Kapitel PTS:VII

VII. Gesetz der großen Zahlen

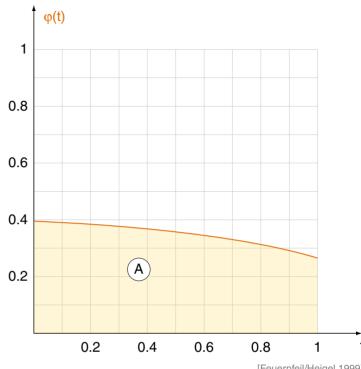
- □ Ungleichung von Tschebyscheff
- □ Bernoulli'sches Gesetz der großen Zahlen
- □ Borel'sche Gesetz der großen Zahlen

Beispiel: Flächeninhalt bestimmen

Gegeben die Funktion

$$\varphi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \mathbf{e}^{-\frac{1}{2}t^2}$$

□ Was ist der Flächeninhalt A unter der $\varphi(t)$ -Kurve im Intervall [0;1]?



Beispiel: Flächeninhalt bestimmen

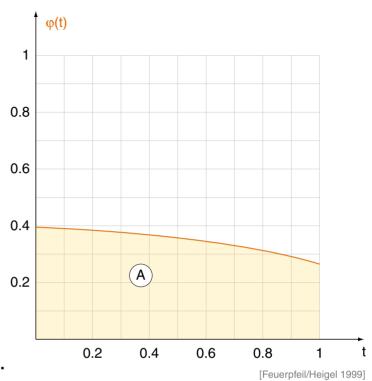
Gegeben die Funktion

$$\varphi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \mathbf{e}^{-\frac{1}{2}t^2}$$

□ Was ist der Flächeninhalt A unter der $\varphi(t)$ -Kurve im Intervall [0;1]?

Ansatz 1: Analytische Integration

□ Das Integral $\int_0^1 \varphi(t) dt$ lässt sich nicht durch elementare Funktionen ausdrücken.



Beispiel: Flächeninhalt bestimmen

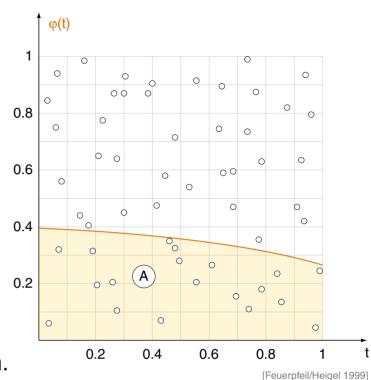
Gegeben die Funktion

$$\varphi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \mathbf{e}^{-\frac{1}{2}t^2}$$

□ Was ist der Flächeninhalt A unter der $\varphi(t)$ -Kurve im Intervall [0;1]?

Ansatz 1: Analytische Integration

□ Das Integral $\int_0^1 \varphi(t) dt$ lässt sich nicht durch elementare Funktionen ausdrücken.



Ansatz 2: Numerische Integration mit der Monte-Carlo-Methode

- □ "Würfele" n Punkte im Einheitsquadrat.

 Das Einheitsquadrats mit Fläche 1 entspricht Ω; Fläche A ≈ "Punkt unter φ-Kurve gewürfelt".
- \Box Liegen X dieser Punkte in der Fläche A unter der φ -Kurve, so gilt

$$\frac{X}{n} \approx \frac{A}{1}$$
.

Je größer n, desto besser die Näherung.

Bemerkungen:

- $\Box \varphi(t)$ ist die Gauß'sche Glockenkurve, die Dichtefunktion der Normalverteilung.
- □ Die Monte-Carlo-Methode ist ein stochastisches Verfahren zur Bestimmung des Flächeninhalts.
- Die Monte-Carlo-Methode ist erst wirklich praktikabel geworden, seit es Computer gibt. Führt man beispielsweise mit einem Programm das Experiment des "Würfelns" von n Punkten (x; y) im Einheitsquadrat durch (also 0 < x < 1 und 0 < y < 1), so könnte sich etwa ergeben:

\overline{n}	X	$\frac{X}{n}$
2.000	655	0,3275
4.000	1346	0,3365
6.000	2028	0,3380
8.000	2702	0,3378
10.000	3386	0,3386

Das konvergiert offenbar recht langsam gegen den eigentlichen Tabellenwert A=0.3413. Trotzdem wird die Methode oft eingesetzt, da beispielsweise Inhalte mehrdimensionaler Körper häufig nur so berechnet werden können.

