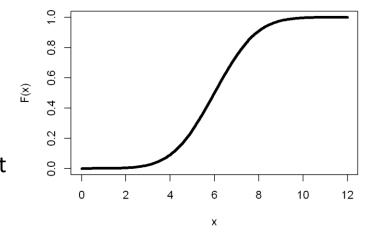




## Stetige Wahrscheinlichkeitsverteilungen

Normalverteilung  $N(\mu, \sigma^2)$   $\sigma > 0$ 

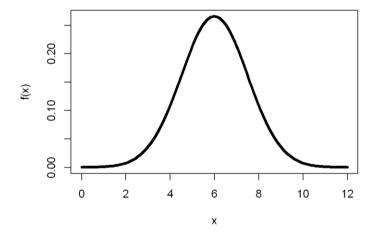
$$\mbox{Verteilungsfunktion:} \quad \mbox{F(x)} \; = \; \int \limits_{-\infty}^{x} \frac{1}{\sqrt{2\pi \; \sigma^2}} \, e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{t-\mu}{\sigma}\right)^2} dt$$

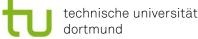


Dichtefunktion: 
$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi \sigma^2}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$$

Träger:  $T_x = \Re$ 

**Beispiel**: X = Nettospielzeit pro Bundesligaspieltag





### Stetige Wahrscheinlichkeitsverteilungen

 $\chi^2$ -Verteilung  $\chi_f^2$  mit f Freiheitsgraden

$$P(\{\omega\in\Omega\mid\,X(\omega\,)\leq x\})=P\!\!\left(\{\omega\in\Omega^{_{1}f}\mid\,\sum_{_{i=1}}^{f}Y^{_{2}}\leq x\}\right)\!\!,\qquad Y^{_{1}}N(0,1)$$

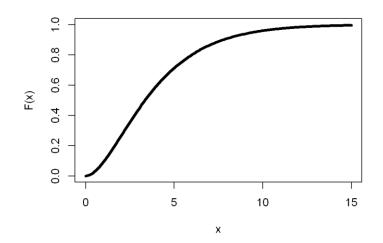
ist die Wahrscheinlichkeit, dass die Summe von f quadrierten, standardnormalverteilten Zufallsvariablen den Wert x nicht übersteigt.



# Stetige Wahrscheinlichkeitsverteilungen

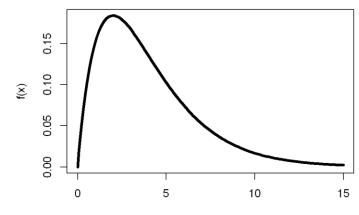
$$\chi^2$$
-Verteilung  $\chi_f^2$   $f \in \aleph$  (= $\Gamma[0.5, f/2]$ )

Verteilungsfunktion: 
$$F(x) = \int_{0}^{x} \frac{1}{2^{f/2} \Gamma(f/2)} t^{f/2-1} e^{-t/2} dt$$

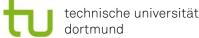


**Dichtefunktion:** 
$$f(x) = I(0 < x) \cdot \frac{1}{2^{f/2} \Gamma(f/2)} x^{f/2-1} e^{-x/2}$$

Träger: 
$$T_x = [0,\infty)$$



Beispiel:  $X = \chi^2$  – Statistik zwischen Anzahl gelber Karten pro Spiel in Hin- und Rückrunde



### Stetige Wahrscheinlichkeitsverteilungen

F-Verteilung F<sub>f1.f2</sub> mit f<sub>1</sub> und f<sub>2</sub> Freiheitsgraden

$$P(\{\omega\in\Omega\ |\ X(\omega\ )\leq x\})=P\left(\{\omega\in\Omega^{_{1}f}\ |\ [Y\cdot f_{_{2}}]/(Z\cdot f_{_{1}}]\leq x\}\right), \qquad Y^{\boldsymbol{\sim}}\chi_{_{f_{_{1}}}}^{^{2}}\ ,\ Z^{\boldsymbol{\sim}}\chi_{_{f_{_{2}}}}^{^{2}}$$

ist die Wahrscheinlichkeit, dass der Quotient zweier durch ihre Anzahl an Freiheitsgraden dividierter  $\chi^2$ -verteilter Zufallsvariablen den Wert x nicht übersteigt.



