

Stochastik und Wahrscheinlichkeit

1. Grundlegende Begriffe

1.1. Wahrscheinlichkeitsräume

$\Omega = \text{Ergebnismenge} = \text{Anzahl mögl. Ergebnisse}$

$\omega = \text{Ergebnis eines Zufallsexperiments}$

$E: \text{Ereignis} = \text{Teilmenge von } \Omega$

$E \text{ tritt ein, wenn } \omega \in E$

$\cup = \text{Vereinigung}$

$\cap = \text{Schnittmenge}$

$\subset = \text{Teilmenge von}$

1.1.1. Ereignisalgebra

Auch σ -Algebra genannt

Mengensystem $\Sigma \subset \text{Pot}(\Omega)$ mit folgenden

Eigenschaften:

- $\Phi \in \Sigma$ und $\Omega \in \Sigma$
- Für alle $E \in \Sigma$ gilt auch $E^c \in \Sigma$
- Für alle $E_1, E_2, \dots \in \Sigma$ gilt

$$\bigcup_{i=1}^{\infty} E_i = E_1 \cup E_2 \cup \dots = E \in \Sigma$$

1.1.2. Wahrscheinlichkeit

Für Wahrscheinlichkeitsraum (Ω, Σ, P) gilt:

- Für $E \in \Sigma: P(E) = 1 - P(E^c)$
- Für $E_1, E_2 \in \Sigma:$
 $P(E_1 \cup E_2) = P(E_1) + P(E_2) - P(E_1 \cap E_2)$
- Für $E_1 \subset E_2 \in \Sigma: P(E_1) \leq P(E_2)$

1.2. Unabhängigkeit von Ereignissen

1.2.1. Definition Unabhängigkeit

$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$$

Schlussfolgerung:

$$P(B|A) = P(B)$$

Wenn A, B unabhängig, auch A^c, B und A, B^c und A^c, B^c unabhängig

Bei mehr als 2 Ereignissen, unabhängig falls:

E_1, E_2, \dots, E_n

$$P(E_{k_1} \cap E_{k_2} \cap \dots \cap E_{k_j}) = P(E_{k_1}) \cdot \dots \cdot P(E_{k_j})$$

$$\forall 1 \leq k_1 < \dots < k_j \leq n \text{ und } 2 \leq j \leq n$$

1.2.2. Paarweise Unabhängigkeit

$E_1, E_2, \dots, E_n \in \Sigma$

Paarweise Unabhängig falls:

$$P(E_i \cap E_j) = P(E_i) \cdot P(E_j) \forall i, j$$

Unabhängig falls

1.3. Kombinatorik und Wahrscheinlichkeit

Endliche Mengen M_1, \dots, M_m mit Anzahlen n_1, \dots, n_m von Elementen

$$\Omega = M_1 \times \dots \times M_m$$

$$= \{\omega = (\omega_1, \dots, \omega_m) | \omega_i \in M_i \text{ für } 1 \leq i \leq m\}$$

hat $n_1 \cdot n_2 \cdot \dots \cdot n_m$ Elemente

1.3.1. Elemente aus einer Menge wählen

Anzahl Möglichkeiten:

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

1.4. Wahrscheinlichkeit von Vereinigungen

1.4.1. Allgemeine Formel

Für E_1, \dots, E_n gilt:

$$\begin{aligned} P(E_1 \cup \dots \cup E_n) &= \sum_{i=1}^n P(E_i) - \sum_{i < j} P(E_i \cap E_j) \\ &+ \sum_{i < j < k} P(E_i \cap E_j \cap E_k) + \dots \\ &+ (-1)^{n+1} P(E_1 \cap \dots \cap E_n) \end{aligned}$$

2. Bedingte Wahrscheinlichkeit

$A \subset \Omega$ mit $P(A) > 0$ ist eingetreten

$$P(E|A) = \frac{P(E \cap A)}{P(A)}$$

2.1. Multiplikationsregel

$$P(E \cap A) = P(E|A) \cdot P(A)$$

2.2. Totale Wahrscheinlichkeit

$$\begin{aligned} P(E) &= P(E \cap B) + P(E \cap B^c) \\ &= P(E|B) \cdot P(B) + P(E|B^c) \cdot P(B^c) \end{aligned}$$

