

Parameterschätzungen

Frage:

Wie kann man aus fehlerbehafteten Messungen sinnvolle Aussagen und Resultate extrahieren?

Unterscheidung der Fehlerquellen:

- ▶ Zufällige Fluktuationen
- ▶ Systematische Fehler (Methodenbedingt, Apparaturabhängig)

Die zufälligen Fluktuationen der Messungen folgen

Wahrscheinlichkeitsdichtenverteilung, die man a priori nicht kennt.

Eine Messung von n unabhängigen Zufallsvariablen $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ wird als Stichprobe bezeichnet.

Schätzung eines Parameters basierend auf dieser Stichprobe.

Schätzung ist selbst eine ZufallsgröÙ.

Eigenschaften einer Schätzung

Sei $\hat{\Theta}$ die Schätzung des wahren Wertes Θ_0 .

1. Konstanz: $\lim_{n \rightarrow \infty} \hat{\Theta} = \Theta_0$
2. Erwartungstreue: $\langle \hat{\Theta} \rangle = \Theta_0$
3. Effizient: Varianz $\hat{\Theta}$ soll möglichst klein sein
4. Robustheit: Weitgehend stabile hinsichtlich falscher Annahmen oder fehlerhafter Daten.

Die letzten beiden Eigenschaften sind schwer zu vereinbaren.

Beispiel

Schätzung des Mittelwerts über das arithmetische Mittel

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (1)$$

1. Konsistenz: Folge des Gesetzes großer Zahlen
2. Erwartungstreue:

$$\langle \bar{x} \rangle = \left\langle \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right\rangle \quad (2)$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \langle x_i \rangle = \frac{1}{n} n \mu = \mu \quad (3)$$

3. und 4. Robustheit und Effizienz.

Das arithm. Mittel ist für keine symmetrische Verteilung, mit der Ausnahme der Normalverteilung, eine effizient oder robuste Schätzung.

Bessere Schätzung

Angepasster Mittelwert:

Hier werden die $(1 - 2r)n/2$ größten und kleinsten Werte aus der Mittelwertbildung entfernt.

$$r \rightarrow \frac{1}{2} \Rightarrow \text{arithmetisches Mittel} \quad (4)$$

$$r \rightarrow 0 \Rightarrow \text{Median} \quad (5)$$

Für eine unbekannte symmetr. Verteilung liefert der angepasste MW mit $r=0.23$ eine robuste und effiziente Schätzung des MW.

Mittelwert einer Gleichverteilung

Beste Schätzung des MW ist

$$\bar{x} = \frac{\check{x} + \hat{x}}{2} \quad (6)$$

mit

$$\check{x} = \text{kleinster Stichprobenwert} \quad (7)$$

$$\hat{x} = \text{größter Stichprobenwert} \quad (8)$$

Schätzung hat kleinste Varianz

$$\sigma^2 = \frac{1}{n^2} \quad (9)$$

Maximum-Likelihood-Methode

Prinzip:

Zu einer ZV x liegen die Messungen x_1, \dots, x_n vor mit zugrundeliegender Wahrscheinlichkeitsdichte $(f(x|a))$, wobei a für die Parameter der W'keitsdichte steht.

Aufgabe: Bestimme beste Schätzung \hat{a} für die Parameter zu den vorliegenden Daten.

Annahme:

Mehrdimensionale W'keitsdichte der gemessenen Werte definiert die Funktion

$$L(a) = f(x_1|a)f(x_2|a) \cdots f(x_n|a) = \prod_i f(x_i|a) \quad (10)$$

$L(a)$ ist die Likelihood-Funktion an und gibt für die Stichprobe $\{x_i\}$ als Funktion des Parameters a die W'keit an, bei vorgegebenem a die Meßwerte zu erhalten.

Die beste Schätzung entspricht der wahrscheinlichsten Schätzung, und damit dem Maximum der Likelihoodfunktion.

Eine Wichtige Annahme ist dass die Wahrscheinlichkeitsdichten normiert sind

$$\int_{\Omega} f(x|a) = 1 \quad \forall a \quad (11)$$

Maximum ist definiert über

$$\frac{dL}{da} = 0 \quad (12)$$

Praktisch definiert man die Loglikelihood-Funktion

$$l(a) = \ln L(A) = \ln \prod_i f(x_i|a) = \sum_i^n \ln f(x_i|a) \quad (13)$$

Hiermit ist das Maximum

$$\frac{dl}{da} = 0 \quad (14)$$

Alternative Formulierung:
Negative-Loglikelihood-Funktion

$$F(a) = -l(a) = -\sum_{i=1}^n \ln f(x_i|a) \quad (15)$$

Problem:

Man muss die W'keitsdichten kennen.

Beispiel

Teilchenquelle erzeugt 100 Teilchen, und der Teilchenstrahl passiert eine Kaskade von 3 Detektoren im Abstand von 2,3 und 4 m zur Quelle.

- ▶ 1. Detektor werden 8 Teilchen gemessen
- ▶ 2. Detektor werden 3 Teilchen gemessen
- ▶ 3. Detektor werden 1 Teilchen gemessen

Über Maximum-Likelihood-Methode kann der Reichweitenparameter λ abgeschätzt werden.

Zugrundeliegende W'keitsdichte ist die Poissonverteilung

$$p(n|\nu) = \frac{\nu^n}{n!} e^{-\nu} \quad (16)$$

Das Zerfallsgesetz:

$$\nu(x) = \nu_0 e^{-\lambda x} \quad (17)$$

Definiere Loglikelihood-Funktion

$$F(a) = -L(a) = \sum_i^n \ln f(x_i|a) \quad (18)$$

Was ist in unserem Beispiel $f(x_i|a)$?

$$f(x_i|a) = p(n_i|\nu(x_i)) \quad (19)$$

wobei n_i die Zahl gemessener Teilchen und $\nu(x_i)$ die Zahl erwarteter Teilchen am Punkt x_i ist.

Fehler der MLM

Fall: 1 Parameter und asymptotischer Fall, d.h.

Stichprobenumfang $n \rightarrow \infty$

Entwickle die Loglikelihood-Funktion um das Minimum \hat{a}

$$F(a) = F(\hat{a}) + \frac{1}{2} \frac{d^2 F}{da^2} (a - \hat{a})^2 + \dots \quad (20)$$

Beachte $\frac{dF}{da}$ für $a = \hat{a}$ ist identisch Null.

Die Likelihood-Funktion ist dann

$$L(a) = \text{const} \cdot e^{-\frac{1}{2} \frac{d^2 F}{da^2} (a - \hat{a})^2} \quad (21)$$

Annahme W' keistdichte entspricht einer Normalverteilung

$$L(a) = \text{const} \cdot e^{-a \frac{(a - \hat{a})^2}{2\sigma^2}} \quad (22)$$

$$\sigma = \left(\frac{d^2 F}{da^2} \right)^{-1/2} \quad (23)$$

Für den Fall, dass $F(a)$ nicht ohne weiteres entwickelt werden kann (asymmetrische Fehler) können die Fehler auch alternativ bestimmt werden

$$F(\hat{a} \pm r\sigma) = F(\hat{a}) + \frac{1}{2}r^2 \quad (24)$$

bzw. im asymmetrischen Fall:

$$F(\hat{a} + \sigma_r) = F(\hat{a}) + \frac{1}{2} \quad (25)$$

$$F(\hat{a} - \sigma_l) = F(\hat{a}) + \frac{1}{2} \quad (26)$$