

Mathematik 2  
Dr. Thomas Zehrt

Zufallsvariablen 1:  
Grundlagen

**Benötigtes Vorwissen:** Der Stoff der Vorlesung „Statistik“ wird als bekannt vorausgesetzt, insbesondere das **Kapitel „Zufallsvariablen“**. Als Zusammenfassung kann dafür der erste Teil dieses Skriptes dienen. Weiterhin wird das Kapitel „Integration“ aus der Vorlesung „Mathematik 1“ als bekannt vorausgesetzt.

## Inhaltsverzeichnis

1	Zufallsvariablen(Wiederholung)	2
2	Stetige Zufallsvariablen	5
3	Erwartungswert, Varianz und Quantil	8
4	Die Ungleichung von Tschebyshev	13
5	Standardisierung einer Zufallsvariablen	16
6	Übungsaufgaben	17

# 1 Zufallsvariablen(Wiederholung)

**Definition 1.1** Sei  $(\Omega, P)$  ein diskreter Wahrscheinlichkeitsraum. Dann heisst eine Abbildung

$$X : \Omega \longrightarrow \mathbb{R}$$

eine (reellwertige) Zufallsvariable, falls alle Ereignisse der Form

- $\{\omega \in \Omega : X(\omega) = x\} \subset \Omega$  (alle  $\omega \in \Omega$  die von  $X$  auf  $x$  abgebildet werden) für alle reellen Zahlen  $x$  und
- $A_I = \{\omega \in \Omega : X(\omega) \in I\} \subset \Omega$  (alle  $\omega \in \Omega$  die von  $X$  in das Intervall  $I$  abgebildet werden) für alle Intervalle  $I$

Wahrscheinlichkeiten besitzen, die dem **Axiomensystem von Kolmogorov** genügen.

Oft wird man sich aber für die Wahrscheinlichkeit interessieren, dass  $X(\omega)$  in einem bestimmten Intervall  $I = [a, b]$  oder auch  $I = (-\infty, b]$  liegt, also dass  $X(\omega) \in I$  gilt. Dazu wählen wir die folgenden Schreibweisen:

$$\begin{aligned} P(X \in I) &= P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) \in I\}) \\ P(a \leq X \leq b) &= P(\{\omega \in \Omega : a \leq X(\omega) \leq b\}) \\ P(X \leq b) &= P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) \leq b\}) \end{aligned}$$

**Definition 1.2** Sei  $X$  eine Zufallsvariable auf dem Wahrscheinlichkeitsraum  $(\Omega, P)$ . Dann heisst die Abbildung  $F : \mathbb{R} \longrightarrow [0, 1]$  mit

$$F(x) = P(X \leq x) = P(-\infty \leq X \leq x)$$

Verteilungsfunktion der Zufallsvariablen.

**Satz 1 (Rechenregeln für Verteilungsfunktionen)** Für alle  $a, b \in \mathbb{R}$  mit  $a < b$  gilt:

$$\begin{aligned} P(X < a) &= P(X \leq a) - P(X = a) = F(a) - P(X = a) \\ P(X > a) &= 1 - F(a) \\ P(X \geq a) &= 1 - F(a) + P(X = a) \\ P(a < X \leq b) &= F(b) - F(a) \\ P(a < X < b) &= F(b) - F(a) - P(X = b) \\ P(a \leq X < b) &= F(b) - F(a) - P(X = b) + P(X = a) \end{aligned}$$

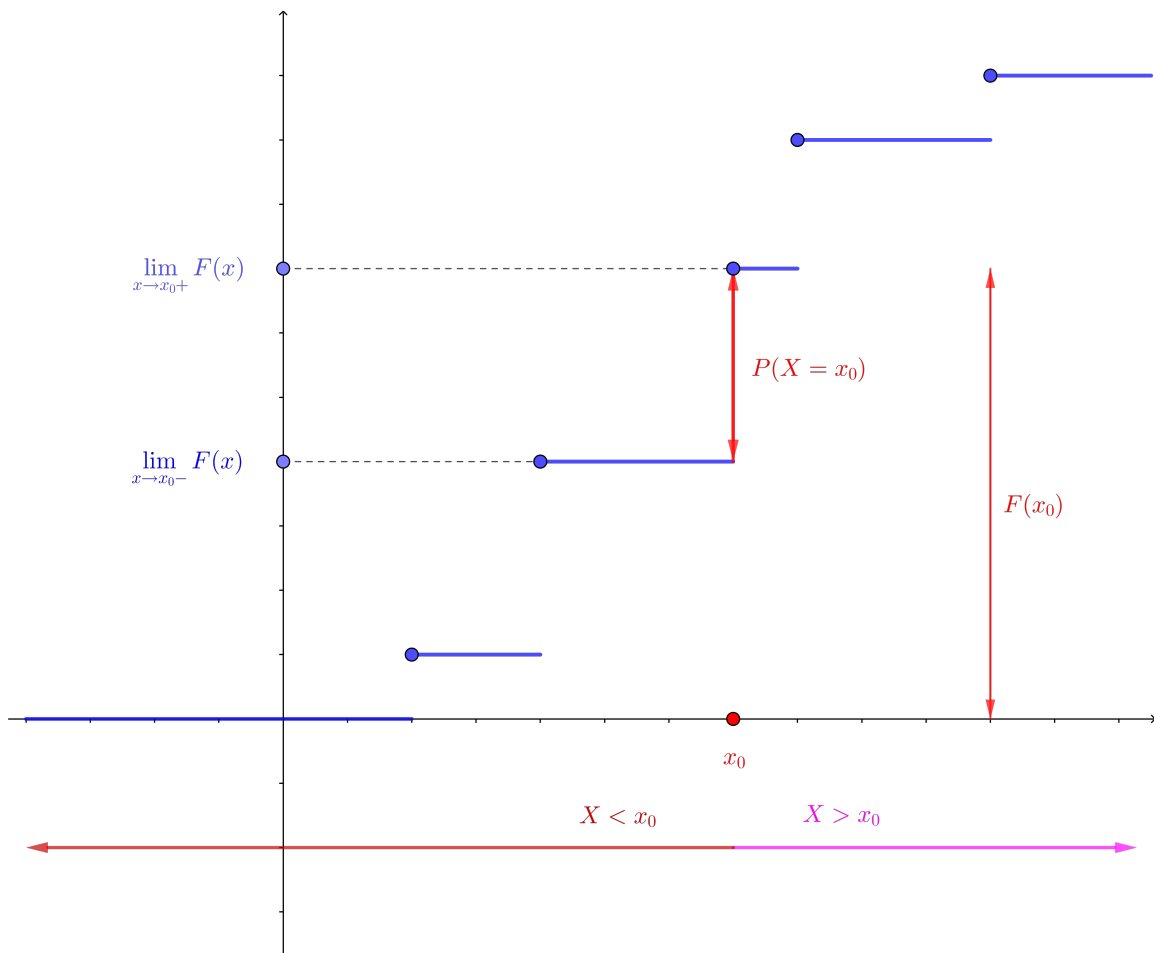
**Satz 2 (Eigenschaften jeder Verteilungsfunktion  $F = F_X$ )**