Für mehr als 2 Möglichkeiten:

$$\Omega = B_1 \cup B_2 \cup \dots \cup B_n$$

$$P(E) = \sum_{k=1}^n P(E|B_k) P(B_k)$$

→ Teilweise muss mit Zwischenschritten & mehreren Ereignissen gerechnet werden (Skript S.26)

2.3. Satz von Bayes

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

3. Diskrete Zufallsvariablen

Eine auf der Ergebnismenge von (Ω, Σ, P) definierte Funktion.

$$X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$$

$$X = \Omega_X$$

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

$$x \in \Omega_X$$

$\{x = x\}$ sind Ereignisse, also $\{X = x\} \in \Sigma$

3.1. Verteilung einer Zufallsvariable

$$p_X: \Omega_X \rightarrow [0,1]$$

$$x \mapsto p_X(x) = P(\{X = x\}), \quad x \in \Omega_X$$

p_X : Ordnet allen Werten x die Wahrscheinlichkeit zu, dass die Zufallsvariable den Wert x annimmt.

3.1.1. Eigenschaften

$$\sum_{x \in \Omega_X} p_X(x) = 1$$

3.1.2. Unabhängigkeit

$$\begin{aligned} p_X(x_1, x_2, \dots, x_n) &= P(\{X_1 = x_1 \text{ und } \dots \text{ und } X_n = x_n\}) \\ &= P(\{X_1 = x_1\}) \cdots P(\{X_n = x_n\}) \\ &= p_{X_1}(x_1) \cdots p_{X_n}(x_n) \end{aligned}$$

Wenn unabhängig:

$$E[X_1 X_2] = E[X_1]E[X_2] = \mu_1 \mu_2$$

$$\text{cov}(X_1, X_2) = 0$$

$$\rho_{X_1, X_2} = 0$$

3.2. Erwartungswert

$$E[X] = \sum_{x \in \Omega_X} x \cdot p_X(x) = \sum_{x \in \Omega_X} x \cdot P(\{X = x\}) \in \mathbb{R}^n$$

Falls dies konvergiert, ist es der Erwartungswert

3.2.1. Linearität vom Erwartungswert

X_1, X_2 sind diskrete Zufallsvariablen

$$E[a_1 \cdot X_1 + a_2 \cdot X_2] = a_1 \cdot E[X_1] + a_2 \cdot E[X_2] \in \mathbb{R}$$

3.2.2. Geometrische Verteilung

X : geometrisch verteilte, diskrete Zufallsvariable

$$E[X] = \frac{1}{p}$$

$$\text{var}(X) = \frac{1-p}{p^2}$$

$$\sigma(X) = \frac{\sqrt{1-p}}{p}$$

3.2.3. Allgemeine Verteilung

X : diskrete Zufallsvariable

p_X : Verteilung von X

$Y = f(X)$: Zufallsvariable mit existierenden E

$$E[Y] = E[f(X)] = \sum_{x \in \Omega_X} f(x) \cdot p_X(x)$$

3.2.4. Varianz

$$\mu = E[X]$$

$$\text{var}(X) = E[X^2] - (E[X])^2$$

$E[X^2]$ existiert, wenn $\text{var}(X)$ existiert

$$\text{var}(aX + b) = a^2 \cdot \text{var}(X)$$

$$\sigma(aX + b) = |a| \cdot \sigma(X)$$

3.2.5. Chebyshev-Ungleichung

$\mu = E[X]$, $\text{var}(X)$ existiert

$$P(\{|X - \mu| \geq d\}) \geq \frac{\text{var}(X)}{d^2}, \quad \forall d > 0 \in \mathbb{R}$$

3.3. Binomische Verteilung

3.3.1. Definition

Ein Zufallsexperiment wird $n \geq 1$ mal unabhängig wiederholt. Die Wahrscheinlichkeit, dass $E(X) = k$ $0 \leq k \leq n$ mal eintritt, ist:

$$C_{n,k} \cdot p^k (1-p)^{n-k} = \binom{n}{k} \cdot p^k (1-p)^{n-k}$$

X : Anzahl Eintretungen von E in n unabh. Wiederh.