- □ Der Flächeninhalt *A* unter der Glockenkurve wird mit der Monte-Carlo-Methode im Prinzip als Bernoulli-Kette des "Würfelns" von Zufallspunkten und des Mitzählens der Treffer (Punkt innerhalb der *A*-Fläche) bestimmt.
- □ Das Folgende dreht sich allgemein um die Näherung der relativen Trefferhäufigkeit in einer Bernoulli-Kette an die Trefferwahrscheinlichkeit.

Motivation

- \Box Die Standardabweichung σ ist ein Maß für die Abweichung der Werte einer Zufallsgröße X vom Erwartungswert μ .
- \Box Kleines σ : X nimmt mit großer Wahrscheinlichkeit Werte in der Nähe des Erwartungswertes an.
- \Box Großes σ : X nimmt mit großer Wahrscheinlichkeit auch Werte an, die weiter vom Erwartungswert entfernt sind.

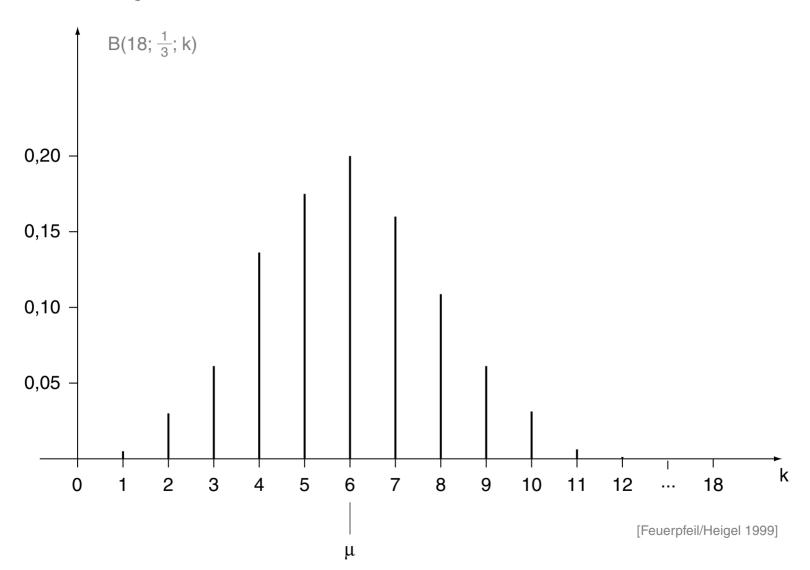
Motivation

- \Box Die Standardabweichung σ ist ein Maß für die Abweichung der Werte einer Zufallsgröße X vom Erwartungswert μ .
- \Box Kleines σ : X nimmt mit großer Wahrscheinlichkeit Werte in der Nähe des Erwartungswertes an.
- \Box Großes σ : X nimmt mit großer Wahrscheinlichkeit auch Werte an, die weiter vom Erwartungswert entfernt sind.
- ightharpoonup Was ist die Wahrscheinlichkeit dafür, dass eine Zufallsgröße X um mehr als eine Konstante c von ihrem Erwartungswert μ abweicht?

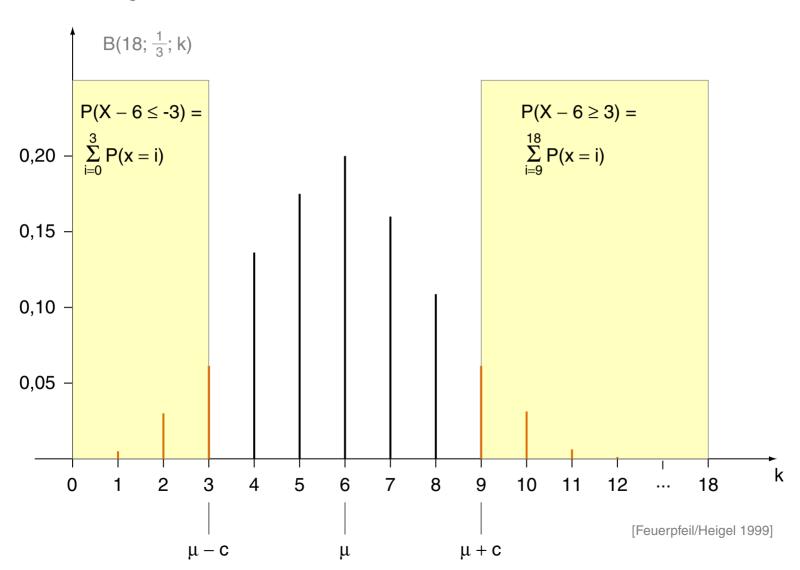
In Zeichen:
$$P(|X - \mu| \ge c)$$
 für $c > 0$.