- $F$  ist monoton wachsend, nicht notwendigerweise streng monoton wachsend (diskrete Verteilung)
- In jedem Punkt  $x_0$  existiert der rechts- und linksseitige Grenzwert

$$\begin{aligned}\lim_{x \rightarrow x_0^-} F(x) &= P(X < x_0) \\ \lim_{x \rightarrow x_0^+} F(x) &= P(X \leq x_0) = F(x_0)\end{aligned}$$

- $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$
- $\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$
- Wenn  $F$  in  $x_0$  eine Sprungstelle hat, so ist die Sprunghöhe (also die Differenz aus rechts- und linksseitigem Grenzwert) genau die Wahrscheinlichkeit dass das Ereignis  $X = x_0$  eintritt:

$$\lim_{x \rightarrow x_0^+} F(x) - \lim_{x \rightarrow x_0^-} F(x) = P(X \leq x_0) - P(X < x_0) = P(X = x_0).$$



**Beispiel 1.1** Wir betrachten den zweifachen Wurf eines fairen Würfels und wissen:

$$\Omega = \{ (\omega_1, \omega_2) : \omega_i \in \{1, \dots, 6\} \}$$

und  $P$  ist die Gleichverteilung auf  $\Omega$ . Wir definieren eine Zufallsvariable

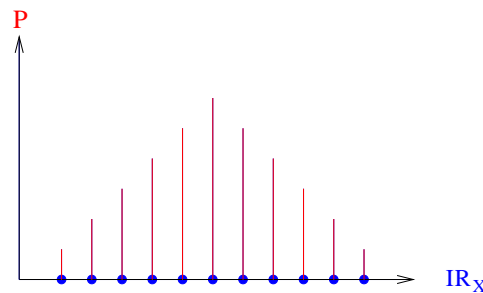
$$\begin{aligned} X : \Omega &\longrightarrow \mathbb{R} \\ (\omega_1, \omega_2) &\longmapsto \omega_1 + \omega_2 \end{aligned}$$

für alle  $(\omega_1, \omega_2) \in \Omega$ , d.h.  $X$  ist eine Funktion die jedem Ergebnis des Experimentes die Augensumme zuordnet. Es gilt zunächst  $\mathbb{R}_X = \{2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12\}$  und z.B.

$$P(X = 4) = P((3, 1) \text{ oder } (2, 2) \text{ oder } (1, 3)) = \frac{1}{36} + \frac{1}{36} + \frac{1}{36} = \frac{3}{36}$$

Damit ergibt sich letztendlich die folgenden Verteilung für  $X$ :

$x_i$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$P(X = x_i)$	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$



$$F(x) = \begin{cases} 0 & , x < 2 \\ 1/36 & , 2 \leq x < 3 \\ 3/36 & , 3 \leq x < 4 \\ 6/36 & , 4 \leq x < 5 \\ 10/36 & , 5 \leq x < 6 \\ 15/36 & , 6 \leq x < 7 \\ 21/36 & , 7 \leq x < 8 \\ 26/36 & , 8 \leq x < 9 \\ 30/36 & , 9 \leq x < 10 \\ 33/36 & , 10 \leq x < 11 \\ 35/36 & , 11 \leq x < 12 \\ 36/36 & , 12 \leq x \end{cases}$$

Im folgenden unterscheiden wir zwei Typen von Zufallsvariablen

- diskrete Zufallsvariablen:

$$\mathbb{R}_X = X(\Omega) \text{ ist eine abzählbare Menge, z.B. } 0, 1, 2, \dots, 100$$

(siehe Vorlesung „Statistik“, Kapitel 8)

- stetige Zufallsvariablen:

$$\mathbb{R}_X = X(\Omega) \text{ ist eine überabzählbare Menge, z.B. } [0, 200].$$