$$\Omega_X = \{0, 1, 2, \dots, n\}$$

$$p_X(k) = \binom{n}{k} \cdot p^k (1-p)^{n-k} = \text{Binomial}(n, p)$$

3.3.2. Eigenschaften

$$\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \cdot p^k (1-p)^{n-k} = (p + (1-p))^n = 1$$

$$E[X] = np$$

$$\text{var}(X) = np(1-p)$$

3.4. Multinomische Verteilung

3.4.1. Definition

$$X = \begin{pmatrix} X_1: \text{Anzahl Eintretungen Ergebnis 1} \\ \vdots \\ X_k: \text{Anzahl Eintretungen Ergebnis } n \end{pmatrix}$$

$$\Omega_X = \{(n_1, \dots, n_k) \in \mathbb{N}^k \mid 0 \leq n_j \leq n \text{ \& } n_1 + \dots + n_k = n\}$$

$$\begin{aligned} p(n_1, \dots, n_k) &= \frac{n!}{n_1! \cdots n_k!} \cdot p_1^{n_1} \cdots p_k^{n_k} \\ &= \text{Multinomial}(n, p_1, \dots, p_k) \end{aligned}$$

3.5. Hypergeometrische Verteilung

3.5.1. Definition

G : Gesamtmenge, g Elemente

H : Teilmenge, h Elemente, $H \subset G$

N : Stichprobenmenge, n Elemente, $N \subset G$

E_k : Stichprobe enthält k Elemente von H

$$P(E_k) = \frac{\binom{h}{k} \cdot \binom{g-h}{n-k}}{\binom{g}{n}}; 0 \leq k \leq \min\{h, n\}$$

X : Anzahl Elemente der Menge H in Stichprobe N

$$\Omega_X = \{0, 1, \dots, \min\{n, h\}\}$$

$$p_X(k) = \frac{\binom{h}{k} \cdot \binom{g-h}{n-k}}{\binom{g}{n}} = \text{HypGeom}(g, h, n)$$

3.5.2. Eigenschaften

$$E[X] = n \cdot \frac{h}{g}$$

$$\text{var}(X) = n \cdot \frac{h}{g} \left(1 - \frac{h}{g}\right) \cdot \frac{g-n}{g-1}$$

3.6. Poisson-Verteilung

3.6.1. Definition

$$p_X(k) = e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^k}{k!}; \quad \Omega_X = \mathbb{N}, \quad \lambda > 0$$

3.6.2. Eigenschaften

$$E[X] = \text{var}(X) = \lambda$$

3.6.3. Approx. der binomischen Verteilung

Wenn:

S_n : Binomisch verteilte Zufallsvar. mit (n, p_n)

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p_n = 0$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[S_n] = \lim_{n \rightarrow \infty} (n \cdot p_n) = \lambda$$

Dann:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\{S_n = k\}) = e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^k}{k!}$$

- Gilt nur für grosse Anzahl n unabhängiger Ereignisse mit kleiner Wahrscheinlichkeit p
- Effektiv wird der Erwartungswert durch den Erwartungswert der Poisson-Verteilung approximiert ($n \cdot p = \lambda$)

3.6.4. Güte der Poisson Approximation

E_1, \dots, E_n : Unabhängige Ereignisse

$p_i = P(E_i)$; Wahrscheinlichkeiten

N : Zufallsvariable, Anzahl eintretender Ereign. E_i

Z : Poisson - λ - verteilte Zufallsvariable

$$B \subset \mathbb{N}$$

$$E[Z] = \lambda = p_1 + \dots + p_n$$

$$\text{Fehler} = |P(\{N \in B\}) - P(\{Z \in B\})| \leq \sum_{k=1}^n p_i^2 \leq \lambda \cdot \max_{1 \leq i \leq n} p_i$$

4. Zufallsvariablen

4.1. Verteilungsfunktionen

4.1.1. Eigenschaften

Die Funktion F_X steigt monoton von 0 bis 1

$$F_X(x_1) \leq F_X(x_2), \quad x_1 < x_2$$

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x) = 0$$

$$\lim_{x \rightarrow \infty} F_X(x) = 1$$

4.1.2. Absolut stetige Zufallsvariablen

Bedingung:

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt$$

f_X : Dichte der Verteilungsfkt F_X

4.1.3. P-Quantil

X : Zufallsvariable

Wahrscheinlichkeit $0 < p < 1$

Sei $F_X(x_p) = p$, dann ist x_p das p -Quantil von X

$p = \frac{1}{2}$ Quantil nennt man **Median von X**

4.2. Erwartungswert

4.2.1. Definition

$$\mu = E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} t \cdot f_X(t) dt$$

$$E[X^2] = \int_{-\infty}^{\infty} t^2 \cdot f_X(t) dt$$

4.2.2. Eigenschaften

$$E[aX + bY] = aE[X] + bE[Y]$$

$$E[r(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} r(t) \cdot f_X(t) dt$$

4.3. Varianz

4.3.1. Definition

$$\text{var}(X) = E[(X - \mu)^2] = \int_{-\infty}^{\infty} (t - \mu)^2 \cdot f_X(t) dt \geq 0$$

$$\text{Standardabw.} = \sigma(X) = \sqrt{\text{var}(X)} \geq 0$$

4.3.2. Eigenschaften und Zusammenhänge

$$\text{var}(X) = E[X^2] - (E[X])^2$$

$$\text{var}(aX + b) = a^2 \cdot \text{var}(X)$$

$$\sigma(aX + b) = |a| \cdot \sigma(X)$$

4.4. Stetige Verteilungen

4.4.1. Gleichverteilung

X : auf (a, b) gleichverteilt

$$F_X = \begin{cases} 0, & \text{falls } x \leq a \\ \frac{x-a}{b-a}, & \text{falls } a < x \leq b \\ 1, & \text{falls } b < x \end{cases}$$

$$f_X = \begin{cases} 0, & \text{falls } x \leq a \\ \frac{1}{b-a}, & \text{falls } a < x \leq b \\ 0, & \text{falls } b < x \end{cases}$$

$$E[X] = \frac{a+b}{2}$$

$$\text{var}(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$$

4.4.2. Exponentialverteilung

$$F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & \text{falls } x > 0 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

$$f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & \text{falls } x > 0 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

$$E[X] = \frac{1}{\lambda}$$

$$\text{var}(X) = \frac{1}{\lambda^2}$$

4.4.3. Gaussverteilung (Normalverteilung)

Definition:

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} = \mathcal{N}_{\mu,\sigma}(x)$$

$$E[X] = \mu$$

$$\text{var}(X) = \sigma^2$$

F_X kann nicht analytisch integriert werden

$$F_X(\mu - x) = 1 - F_X(\mu + x)$$

4.4.4. Potenzgesetze

$$P(X < x) = e^{-\lambda x}$$

$$F_X(x) = \begin{cases} (p-1)x^{-p}, & \text{falls } x > 1 \\ 0, & \text{falls } x \leq 1 \end{cases}$$

$$f_X(x) = \begin{cases} 1 - x^{-(p-1)}, & \text{falls } x > 1 \\ 0, & \text{falls } x \leq 1 \end{cases}$$

$$E[X] = \frac{p-1}{p-2}, \quad p > 2$$

$$\text{var}(X) = \frac{p-1}{(p-2)^2(p-3)}, \quad p > 3$$

4.5. Transformationen von Zufallsvariablen

4.5.1. Transformation mit Verteilungsfkt.

Für jede stetige Zufallsvariable X ist die mit ihrer Verteilungsfunktion transformierte Variable

$$Y = F_X(X)$$

Gleichverteilt auf $(0,1)$

Mit einer auf $(0,1)$ gleichverteilten Zufallsvariable U und jeder Verteilungsfunktion F hat die Zufallsvariable $F^{-1}(U)$ die Verteilungsfunktion F .

4.5.2. Absolut stetige Zufallsvariablen

X : Absolut stetige Zufallsvariable

(a, b) mit $P(a < X < b) = 1$

$r: (a, b) \rightarrow (c, d)$

Dann ist

$Y = r(X)$, absolut stetig mit Dichte

$$f_Y(y) = \begin{cases} \mp f_X(s(y))s'(y), & \text{falls } c < y < d \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

mit $s = r^{-1}$: inverse Fkt von r ,

Vorzeichen positiv falls r steigend, sonst neg.