- □ Diese Wahrscheinlichkeit lässt sich in einer Ungleichung präzisieren.
- Die Anwendung der Ungleichung führt zu einer fundamentalen Aussage der Wahrscheinlichkeitsrechnung.

Beispiel: $B(18; \frac{1}{3})$ mit $\mu = 6$



Beispiel: $B(18; \frac{1}{3})$ mit $\mu = 6$



Bemerkungen:

- \Box Für c=3, lässt sich $P(|X-6|\geq 3)$ als Summe der roten Stablängen in den unterlegten Bereichen des Stabdiagramms darstellen.
- □ Die rechte hinterlegte Fläche reicht bis zum x-Wert 18. Die Wahrscheinlichkeiten ab 13 sind nicht mehr als sichtbare Stäbe darstellbar.
- \neg $P(|X \mu| \ge c)$ kann man für einen Wert von c berechnen, wenn die Verteilung bekannt ist.
- Liegen nur die Parameter μ und σ vor meist als Erfahrungswerte –, steht ein Zusammenhang zwischen $P(|X-\mu| \geq c)$ und σ zu vermuten, da σ eine Aussage über die Streuung der Werte um den Erwartungswert trifft.

Satz 1 (Ungleichung von Tschebyscheff)

Sei X eine Zufallsgröße auf dem Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega; P)$. Dann gilt für jedes c>0 die Ungleichung

$$P(|X - E(X)| \ge c) \le \frac{\operatorname{Var}(X)}{c^2}.$$

Satz 1 (Ungleichung von Tschebyscheff)

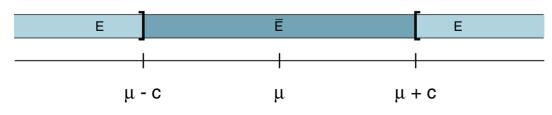
Sei X eine Zufallsgröße auf dem Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega; P)$. Dann gilt für jedes c>0 die Ungleichung

$$P(|X - E(X)| \ge c) \le \frac{\operatorname{Var}(X)}{c^2}.$$

Herleitung:

- \Box Sei X eine Zufallsgröße mit $E(X) = \mu$ und $Var(X) = \sigma^2$.
- \Box Seien $E = |X \mu| \ge c$ und $\bar{E} = |X \mu| < c$ Ereignisse mit $E(X) = \mu$.
- □ In Mengenschreibweise gilt:

$$E = \{x_i : |x_i - \mu| \ge c\}$$
 und $\bar{E} = \{x_i : |x_i - \mu| < c\}$



[Feuerpfeil/Heigel 1999]

Herleitung

Die Varianz $Var(X) = \sigma^2 = \sum_{i=1}^k (x_i - \mu)^2 \cdot P(X = x_i)$ der Zufallsgröße X wird in zwei Teilsummen für E und \bar{E} zerlegt:

$$\sigma^2 = \sum_{x_i \in E} (x_i - \mu)^2 \cdot P(X = x_i) + \sum_{x_i \in \bar{E}} (x_i - \mu)^2 \cdot P(X = x_i) .$$

Herleitung

□ Die Varianz $Var(X) = \sigma^2 = \sum_{i=1}^k (x_i - \mu)^2 \cdot P(X = x_i)$ der Zufallsgröße X wird in zwei Teilsummen für E und \bar{E} zerlegt:

$$\sigma^2 = \sum_{x_i \in E} (x_i - \mu)^2 \cdot P(X = x_i) + \sum_{x_i \in \bar{E}} (x_i - \mu)^2 \cdot P(X = x_i) .$$

□ Die Summanden sind nicht-negative Zahlen, so dass der Wert der Summe nicht steigen kann, wenn die zweite Teilsumme weglassen wird:

$$\sigma^2 \ge \sum_{x_i \in E} (x_i - \mu)^2 \cdot P(X = x_i) .$$

Herleitung

□ Die Varianz $\text{Var}(X) = \sigma^2 = \sum_{i=1}^k (x_i - \mu)^2 \cdot P(X = x_i)$ der Zufallsgröße X wird in zwei Teilsummen für E und \bar{E} zerlegt:

$$\sigma^2 = \sum_{x_i \in E} (x_i - \mu)^2 \cdot P(X = x_i) + \sum_{x_i \in \bar{E}} (x_i - \mu)^2 \cdot P(X = x_i) .$$