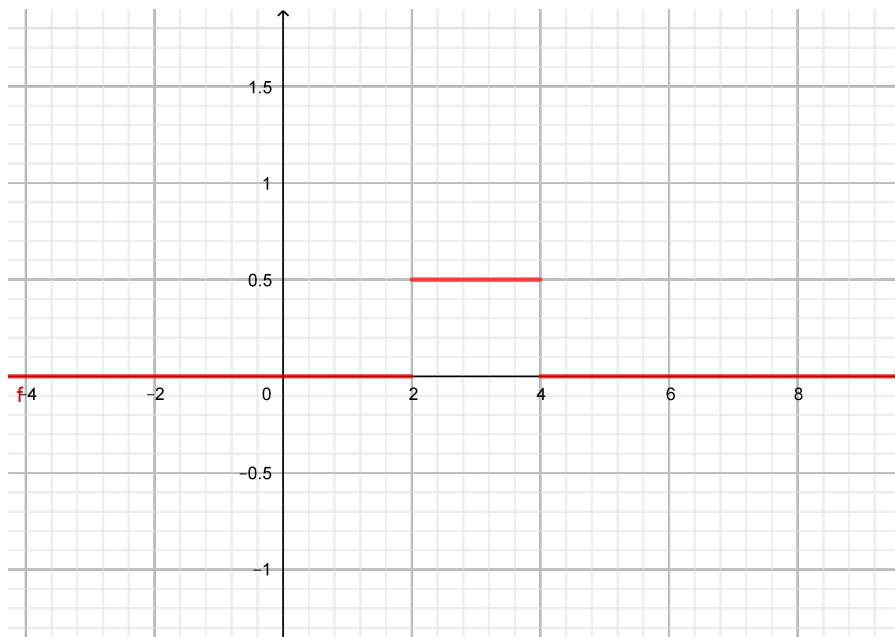
## 2 Stetige Zufallsvariablen

**Definition 2.1** Eine Funktion  $f$  heisst Dichte oder Wahrscheinlichkeitsdichte falls sie die folgenden Eigenschaften hat:

1.  $f(t) \geq 0$  für alle  $t \in \mathbb{R}$ ,
2.  $f(t)$  ist stetig bis auf abzählbar viele Punkte,
3.  $\int_{-\infty}^{\infty} f(t) dt = 1$ .

**Beispiel 2.1** Die Funktion

$$f(t) = \begin{cases} \frac{1}{2} & t \in [2, 4] \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

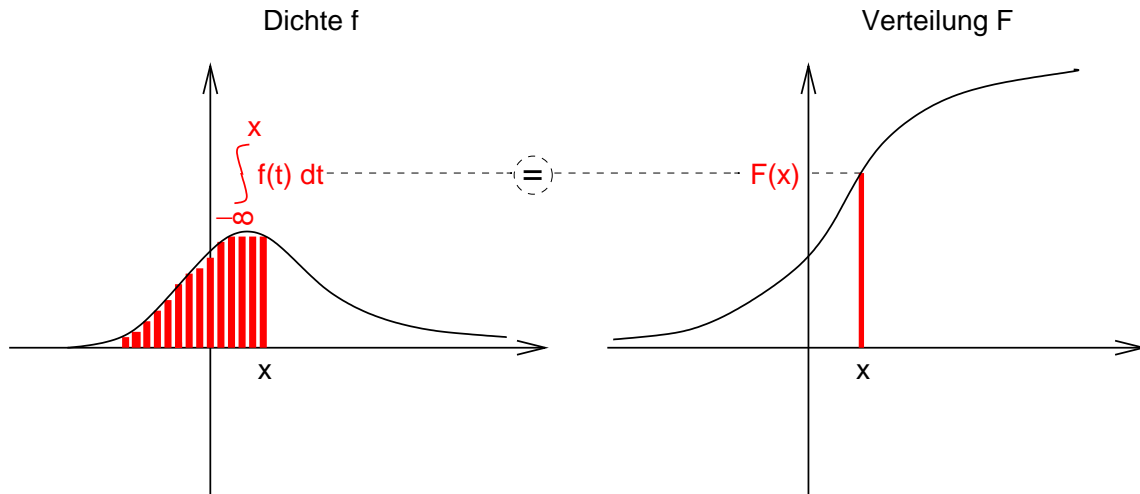


ist eine Wahrscheinlichkeitsdichte, denn

- sie nimmt keine negativen Werte an,
- sie ist fast überall stetig (ausser in den abzählbar vielen Punkten 2 und 4)
- der Flächeninhalt unter der Kurve ist genau 1 (da muss man nicht integrieren, aber man kann).

**Definition 2.2** Eine Zufallsvariable  $X$  heisst stetig mit der Dichte  $f$  falls sich die Verteilungsfunktion  $F : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$  in der folgenden Weise schreiben lässt:

$$F(x) = P(-\infty < X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt.$$



Merke: Der Flächeninhalt unter der Dichtefunktion (links von  $x$ ) entspricht dem Funktionswert der Verteilungsfunktion an der Stelle  $x$  und dieser Flächeninhalt ist als die Wahrscheinlichkeit deutbar, mit der die Zufallsvariable  $X$  Werte nicht rechts von  $x$  realisiert.

$F$  ist eine (spezielle) Stammfunktion von  $f$  und wie wir aus der Vorlesung Mathematik 1 bzw. aus der Schule wissen, gilt natürlich:

$$f(x) = F'(x) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{F(x+h) - F(x)}{h} = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} P(x \leq X \leq x+h)$$

**Satz 3** Die Wahrscheinlichkeit, dass eine stetige Zufallsvariable einen beliebigen Wert  $x_0$  annimmt, ist gleich Null:

$$P(X = x_0) = 0$$

**Beweis:**

Sei  $x_0 \in \mathbb{R}$  und wir betrachten das Intervall  $(x_0 - \delta, x_0]$ . Dann gilt zunächst allgemein:  $P(x_0 - \delta < X \leq x_0) = F(x_0) - F(x_0 - \delta)$  also

$$\begin{aligned} P(X = x_0) &= \lim_{\delta \rightarrow 0} P(x_0 - \delta < X \leq x_0) \\ &= \lim_{\delta \rightarrow 0} [F(x_0) - F(x_0 - \delta)] \\ &= F(x_0) - F(x_0) = 0. \end{aligned}$$

Bei stetigen Zufallsvariablen sind Punktereignisse  $X = x_i$  nicht von Interesse!!