4.6. Verteilungen

4.6.1. Unabhängigkeit von absolut stetigen

f_X : Gemeinsame Dichte

Unabhängig, wenn:

$$f_X(\mathbf{x}) = f_{X_1}(x_1) \cdots f_{X_n}(x_n)$$

4.7. Summen von unabhängigen Variablen

4.7.1. Poissonverteil

X_1, X_2 : Poissonverteilt mit λ_1 & λ_2

$$Y = X_1 + X_2$$

Y ist poissonverteilt mit $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2$

4.7.2. Binomialverteilt

X_1, X_2 : Binomialverteilt mit n_1, p und n_2, p

$$Y = X_1 + X_2$$

Y binomialverteilt mit $n_1 + n_2, p$

4.7.3. Normalverteilt

X_1, X_2 : normalverteilt mit $\mu_{1,2}, \sigma_{1,2}$

$$Y = X_1 + X_2$$

Y normalverteilt mit $\mu_1 + \mu_2, \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}$

4.7.4. Gammavert. Und Exp.verteilt

X_1 : Gammaverteilt mit n, λ

X_2 : Exponentiellvert. mit λ

$$Y = X_1 + X_2$$

Y : Gammaverteilt mit $n + 1, \lambda$

4.8. Kovarianz, Varianz und Korrelation

4.8.1. Kovarianz

X_1, X_2 : mit $E[X_1] = \mu_1$ und $E[X_2] = \mu_2$

$$\begin{aligned} \text{Kovarianz} &= \text{cov}(X_1, X_2) \\ &= E[(X_1 - \mu_1)(X_2 - \mu_2)] \end{aligned}$$

Rechenregeln:

$$\text{cov}(X_1, X_2) = E[X_1 X_2] - \mu_1 \mu_2$$

$$\text{cov}(X_1, X_2) = \text{cov}(X_2, X_1)$$

$$\text{cov}(aX_1 + bY_1, X_2) = a\text{cov}(X_1, X_2) + b\text{cov}(Y_1, X_2)$$

$$\text{var}\left(\sum_{k=1}^n X_k\right) = \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n \text{cov}(X_j, X_k)$$

4.8.2. Korrelationskoeffizient

$$\rho_{X_1 X_2} = \text{cov}\left(\frac{X_1}{\sigma_1}, \frac{X_2}{\sigma_2}\right) = \frac{\text{cov}(X_1, X_2)}{\sigma_1 \sigma_2}$$

Falls $\rho_{X_1 X_2} = 0$ sind X_1, X_2 unkorreliert

4.8.3. Kovarianzmatrix

\mathbf{X} : Zufallsvektor

$$\text{cov}(\mathbf{X}) = \Sigma$$

$$\Sigma_{i,j} = \text{cov}(X_i, X_j)$$

4.9. Mehrdimensionale Normalverteilung

\mathbf{X} : Normalverteilter Zufallsvektor

$$\begin{aligned} f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) &= \frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}}} \frac{1}{(\det(\Sigma))^{\frac{1}{2}}} \exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \Sigma^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\right) \\ &= \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}, \Sigma) \end{aligned}$$

5. Grenzwertsätze

5.1. Gesetz der grossen Zahl

$$P(|\bar{X}_n - \mu| \geq \epsilon) \leq \frac{\sigma^2}{n\epsilon^2}$$

X_1, X_2, \dots : Folge von Zufallsvariablen

μ : Erwartungswert von X_1, X_2, \dots

σ^2 : Varianz von X_1, X_2, \dots

\bar{X}_n : Stichprobenmittelwert vom Umfang n

$\epsilon > 0$: Beliebige positive Toleranz

→ Stichprobenmittelwert liegt nahe am Erwartungswert

5.1.1. Starkes Gesetz der grossen Zahl

Für jede Folge von Zufallsvariablen X_1, X_2, \dots mit Erwartungswert μ konvergiert die Folge der Stichprobenmittelwerte \bar{X}_n gegen μ , wenn $n \mapsto \infty$