Die Summanden sind nicht-negative Zahlen, so dass der Wert der Summe nicht steigen kann, wenn die zweite Teilsumme weglassen wird:

$$\sigma^2 \geq \sum_{x_i \in E} (x_i - \mu)^2 \cdot P(X = x_i) .$$

 \Box Für die $x_i \in E$ gilt $|x_i - \mu| \ge c$, was $(x_i - \mu)^2 \ge c^2$ zur Folge hat:

$$\sigma^2 \ge \sum_{x_i \in E} c^2 \cdot P(X = x_i) = c^2 \cdot \sum_{x_i \in E} P(X = x_i) = c^2 \cdot P(|X - \mu| \ge c) .$$

Herleitung

Die Varianz $\text{Var}(X) = \sigma^2 = \sum_{i=1}^k (x_i - \mu)^2 \cdot P(X = x_i)$ der Zufallsgröße X wird in zwei Teilsummen für E und \bar{E} zerlegt:

$$\sigma^2 = \sum_{x_i \in E} (x_i - \mu)^2 \cdot P(X = x_i) + \sum_{x_i \in \bar{E}} (x_i - \mu)^2 \cdot P(X = x_i) .$$

 Die Summanden sind nicht-negative Zahlen, so dass der Wert der Summe nicht steigen kann, wenn die zweite Teilsumme weglassen wird:

$$\sigma^2 \geq \sum_{x_i \in E} (x_i - \mu)^2 \cdot P(X = x_i) .$$

 \Box Für die $x_i \in E$ gilt $|x_i - \mu| \ge c$, was $(x_i - \mu)^2 \ge c^2$ zur Folge hat:

$$\sigma^2 \geq \sum_{x_i \in E} c^2 \cdot P(X = x_i) = c^2 \cdot \sum_{x_i \in E} P(X = x_i) = c^2 \cdot P(|X - \mu| \geq c)$$
.

Damit erhalten wir die Ungleichung:

$$P(|X - \mu| \ge c) \le \frac{\sigma^2}{c^2}$$
 oder $P(|X - E(X)| \ge c) \le \frac{\operatorname{Var}(X)}{c^2}$.

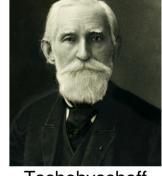
Bemerkungen:

- □ Die Ungleichung von Tschebyscheff gilt für alle Verteilungen von Zufallsgrößen. Die Kenntnis ihrer Varianz erlaubt, Wahrscheinlichkeiten von Mindestabweichungen ihrer Werte nach oben abzuschätzen.
- Die Ungleichung belegt im "Nachhinein", dass die Standardabweichung σ ein brauchbares Abweichungsmaß ist, denn sie sagt aus, dass Abweichungen von μ , die groß im Vergleich zu σ sind, eine kleine Wahrscheinlichkeit besitzen.
- Ist insbesondere $\sigma=0$ (degenerierte Verteilung), so ist die Wahrscheinlichkeit Null, dass X Werte verschieden von μ annimmt.
- □ Gleichwertige Versionen der Ungleichung von Tschebyscheff:

$$P(|X - E(X)| \ge c) \le \frac{\mathsf{Var}(X)}{c^2} \iff P(|X - E(X)| < c) \ge 1 - \frac{\mathsf{Var}(X)}{c^2} ,$$

$$P(|X - E(X)| > c) < \frac{\mathsf{Var}(X)}{c^2} \iff P(|X - E(X)| \le c) > 1 - \frac{\mathsf{Var}(X)}{c^2} .$$

Pafnuti Lwowitsch Tschebyscheff (1821–1894, russischer Mathematiker) veröffentlichte die verbreitet nach ihm benannte Ungleichung im Jahre 1867 im Journal de Mathématiques Pures et Appliquées. Ein allgemeinerer Beweis wurde jedoch schon 1853 von Irénée-Jules Bienaymé (1796–1878, französischer Wahrscheinlichkeitstheoretiker und Statistiker) veröffentlicht. Dieser wurde sogar direkt vor Tschebyscheffs Beitrag abgedruckt. Tschebyscheff erkannte die Erstveröffentlichung von Bienaymé an. [Wikipedia]



Tschebyscheff



Bienaymé

Untere Grenze

Kann die untere Grenze der Tschebyscheff-Ungleichung verschärft werden?