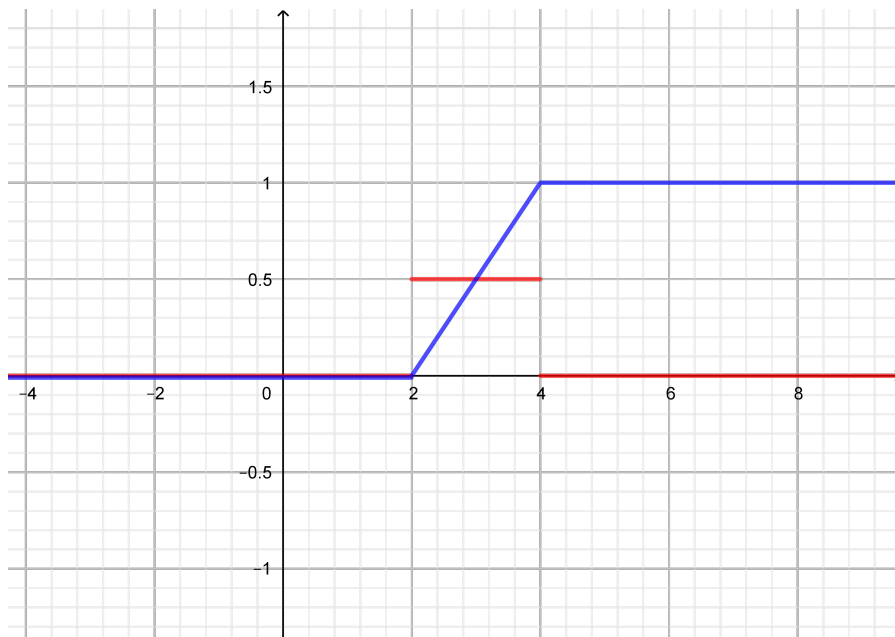
□

**Beispiel 2.2** Sei wieder

$$f(t) = \begin{cases} \frac{1}{2} & t \in [2, 4] \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Die zugehörige Verteilungsfunktion ist dann

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < 2 \\ \frac{1}{2}x - 1 & x \in [2, 4] \\ 1 & x > 4 \end{cases}$$



Zusammenfassung:

Wahrscheinlichkeit, dass $X$ einen Wert zwischen $a$ und $b$ annimmt	$P(a \leq X \leq b)$ $= P(a < X < b)$ $= P(a \leq X < b)$
Ausgedrückt durch die Verteilungsfunktion	$= F(b) - F(a)$
Ausgedrückt durch die Dichte:	$= \int_a^b f(t) dt$

### 3 Erwartungswert, Varianz und Quantil

**Definition 3.1 (Zur Erinnerung)**  $X$  sei eine diskrete Zufallsvariable mit  $\mathbb{R}_X = \{x_1, x_2, x_3, \dots, x_n\}$ . Dann ist der Erwartungswert  $E(X) = \mu$  von  $X$  definiert durch

$$E(X) = \sum_{i=1}^n x_i \underbrace{P(X = x_i)}_{p_i}$$

Die Varianz  $Var(X) = \sigma^2$  von  $X$  (mit  $\mu = E(X)$ ) ist:

$$Var(X) = \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 \underbrace{P(X = x_i)}_{p_i}$$

**Definition 3.2**  $X$  sei eine stetige Zufallsvariable mit zugehöriger Dichte  $f$ . Dann ist der Erwartungswert  $E(X) = \mu$  von  $X$  definiert durch

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} t f(t) dt$$

Die Varianz  $Var(X) = \sigma^2$  von  $X$  (mit  $\mu = E(X)$ ) ist:

$$Var(X) = \int_{-\infty}^{\infty} (t - \mu)^2 f(t) dt$$

#### Satz 4 (Rechenregeln für Erwartungswert und Varianz)

Seien  $X, Y$  Zufallsvariablen und  $a, b, c$  reelle Zahlen. Dann gelten die folgenden Rechenregeln:

1.  $E(aX + bY + c) = a E(X) + b E(Y) + c$
2.  $Var(aX + b) = a^2 Var(X)$
3. Verschiebungssatz der Varianz:  $Var(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$



Für manche Probleme ist es praktisch, den Begriff des Erwartungswertes weiter zu verallgemeinern.

**Definition 3.3**  $X$  sei eine stetige Zufallsvariable mit zugehöriger Dichte  $f$ . Dann sind für  $r = 1, 2, \dots$  die  $r$ -ten Momente definiert durch

$$m_r = E(X^r) = \int_{-\infty}^{\infty} t^r f(t) dt$$

**Aufgabe 3.1** Die folgende Funktion sei die Wahrscheinlichkeitsdichte einer Zufallsvariablen  $X$ .

$$f(t) = \begin{cases} \frac{1}{2} & t \in [2, 4] \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Bestimmen Sie Erwartungswert, die Varianz und die  $r$ -ten Momente von  $X$ .

**Lösung:**

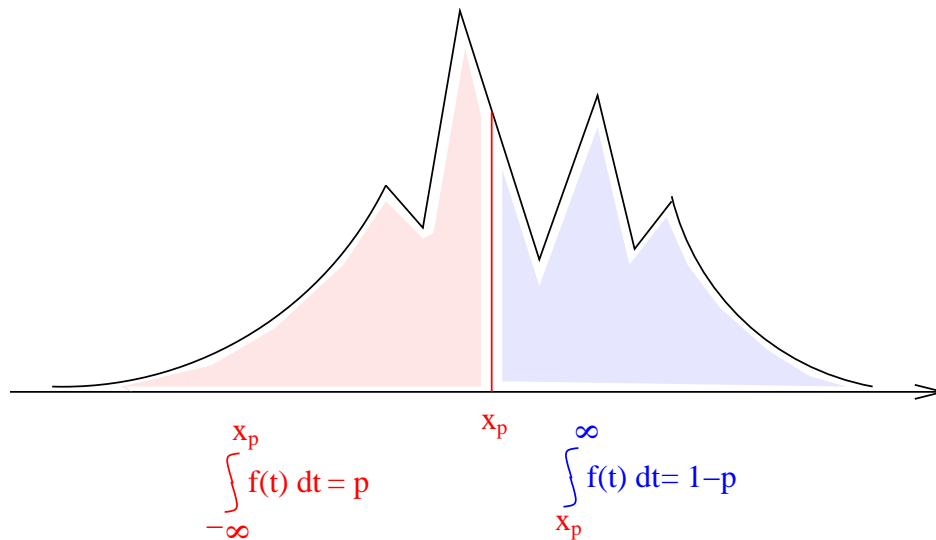
$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} t f(t) dt = \int_2^4 t \frac{1}{2} dt = 3$$