# Stetige Wahrscheinlichkeitsverteilungen

F-Verteilung 
$$F_{f1,f2}$$
  $f_1 \in \aleph$ ,  $f_2 \in \aleph$ 

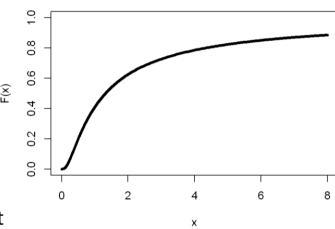
Verteilungsfunktion:

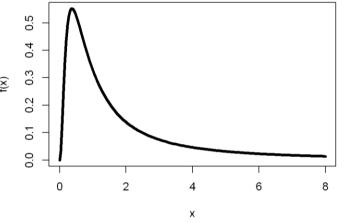
$$F(x) = \int_{0}^{x} \frac{\Gamma\left(\frac{f_{1} + f_{2}}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{f_{1}}{2}\right) \cdot \Gamma\left(\frac{f_{2}}{2}\right)} \cdot \left(\frac{f_{1}}{f_{2}}\right)^{f_{1}/2} \frac{t^{f_{1}/2 - 1}}{(1 + f_{1}t/f_{2})^{(f_{1} + f_{2})/2}} dt$$

**Dichtefunktion:** 

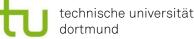
tefunktion: 
$$f(x) = I(0 < x) \cdot \frac{\Gamma\left(\frac{f_1 + f_2}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{f_1}{2}\right) \cdot \Gamma\left(\frac{f_2}{2}\right)} \cdot \left(\frac{f_1}{f_2}\right)^{f_1/2} \frac{x^{f_1/2 - 1}}{(1 + f_1 x/f_2)^{(f_1 + f_2)/2}}$$

Träger:  $T_x = [0,\infty)$ 





Beispiel: X = Verhältnis der mittleren Varianz der Zuschauerzahlen pro Spiel an jeweils einem Spieltag zur Varianz der mittleren Zuschauerzahlen pro Spieltag



### Stetige Wahrscheinlichkeitsverteilungen

# t-Verteilung t<sub>f</sub> mit f Freiheitsgraden

$$P(\{\omega\in\Omega\ |\ X(\omega\ )\leq x\})\ =P\Bigg(\{\omega\in\Omega^{\iota(f+1)}\ |\frac{Z}{\sqrt{Y/f}}\leq x\}\Bigg), \qquad Z^{\sim}N(\ 0,\ 1)\ , \quad Y^{\sim}\chi_f^2$$

ist die Wahrscheinlichkeit, dass der Quotient einer standardnormalverteilten Zufallsvariable und der Wurzel aus einer durch die Anzahl ihrer Freiheitsgrade dividierter  $\chi^2$ -verteilter Zufallsvariablen den Wert x nicht übersteigt.



# Stetige Wahrscheinlichkeitsverteilungen

t-Verteilung  $t_f \in \aleph$ 

Verteilung sfunktion : 
$$F(x) = \int\limits_{-\infty}^{x} \frac{\Gamma\!\!\left(\frac{f+1}{2}\right)}{\sqrt{f\pi} \cdot \Gamma\!\!\left(\frac{f}{2}\right)} \cdot \!\left(1 + \frac{t^2}{f}\right)^{\!-(f+1)/2} dt$$