Untere Grenze

Kann die untere Grenze der Tschebyscheff-Ungleichung verschärft werden?

Nicht, wenn sie allgemeingültig sein soll.

Herleitung:

Untere Grenze

Kann die untere Grenze der Tschebyscheff-Ungleichung verschärft werden?

Nicht, wenn sie allgemeingültig sein soll.

Herleitung:

- Sei X eine symmetrisch verteilte Zufallsgröße mit Wertemenge $W=\{-c;0;c\}$ (c>0) für die $\mu=0$ und $\sigma=1$ sein soll. Dann gilt $P(|X-\mu|< c) \geq 1-\frac{1}{c^2}$.
- $\square \ \, \text{Aus} \, P(X=-c) + P(X=0) + P(X=c) = 1 \, \text{und} \, P(X=-c) = P(X=c) \\ \text{(Symmetrie) folgt} \, P(X=0) = 1 2 \cdot P(X=c).$

Untere Grenze

Kann die untere Grenze der Tschebyscheff-Ungleichung verschärft werden?

Nicht, wenn sie allgemeingültig sein soll.

Herleitung:

- □ Sei X eine symmetrisch verteilte Zufallsgröße mit Wertemenge $W=\{-c;0;c\}$ (c>0) für die $\mu=0$ und $\sigma=1$ sein soll. Dann gilt $P(|X-\mu|< c) \geq 1-\frac{1}{c^2}$.
- $\square \ \, \text{Aus} \, P(X=-c) + P(X=0) + P(X=c) = 1 \, \text{und} \, P(X=-c) = P(X=c) \\ \text{(Symmetrie) folgt} \, P(X=0) = 1 2 \cdot P(X=c).$
- □ Die Verteilung von X lautet damit:

$$\begin{array}{cccc}
x_i & -c & 0 & c \\
P(X = x_i) & \frac{1}{2c^2} & 1 - \frac{1}{c^2} & \frac{1}{2c^2}
\end{array}$$

Untere Grenze

Kann die untere Grenze der Tschebyscheff-Ungleichung verschärft werden?

Nicht, wenn sie allgemeingültig sein soll.

Herleitung:

- Sei X eine symmetrisch verteilte Zufallsgröße mit Wertemenge $W=\{-c;0;c\}$ (c>0) für die $\mu=0$ und $\sigma=1$ sein soll. Dann gilt $P(|X-\mu|< c) \geq 1-\frac{1}{c^2}$.
- □ Aus P(X = -c) + P(X = 0) + P(X = c) = 1 und P(X = -c) = P(X = c) (Symmetrie) folgt $P(X = 0) = 1 2 \cdot P(X = c)$.
- Die Verteilung von X lautet damit:

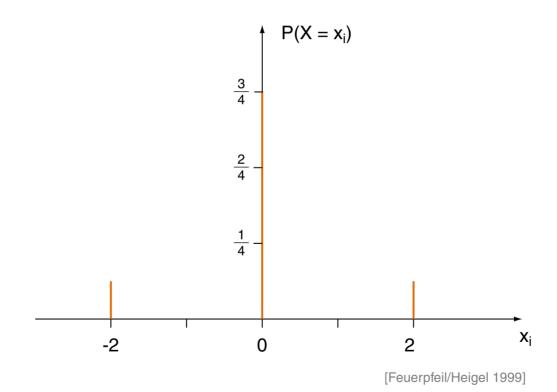
$$\begin{array}{cccc}
x_i & -c & 0 & c \\
P(X = x_i) & \frac{1}{2c^2} & 1 - \frac{1}{c^2} & \frac{1}{2c^2}
\end{array}$$

□ Daraus folgt $P(|X-\mu| < c) = P(X=0) = 1 - \frac{1}{c^2}$, was die untere Grenze der Tschebyscheff-Ungleichung ist.