$$\text{Var}(X) = \int_{-\infty}^{\infty} (t-3)^2 f(t) dt = \int_2^4 (t-3)^2 \frac{1}{2} dt = \frac{1}{3}$$

$$m_r = \int_{-\infty}^{\infty} t^r f(t) dt = \frac{2^r}{r+1} (2^{r+1} - 1)$$

**Definition 3.4** Sei  $X$  eine stetige Zufallsvariable mit Verteilungsfunktion  $F$ . Ein  $p$ -Quantil  $x_p$  ( $0 < p < 1$ ) ist der Wert der Verteilungsfunktion, für den  $F(x_p) = p$  gilt.

Man kann sich also  $x_p$  als den Wert einer Verteilung vorstellen, der die Wahrscheinlichkeitsmasse so teilt, dass links von  $x_p$  genau die Masse  $p$  und rechts von  $x_p$  genau die Masse  $1 - p$  liegt.



Spezialfälle: unteres Quartil:  $x_{0,25}$ , Median, Zentralwert:  $x_{0,5}$ , oberes Quartil:  $x_{0,75}$

**Aufgabe 3.2** Die folgende Funktion sei die Wahrscheinlichkeitsdichte einer Zufallsvariablen  $X$ .

$$f(t) = \begin{cases} \frac{1}{2} & t \in [2, 4] \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Bestimmen Sie  $x_{0,25}$ ,  $x_{0,5}$  und  $x_{0,75}$ .

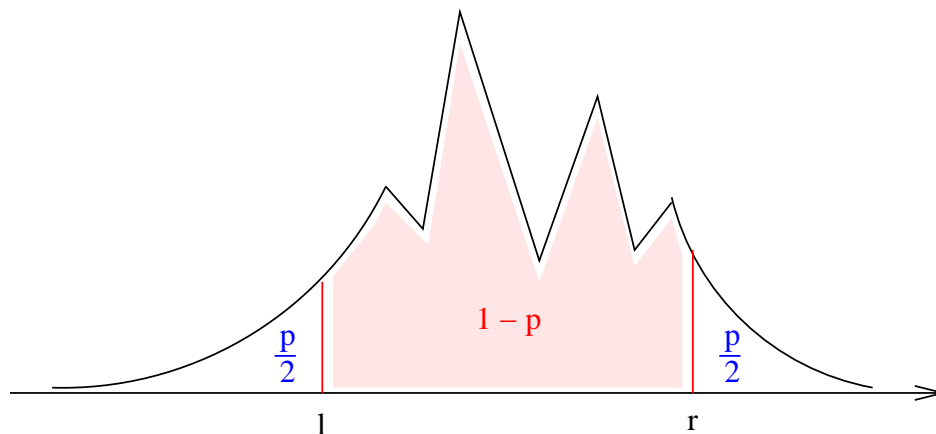
**Lösung:** Allgemein:  $F(x_p) = \frac{1}{2}x_p - 1 = p$  oder  $x_p = 2(p + 1)$

In der induktiven Statistik spielen  $p$ - und  $(1 - p)$ -Quantile (zu  $p = 0.025$ ,  $p = 0.05$ , ...) insbesondere in der Testtheorie eine wichtige Rolle.

Dort stellen diese Quantile Grenzen der Irrtumswahrscheinlichkeit dar, die die Grundlage für eine Testentscheidung bilden.

**Aufgabe 3.3** Sei  $X$  eine stetige Zufallsvariable mit Dichtefunktion  $f$ . Weiterhin sei eine Zahl  $p$  mit  $0 < p < 1$  gegeben. Bestimmen Sie zwei Zahlen  $l$  und  $r$ , so dass

$$P(l \leq X \leq r) = 1 - p$$



In dieser Form ist die Frage nicht eindeutig zu beantworten. Deshalb verlangen wir noch, dass die restliche Wahrscheinlichkeit gleichmässig auf die beiden Aussenbereiche verteilt wird.

**Lösung:** Die Forderung  $P(l \leq X \leq r) = 1 - p$  ist mit der obigen Annahme gleichwertig zur Forderung:

$$p = P(-\infty \leq X \leq l) + P(r \leq X \leq \infty)$$

Verlangen wir nun eine gleichmässige Aufteilung der Wahrscheinlichkeit  $p$  auf diese beiden Aussenbereiche folgt:

•

$$\frac{p}{2} = P(-\infty \leq X \leq l) = F(l) \quad \text{oder} \quad l = x_{\frac{p}{2}} \quad \text{das } \frac{p}{2} - \text{Quantil}$$