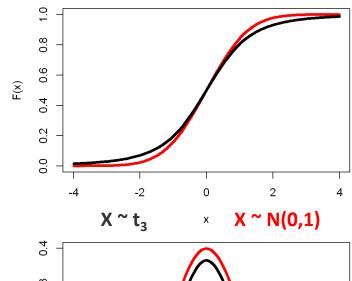
**Dichtefunktion:** 

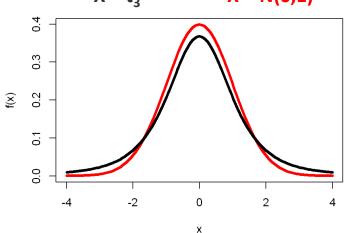
$$f(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{f+1}{2}\right)}{\sqrt{f\pi} \cdot \Gamma\left(\frac{f}{2}\right)} \cdot \left(1 + \frac{x^2}{f}\right)^{-(f+1)/2}$$

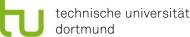
Träger:  $T_x = \Re$ 

Beispiel: X = Geeignet skalierte Differenz aus mittlerer Nettospielzeit

an geraden und ungeraden Spieltagen







# Kombinationen aus diskreten und stetigen Wahrscheinlichkeitsverteilungen Beispiel Wartezeit bis zum Start eines Druckauftrags

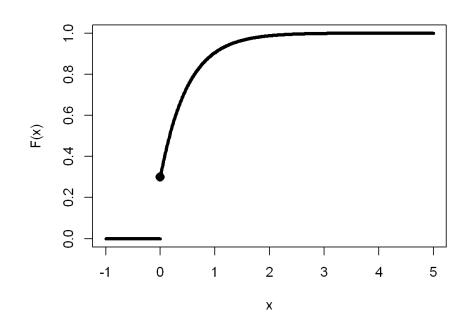


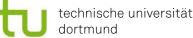
$$P(X = 0) = 1 - p$$



$$P(0 < X < x) = p - pe^{-\lambda x}$$

**Verteilungsfunktion**:  $F(X) = I(0 \le x) \cdot (1 - pe^{-\lambda x})$ 





# Zwei- und Mehrdimensionale Wahrscheinlichkeitsverteilungen

# Diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen

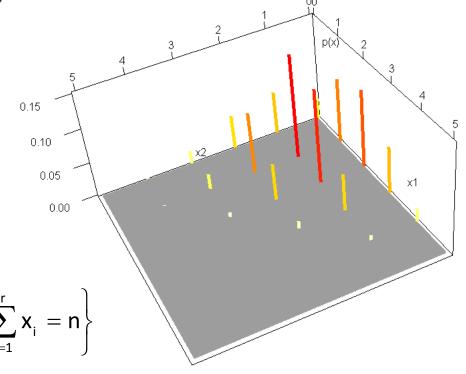
# Multinomialverteilung Mult(n,p<sub>1</sub>,...,p<sub>r</sub>)

$$n \in \aleph$$
,  $0 \le p_i \le 1, i = 1,...,r$ ,  $\sum_{i=1}^{r} p_i = 1$ 

#### Zähldichte:

$$p(x_1,...,x_r) = I(x \in T_x) \cdot \frac{n!}{\prod_{i=1}^r x_i!} \cdot \prod_{i=1}^r p_i$$

$$\textbf{Träger:} \ \ T_x = \left\{x = (x_1, ..., x_r) \in \left(\aleph \cup \{0\}\right)^r \mid \sum_{i=1}^r x_i = n\right\}$$



**Beispiel**: X = Anzahlen geschossener Tore in einer Saison für alle Spieler im Kader



# Zwei- und Mehrdimensionale Wahrscheinlichkeitsverteilungen

# Stetige Wahrscheinlichkeitsverteilungen

# Multivariate Normalverteilung $N(\mu, \Sigma)$

$$\mu \in \Re^{r}$$
,  $\Sigma \in \Re^{r \times r}$ ,  $\Sigma$  p.s.d.

#### **Dichtefunktion:**

$$f(x_{_{1}},...,x_{_{r}}) = \frac{1}{\left(2\pi\right)^{k/2} \sqrt{\left|\Sigma\right|}} e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)^{T} \Sigma^{-1}(x-\mu)}$$

Träger:  $T_v = \Re^r$ 

**Beispiel**: X = Zuschauerzahl, Etat und Summe der Spielergehälter