Bemerkungen:

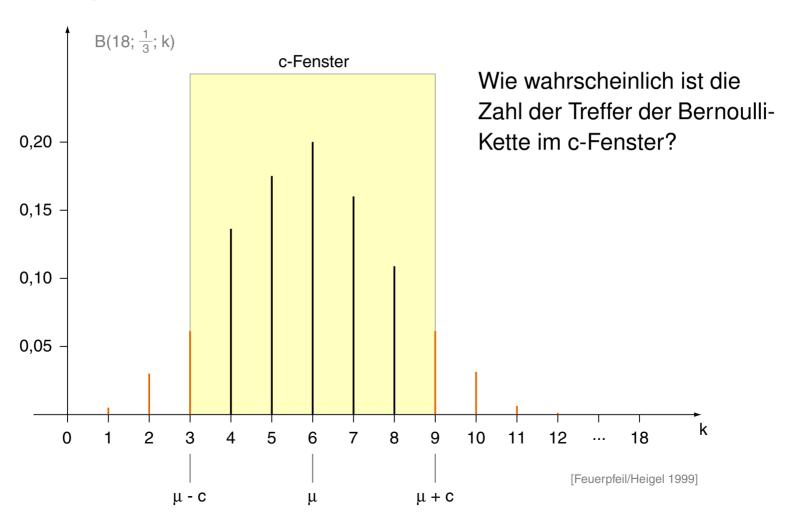
ullet Beispiel der Verteilung von X für c=2:

$\overline{x_i}$	-2	0	2
$P(X=x_i)$	$\frac{1}{8}$	$1 - \frac{1}{4}$	$\frac{1}{8}$



 $k\sigma$ -Regel

Beispiel: $B(18; \frac{1}{3})$ mit zwei Flügeln der Breite c=3 ("c-Fenster") um $\mu=6$.



$k\sigma$ -Regel

- □ Nach Tschebyscheff-Ungleichung fällt höchstens der Anteil $\frac{\sigma^2}{c^2}$ der Werte aus dem c-Fenster heraus.
- □ Ist c ein Vielfaches der Standardabweichung σ , also $c = k \cdot \sigma$, erhält man die "schöne" Form der Tschebyscheff-Ungleichung als $k\sigma$ -Regel:

$$P(|X - \mu| \ge k \cdot \sigma) \le \frac{\sigma^2}{k^2 \sigma^2} = \frac{1}{k^2}.$$

□ Daraus ergeben sich folgende Abschätzungen für $B(18; \frac{1}{3})$:

k	$P(X - \mu \ge k\sigma)$	$P(X - \mu < k\sigma)$
2	$\leq \frac{1}{4} = 25\%$	$\geq \frac{3}{4} = 75\%$
3	$\leq \frac{1}{9} \approx 11\%$	$\geq \frac{8}{9} \approx 89\%$
4	$\leq \frac{1}{16} \approx 6\%$	$\geq \frac{15}{16} \approx 94\%$
5	$\leq \frac{1}{25} = 4\%$	$\geq \frac{24}{25} = 96\%$

□ Jede Zufallsgröße nimmt also mit mindestens 96% Wahrscheinlichkeit einen Wert im 5σ -Fenster an und mit höchstens 4% Wahrscheinlichkeit außerhalb.

Güte der Abschätzung

Wie scharf sind die Abschätzungen der Tschebyscheff-Ungleichung?

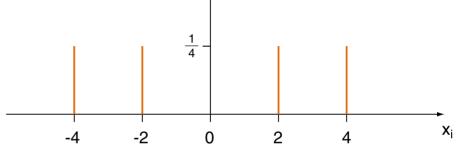
Güte der Abschätzung

Wie scharf sind die Abschätzungen der Tschebyscheff-Ungleichung?

Beispiel: Zufallsgröße X mit E(X)=0 und Var(X)=10.

□ Gegeben die Verteilung von *X*:

$\overline{x_i}$	-4	-2	2	4
$P(X=x_i)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$



 $P(X = x_i)$

[Feuerpfeil/Heigel 1999]

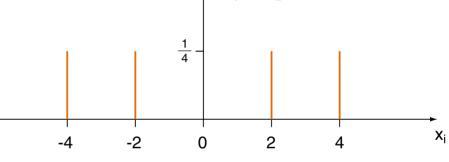
Güte der Abschätzung

Wie scharf sind die Abschätzungen der Tschebyscheff-Ungleichung?

Beispiel: Zufallsgröße X mit E(X)=0 und $\mathrm{Var}(X)=10$.

□ Gegeben die Verteilung von X:

$\overline{x_i}$	-4	-2	2	4
$P(X=x_i)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$



 $P(X = x_i)$

[Feuerpfeil/Heigel 1999]

Wahrscheinlichkeit	exakter Wert	Abschätzung
P(X <2)	0%	$\geq 1 - \frac{10}{4} = -\frac{3}{2} \geq 0$

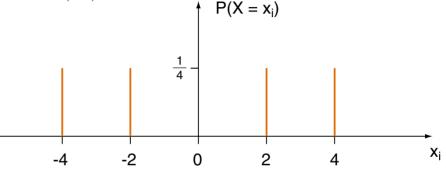
Güte der Abschätzung

Wie scharf sind die Abschätzungen der Tschebyscheff-Ungleichung?