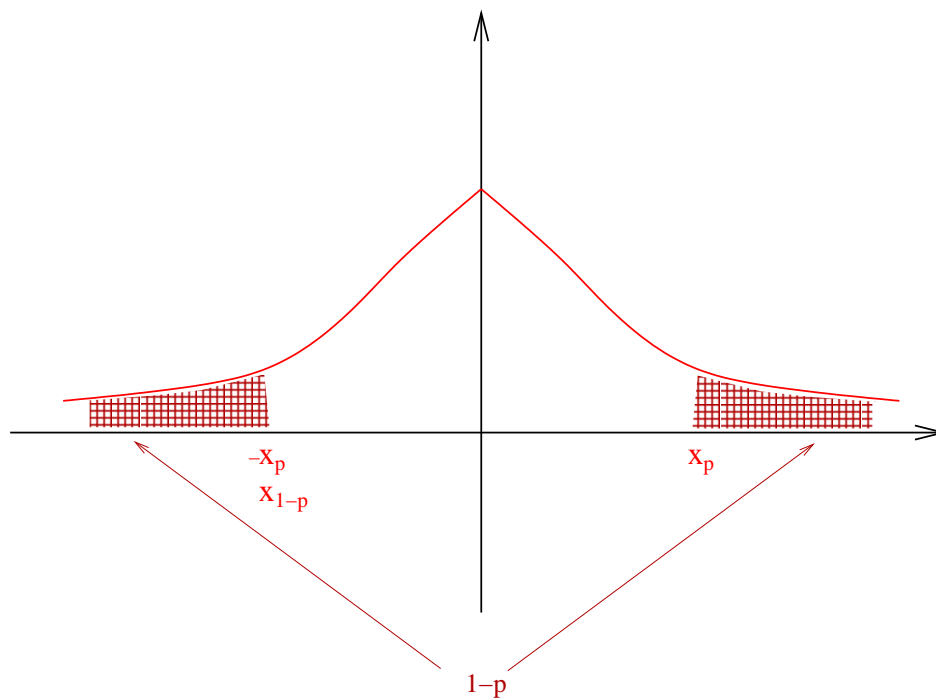
•

$$\frac{p}{2} = P(r \leq X \leq \infty) = 1 - F(r) \quad \text{oder} \quad r = x_{1-\frac{p}{2}} \quad \text{das } (1 - \frac{p}{2}) - \text{Quantil}$$

Falls  $X$  eine Zufallsvariable mit gerader Dichtefunktion  $f$  ist (d.h. es gilt  $f(-t) = f(t)$  für alle  $t$ ), so gilt stets

$$x_{1-p} = -x_p.$$

Das kann man (hoffentlich) leicht an folgender Zeichnung einsehen.



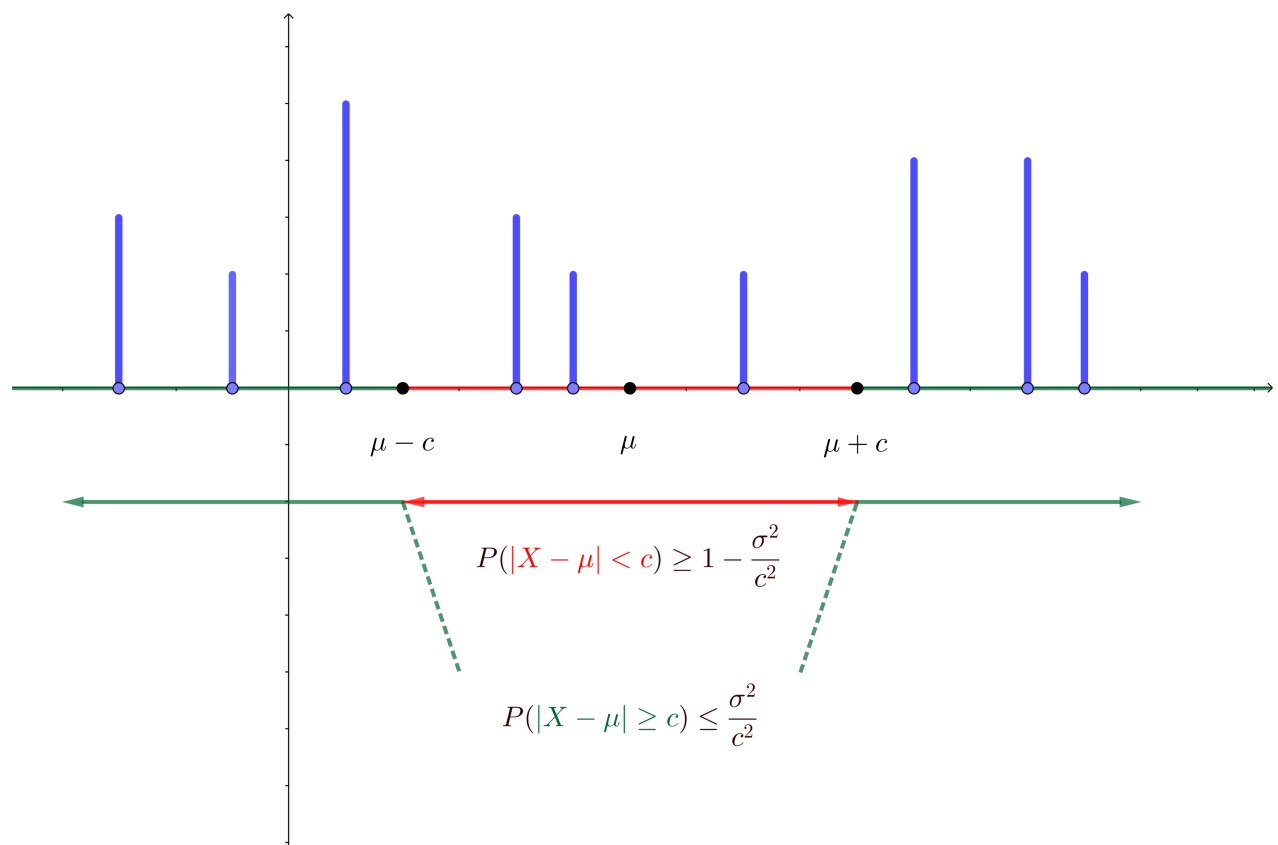
## 4 Die Ungleichung von Tschebyschev

**Satz 5 (Die Ungleichung von Tschebyschev)** Sei  $X$  eine beliebige Zufallsvariable mit  $\mu = E(X)$  und  $\sigma^2 = \text{Var}(X)$ . Dann gelten für jede positive Zahl  $c$  die folgenden beiden (äquivalenten) Ungleichungen:

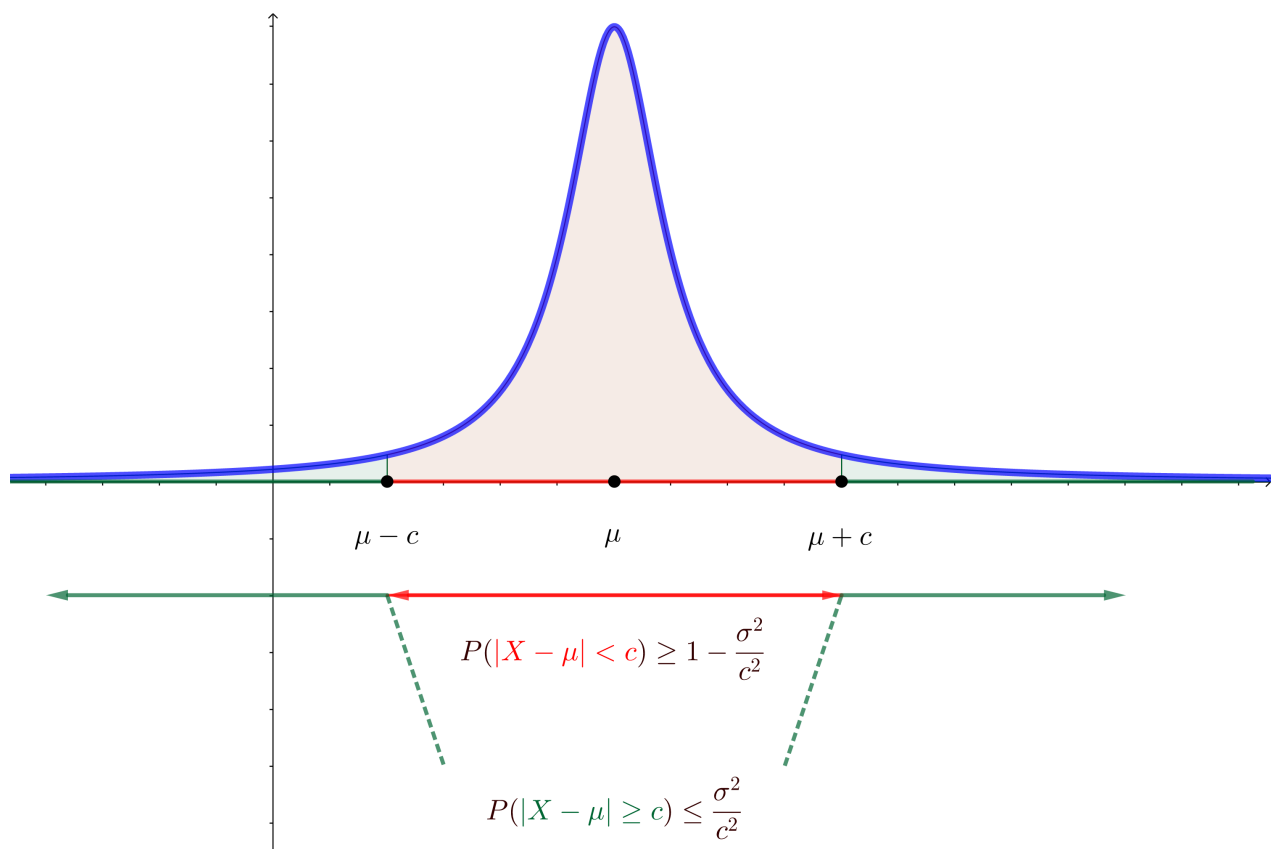
$$P(|X - \mu| < c) \geq 1 - \frac{\sigma^2}{c^2} \quad \text{oder} \quad P(|X - \mu| \geq c) \leq \frac{\sigma^2}{c^2}$$

d.h. man kann relativ leicht die Wahrscheinlichkeit abschätzen, mit der  $X$  einen Wert innerherhalb (oder ausserhalb) des Intervalls  $[\mu - c, \mu + c]$  annimmt.

Die Ungleichung von Tschebyschev für diskrete Zufallsvariablen



## Die Ungleichung von Tschebyschev für stetige Zufallsvariablen

**Beweis:**

Wir beweisen die Ungleichung für stetige Zufallsvariablen. Der Beweis für diskrete Zufallsvariablen verläuft analog.

$$\begin{aligned}
 \sigma^2 &= \int_{-\infty}^{\infty} (t - \mu)^2 f(t) dt \\
 &\geq \int_{\substack{t \text{ s.d.} \\ |t - \mu| \geq c}} (t - \mu)^2 f(t) dt \\
 &\geq \int_{\substack{t \text{ s.d.} \\ |t - \mu| \geq c}} c^2 f(t) dt \\
 &= c^2 P(|X - \mu| \geq c)
 \end{aligned}$$

und auflösen nach  $P(|X - \mu| \geq c)$  ergibt die Ungleichung von Tschebyschev für den Aussenbereich.  $\square$

**Aufgabe 4.1** Sei  $X$  eine stetige Zufallsvariable mit der Dichtefunktion

$$f(t) = \begin{cases} \frac{1}{2} & t \in [2, 4] \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Wir wissen bereits, dass  $E(X) = \mu = 3$  und  $\text{Var}(X) = \sigma^2 = 1/3$  gilt. Schätzen Sie die Wahrscheinlichkeit  $P(|X - \mu| < 1)$  mit Hilfe der Tschebyschev-Ungleichung. Können Sie die Wahrscheinlichkeit auch exakt bestimmen? (Selbstverständlich!)