5.2. Zentraler Grenzwertsatz

Für jede i.i.d. Folge von Zufallsvariablen mit Erwartungswert μ und Varianz σ^2 strebt für grosse n die Verteilungsfunktion der normalisierten Summe

$$\frac{S_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \text{ mit } S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$$

Gegen die Verteilungsfunktion Φ der Standard-Normalverteilung

$$P\left(\frac{S_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \leq x\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \Phi(x) \text{ für alle } x$$

S_n : Summe

\bar{X}_n : Mittelwert

$$P(S_n \leq x) \cong \Phi_{n\mu, \sqrt{n}\sigma}(x)$$

$$P(\bar{X}_n \leq x) \cong \Phi_{\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}}(x)$$

5.2.1. Binomisch verteilte Zufallsvariablen

$$P(X \leq m) \cong \Phi\left(\frac{m + \frac{1}{2} - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right)$$

5.2.2. Poissonverteilte Zufallsvariablen

$$F_{X_n}(x) = P(X_n \leq x) \cong \Phi_{n, \sqrt{n}}(x)$$

6. Schätzen von Parametern

6.1. Punktschätzungen

Eine Vorschrift T , mit welcher aus einer Zufallsstichprobe eine Schätzung für einen Parameter θ berechnet werden kann, ist ein **Punktschätzer für θ**

6.1.1. Bias

$$\text{bias}(Z) = E[T] - \theta$$

Misst die Erwartete Verzerrung des Schätzers T .

$$\text{bias}(T) = 0 \rightarrow \text{unverzerrt, erwartungstreu}$$

6.1.2. Mean Squared Error

$$\text{mse}(T) = E[(T - \theta)^2] = \text{var}(T) + \text{bias}^2(T)$$

→ Erlaubt das Vergleichen von nicht erwartungstreuen Schätzern

6.1.3. Zusammenhang Varianz und Umfang

X : Zufallsvariable

$$S^2 = T(X_1, X_2, \dots, X_n) = \frac{1}{n-1} \left((X_1 - \bar{X})^2 + \dots + (X_n - \bar{X})^2 \right)$$

S^2 : Stichprobenvarianz

→ Dieser Schätzer ist Erwartungstreu

$$\text{var}(S^2) = \frac{1}{n} \left(\mu_4 - \frac{n-3}{n-1} \sigma^4 \right)$$

Mit $\mu_4 = E[(X - \mu)^4]$

6.1.4. Methode der Momente

Zufallsvariable X ist abhängig von Parameter

$\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$

Vorgehen:

1. Um θ zu schätzen, mit $k = 1, 2, \dots, m$ die Momente $\mu_k = E[X^k]$ in Abhängigkeit von θ berechnen
2. Stichprobenmomente ausrechnen und mit Ergebnis aus (1) gleichsetzen
3. Gleichungen nach θ auflösen

Teilweise wird eine gamma-verteilte Zufallsvariable X benötigt:

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^r x^{r-1} e^{-\lambda x}}{\Gamma(r)}, & \text{falls } x > 0 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

Mit $\lambda > 0$ und $r > 0$

$$\Gamma(r) = \int_0^\infty x^r e^{-r} dx, \quad r > 0$$

$$E[X] = \frac{r}{\lambda}, \quad \text{var}(X) = \frac{r}{\lambda^2}$$

6.1.5. Maximum-Likelihood

X : Zufallsvariable;

$f_X(x|\theta)$: von θ abhängige Dichte oder Verteilung p_X

x_1, x_2, \dots, x_n : gezogene Stichprobe

Likelihood Funktion:

$$L(\theta|x) = f_X(x_1|\theta) \cdot \dots \cdot f_X(x_n|\theta) = \prod_{k=1}^n f_X(x_k|\theta)$$

→ Wahrscheinlichkeit, genau die Werte x zu beobachten

Maximum-Likelihood-Schätzung:

$$\theta_{ML} = \text{argmax}_\theta (L(\theta|x))$$

→ Der Parameter, mit dem die beobachteten Daten die grösste Wahrscheinlichkeit haben

6.2. Intervallschätzungen

6.2.1. Konfidenzintervall

Ist ein Intervall dieser Form:

$$\text{Intervall} = [T_l(X_1, \dots, X_n), T_u(X_1, \dots, X_n)]$$

Die Grenzen T_l, T_u sind Funktionen aus einer Zufallsstichprobe X_1, \dots, X_n . Dieser Intervall überdeckt den Parameter θ mit der Wahrscheinlichkeit:

$$\text{Konfidenzniveau} = P(\theta \in \text{Intervall}) = 1 - \alpha$$

Einseitige Konfidenzintervalle schätzen die Wahrscheinlichkeit ab, dass ein Wert zu hoch, oder zu tief geschätzt wird.