Beispiel: Zufallsgröße X mit E(X)=0 und Var(X)=10.

 \Box Gegeben die Verteilung von X:

$\overline{x_i}$	-4	-2	2	4
$P(X=x_i)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$



[Feuerpfeil/Heigel 1999]

Wahrscheinlichkeit	exakter Wert	Abschätzung
P(X <2)	0%	$\geq 1 - \frac{10}{4} = -\frac{3}{2} \geq 0$ (wertlos)
P(X < 3)	50%	$\geq 1 - \frac{10}{9} = -\frac{1}{9} \geq 0$ (wertlos)

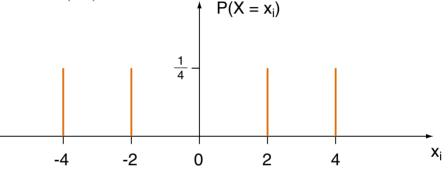
Güte der Abschätzung

Wie scharf sind die Abschätzungen der Tschebyscheff-Ungleichung?

Beispiel: Zufallsgröße X mit E(X)=0 und Var(X)=10.

 \Box Gegeben die Verteilung von X:

$\overline{x_i}$	-4	-2	2	4
$P(X=x_i)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$



[Feuerpfeil/Heigel 1999]

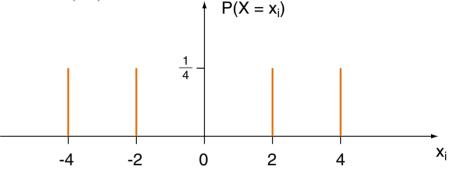
Wahrscheinlichkeit	exakter Wert	Abschätzung
P(X <2)	0%	$\geq 1 - \frac{10}{4} = -\frac{3}{2} \geq 0$ (wertlos)
P(X < 3)	50%	$\geq 1 - \frac{10}{9} = -\frac{1}{9} \geq 0$ (wertlos)
P(X < 4)	50%	$\geq 1 - \frac{10}{16} = \frac{6}{16} = 37.5\%$
$P(X \ge 4)$	50%	$\leq \frac{10}{16} = 62,5\%$

Güte der Abschätzung

Wie scharf sind die Abschätzungen der Tschebyscheff-Ungleichung?

Beispiel: Zufallsgröße X mit E(X)=0 und Var(X)=10.

□ Gegeben die Verteilung von X:



[Feuerpfeil/Heigel 1999]

Wahrscheinlichkeit	exakter Wert	Abschätzung
P(X < 2)	0%	$\geq 1 - \frac{10}{4} = -\frac{3}{2} \geq 0$ (wertlos)
P(X < 3)	50%	$\geq 1 - \frac{10}{9} = -\frac{1}{9} \geq 0$ (wertlos)
P(X < 4)	50%	$\geq 1 - \frac{10}{16} = \frac{6}{16} = 37.5\%$
$P(X \ge 4)$	50%	$\leq \frac{10}{16} = 62,5\%$
P(X < 5)	100%	$\geq 1 - \frac{10}{25} = \frac{15}{25} = 60\%$
$P(X \ge 5)$	0%	$\leq \frac{10}{25} = 40\%$

Bemerkungen:

- Die "Schärfe" bezieht sich darauf, wie nahe der Schätzwert am tatsächlichen Wert liegt, je näher, desto schärfer die Abschätzung. Ein Abschätzung ist "scharf", wenn in gewissen Fällen Gleichheit auftritt.
- □ Die Tschebyscheff-Ungleichung ist sehr allgemein (Erwartungswert und Varianz einer Zufallsgröße genügt) und kann daher nicht besonders scharf sein.

Satz 2 (Tschebyscheff-Ungleichung für das arithmetische Mittel)

Das arithmetische Mittel \bar{X} von n gleich verteilten Zufallsgrößen X_i mit dem Erwartungswert μ und der Standardabweichung σ genügt für c>0 der Ungleichung

$$P(|\bar{X} - \mu)| \ge c) \le \frac{\sigma^2}{nc^2}$$
.