**Lösung:** Es gilt nach einfacher Rechnung

$$P(|X - 3| < 1) \geq 1 - \frac{\sigma^2}{c^2} = 1 - \frac{1/3}{1} = \frac{2}{3},$$

was nicht falsch ist. Natürlich kennen wir das exakte Ergebnis

$$P(|X - 3| < 1) = P(2 < X < 4) = 1.$$

## 5 Standardisierung einer Zufallsvariablen

**Definition 5.1** Eine Zufallsvariable heißt *standardisiert*, wenn sie den Erwartungswert 0 und die Varianz 1 hat. Sei  $X$  eine Zufallsvariable. Dann heißt die Zufallsvariable

$$Z = \frac{X - E(X)}{\sqrt{\text{Var}(X)}}$$

Standardisierung von  $X$ .

Ich erinnere hier an das folgende (diskrete) Beispiel aus dem Kurs Statistik.

**Beispiel 5.1** Sei  $X \sim B(2, 1/3)$ , d.h. die Verteilung von  $X$  ist gegeben durch:

0	1	2
$\frac{2}{3} \cdot \frac{2}{3} = \frac{4}{9}$	$2 \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3} = \frac{4}{9}$	$\frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{9}$

Es gilt:  $E(X) = n \cdot p = \frac{2}{3}$ ,  $\text{Var}(X) = n \cdot p \cdot (1 - p) = \frac{4}{9}$  und  $\sqrt{\text{Var}(X)} = \frac{2}{3}$ . Die Standardisierung von  $X$  ist somit

$$Z = \frac{X - 2/3}{2/3}$$

und hat die Verteilung:

$\frac{0-2/3}{2/3} = -1$	$\frac{1-2/3}{2/3} = \frac{1}{2}$	$\frac{2-2/3}{2/3} = 2$
$\frac{4}{9}$	$\frac{4}{9}$	$\frac{1}{9}$

Links sehen Sie die Verteilung von  $X$  und rechts die Verteilung der Standardisierung von  $X$ . Die drei Wahrscheinlichkeiten sind unverändert. Aber die Positionen der Wahrscheinlichkeiten haben sich so verändert, dass einerseits der Erwartungswert (Schwerpunkt) die 0 ist und andererseits die Varianz (Streuung) gleich 1. Man könnte sagen, dass sich die Verteilung **qualitativ nicht** verändert hat.

**Satz 6** Hat die stetige Zufallsvariable  $X$  mit  $\mu = E(X)$  und  $\sigma = \sqrt{\text{Var}(X)}$  die Dichtefunktion  $f_X$  und die Verteilungsfunktion  $F_X$ , so hat  $Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$  die Dichtefunktion  $f_Z(x) = \sigma \cdot f_X(\mu + \sigma x)$ .

**Beweis:** Es gilt

$$F_Z(x) = P\left(Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \leq x\right) = P(X \leq \mu + \sigma \cdot x) = F_X(\mu + \sigma \cdot x).$$

Durch Ableiten (Kettenregel) erhält man die Dichtefunktion.

$$f_Z(x) = \frac{d}{dx} F_Z(x) = \frac{d}{dx} F_X(\mu + \sigma \cdot x) = \sigma \cdot f_X(\mu + \sigma x).$$

□



## 6 Übungsaufgaben

1. Eine stetige Zufallsvariable  $X$  besitze folgende Verteilungsfunktion

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{für } x < 2 \\ -\frac{1}{4}x^2 + 2x - 3 & \text{für } 2 \leq x \leq 4 \\ 1 & \text{für } x > 4 \end{cases} .$$

- (a) Bestimmen Sie die Dichtefunktion der Zufallsvariablen  $X$ .  
 (b) Bestimmen Sie den Erwartungswert  $E(X)$  und die Varianz  $Var(X)$ .

2. Gegeben sei die Funktion

$$f(t) = \begin{cases} 2t - 4 & \text{für } 2 \leq t \leq 3 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} .$$

- (a) Zeigen Sie, dass  $f$  eine Dichtefunktion ist.  
 (b) Ermitteln Sie die zugehörige Verteilungsfunktion.  
 (c) Bestimmen Sie  $x_{0.25}$ ,  $x_{0.5}$  und  $x_{0.75}$ .

3. (a)  $X$  sei eine stetige Zufallsvariable mit folgender Dichtefunktion

$$f(t) = \begin{cases} ct & \text{für } 1 \leq t \leq 3 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} .$$

Für welchen Wert der Konstanten  $c$  ist die oben genannte Funktion tatsächlich eine korrekte Dichtefunktion?

- (b) Setzen Sie den entsprechenden Wert für  $c$  ein und bestimmen Sie  $P(X > 2)$ .

4. Von einer stetigen Zufallsvariablen  $X$  sei nur bekannt, dass sie den Erwartungswert 15 und die Varianz 4 besitzt.

- (a) Wie gross ist  $P(10 \leq X \leq 20)$  mindestens?  
 (b) Bestimmen Sie das kleinste, symmetrisch um 15 gelegene Intervall der Form  $[15 - c, 15 + c]$ , in welches mit einer Wahrscheinlichkeit von mindestens 0.9 die Werte von  $X$  fallen.

## Lösungen einiger Übungsaufgaben

1. a)

$$f(t) = \begin{cases} 0 & \text{für } t < 2 \\ -\frac{1}{2}t + 2 & \text{für } 2 \leq t \leq 4 \\ 0 & \text{für } t > 4 \end{cases} .$$

b)  $E(X) = 8/3$  und  $Var(X) = 2/9$

2. a) –

b)

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{für } x < 2 \\ x^2 - 4x + 4 & \text{für } 2 \leq x \leq 3 \\ 1 & \text{für } x > 3 \end{cases} .$$

c)  $F(x_p) = x_p^2 - 4x_p + 4 = p$  also  $x_p = 2 + \sqrt{p}$

3. a)  $c = 1/4$

b)  $P(X > 2) = 5/8$

4. a)  $P(10 \leq X \leq 20) \geq 0.84$

b)  $[15 - c, 15 + c] = [15 - 6.325, 15 + 6.325]$