6.2.2. Erwartungswert einer Normalverteilung mit bekannter Varianz

Konfidenzintervall:

$$\left[\bar{X} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right]$$

→ Für Parameter μ zu Niveau $1 - \alpha$

\bar{X} : Stichprobenmittelwert

$z_{1-\frac{\alpha}{2}}$: Das $p = 1 - \frac{\alpha}{2}$ -Quantil der St. Norm. Vert

Länge von Intervall: $L = 2 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{1-\frac{\alpha}{2}}$

→ Je grösser n , umso kleiner ist die Länge

→ Je kleiner α umso grösser die Länge

Einseitige Konfidenzintervalle:

$$\left[\bar{X} - z_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \infty \right) \text{ respektive } \left(\infty, \bar{X} + z_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right]$$

6.2.3. Erwartungswert einer Normalverteilung mit unbekannter Varianz

$$\left[\bar{X} - t_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{X} + t_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}} \right]$$

\bar{X} : Stichprobenmittelwert

$$S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \left((X_1 - \bar{X})^2 + \dots + (X_n - \bar{X})^2 \right)}$$

$t_{1-\frac{\alpha}{2}}$: Das $p = 1 - \frac{\alpha}{2}$ -Quantil der Stud.- T -Vert.

Länge Intervall: $L = 2 \frac{S}{\sqrt{n}} t_{1-\frac{\alpha}{2}}$

→ Je grösser n , umso kleiner ist die Länge

→ Je kleiner α umso grösser die Länge

6.2.4. Erwartungswert beliebiger Verteilung bei grossen Stichproben

$$\left[\bar{X} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{X} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}} \right]$$

→ Für Parameter μ zu Niveau $1 - \alpha$

\bar{X} : Stichprobenmittelwert

$$S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \left((X_1 - \bar{X})^2 + \dots + (X_n - \bar{X})^2 \right)}$$

$z_{1-\frac{\alpha}{2}}$: Das $p = 1 - \frac{\alpha}{2}$ - Quantil der St. Norm. Vert

→ $n > 40$, damit dies zuverlässig gilt

6.2.5. Varianz einer Normalverteilung

$$\left[\frac{n-1}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}^2} S^2, \frac{n-1}{\chi_{\frac{\alpha}{2}, n-1}^2} S^2 \right]$$

→ Für Parameter σ^2 zu Niveau $1 - \alpha$

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \left((X_1 - \bar{X})^2 + \dots + (X_n - \bar{X})^2 \right)$$

$\chi_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}^2$ & $\chi_{\frac{\alpha}{2}, n-1}^2$ sind das $p = 1 - \frac{\alpha}{2}$ und das $p = \frac{\alpha}{2}$ Quantil der χ^2 - Verteilung mit $n - 1$ Freiheitsgrad.

6.2.6. Anteilswert

$p = P(E)$, Stichprobe mit Umfang n ,
Intervall $[b_-, b_+]$

$$b_{\pm} = \frac{\bar{P} + c \pm z \sqrt{\frac{\bar{P}(1-\bar{P})}{n} + \frac{c}{2n}}}{1 + 2c}$$

→ Für Param. p zu Niveau $1 - \alpha$

$$\bar{P} = \frac{\sum_{k=1}^n P}{n}$$

\bar{P} : relative Anzahl Eintretungen von E in der Stichprobe

$z_{1-\frac{\alpha}{2}}$: Das $p = 1 - \frac{\alpha}{2}$ - Quantil der St. Norm. Vert

$$c = \frac{z^2}{2n}$$

→ Güte dieser Approx. Schlecht, wenn n zu klein, oder p sehr nahe an 0 oder 1 liegt. Dann lieber mit exakter Binomialverteilung ein Konfidenzintervall berechnen.