Herleitung:

- \square Sei \bar{X} das arithmetische Mittel n gleich verteilter Zufallsgrößen X_i .
- \Box Anwendung der Tschebyscheff-Ungleichung auf \bar{X} :

$$P(|\bar{X} - E(\bar{X})| \ge c) \le \frac{\operatorname{Var}(\bar{X})}{c^2}$$

- $\Box \ \ \mathsf{Mit} \ \sqrt{n} \text{-} \underbrace{\mathsf{Gesetz}} \ \mathsf{gilt} \ E(\bar{X}) = E(X_i) = \mu \ \mathsf{und} \ \mathsf{Var}(\bar{X}) = \frac{\mathsf{Var}(X_i)}{n} = \frac{\sigma^2}{n}.$
- □ Es gilt daher:

$$P(|\bar{X}-\mu)| \geq c) \leq \frac{\sigma^2}{nc^2} \qquad \text{bzw.} \qquad P(|\bar{X}-\mu)| < c) \geq 1 - \frac{\sigma^2}{nc^2} \ .$$

Bemerkungen:

- Das \sqrt{n} -Gesetz besagt, dass bei steigender Zahl von Messungen X_i einer Größe das arithmetische Mittel \bar{X} den Erwartungswert mit immer größerer Genauigkeit wiedergibt als eine Einzelmessung.
- Da n im Nenner des Quotienten $\frac{\sigma^2}{nc^2}$ steht, wird mit wachsendem n der Quotient der Tschebyscheff-Ungleichung für das arithmetische Mittel immer kleiner und beschreibt damit den Annäherungsprozess des \sqrt{n} -Gesetzes mit n.

Beispiel: Wartungsvertrag

- \Box Mit einem Wartungsvertrag verpflichtet sich ein Verkäufer eines Geräts, die im Jahr an zwei Bauteilen t_1 und t_2 darin auftretenden Schäden zu reparieren.
- □ Beide Bauteile fallen pro Jahr unabhängig mit je 10% Wahrscheinlichkeit aus. Vereinfachende Annahme: Einmal repariert, funktionieren sie den Rest des Jahres.
- \Box Die Reparatur von t_1 kostet 100 Euro, die von t_2 200 Euro.
- $\Box X_i$ ($i \in \{1, 2\}$) kennzeichne die Reparaturkosten am Teil t_i ; dann ergeben sich:

$\overline{x_1}$	0	100	$\overline{x_2}$	0	200
$P(X_1 = x_1)$	$\frac{9}{10}$	$\frac{1}{10}$	$P(X_2 = x_2)$	$\frac{9}{10}$	$\frac{1}{10}$

mit $E(X_1) = 10$ und $Var(X_1) = 900$ sowie $E(X_2) = 20$ und $Var(X_2) = 3600$.

Beispiel: Wartungsvertrag

1. Wie teuer muss ein Wartungsvertrag mindestens sein, damit der Verkäufer keinen Verlust erwarten muss?

2. Was ist die Varianz der jährlichen Reparaturkosten für ein Gerät?

Beispiel: Wartungsvertrag

1. Wie teuer muss ein Wartungsvertrag mindestens sein, damit der Verkäufer keinen Verlust erwarten muss?

$$E(X_1 + X_2) = E(X_1) + E(X_2) = 30$$

2. Was ist die Varianz der jährlichen Reparaturkosten für ein Gerät?

Beispiel: Wartungsvertrag

1. Wie teuer muss ein Wartungsvertrag mindestens sein, damit der Verkäufer keinen Verlust erwarten muss?

$$E(X_1 + X_2) = E(X_1) + E(X_2) = 30$$

2. Was ist die Varianz der jährlichen Reparaturkosten für ein Gerät?

Da X_1 und X_2 unabhängig sind ergibt sich

$$Var(X_1 + X_2) = Var(X_1) + Var(X_2) = 4500$$
.

Beispiel: Wartungsvertrag

1. Wie teuer muss ein Wartungsvertrag mindestens sein, damit der Verkäufer keinen Verlust erwarten muss?

$$E(X_1 + X_2) = E(X_1) + E(X_2) = 30$$

2. Was ist die Varianz der jährlichen Reparaturkosten für ein Gerät?

Da X_1 und X_2 unabhängig sind ergibt sich

$$Var(X_1 + X_2) = Var(X_1) + Var(X_2) = 4500$$
.

$$P(|\bar{X} - 30| < 10) \ge 1 - \frac{4500}{n \cdot 10^2} = 1 - \frac{45}{n} \ge 0.9 \implies n \ge 450$$