Vorlesung 05: Rechnernutzung in der Physik

Modellanpassung mit der Likelihood-Methode

Günter Quast

Fakultät für Physik
 Institut für Experimentelle Kernphysik

WS 2023/24

Maximum Likelihood

Maximum-Likelihood-Methode: mächtiges Verfahren zur Parameterschätzung

Likelihood-Funktion $\mathcal{L}$: Produkt der Werte der Wahrscheinlichkeitsdichte P_i für n unabhängige Beobachtungen (bzw. Messungen) $\mathbf{x}_i$:

$$\mathcal{L}(\mathbf{a}) = P(x_1|\mathbf{a}) \cdot P(x_2|\mathbf{a}) \cdot \dots \cdot P(x_n|\mathbf{a}) = \prod_{i=1}^n P(x_i|\mathbf{a})$$

hängt nach Beobachtung der Daten x_j nur noch von den Parametern $\mathbf{a}$ ab !

Maximum-Likelihood (ML) Prinzip:

Der beste Schätzwert für den Parametervektor $\hat{\mathbf{a}}$ ist derjenige, der die Likelihood-Funktion $\mathcal{L}(\mathbf{a})$ maximiert

Technische und theoretische Gründe:

Minimiere den **negativen Logarithmus** der Likelihood-Funktion:

$$F(\mathbf{a}) = -\ln \mathcal{L}(\mathbf{a}) = -\sum_{i=1}^n \ln P(x_i|\mathbf{a})$$

$$\hat{\mathbf{a}} : \left. \frac{dF(\mathbf{a})}{da_j} \right|_{\mathbf{a}=\hat{\mathbf{a}}} = 0$$

Bedingung für Optimum

Zusammenfassung: Eigenschaften der ML-Schätzung

Maximum-Likelihood-Schätzer

- ist asymptotisch effizient, **d. h. hat minimale Varianz**
- ist asymptotisch unverzerrt, **d.h. $\hat{a} = a + b$, mit $b \rightarrow 0$ für große Stichproben**
- ist invariant unter Parameter-Transformationen $a \rightarrow \Theta(a)$:

$$\frac{\partial}{\partial \Theta} \mathcal{L}(a(\Theta)) = \frac{\partial}{\partial a} \mathcal{L}(a) \cdot \frac{\partial}{\partial \Theta} a(\Theta)$$

$$\frac{\partial}{\partial a} \mathcal{L}(a) = 0 \Rightarrow \frac{\partial}{\partial \Theta} \mathcal{L}(\Theta) = 0$$

dies erlaubt z.B.

Reduktion von Verzerrungen durch Parametertransformation

Aus Likelihood-Scan abgelesene Konfidenzintervalle sind ebenfalls invariant unter Parameter-Transformation !

(gilt nicht für Bestimmung der Unsicherheit aus 2. Ableitungen)

Übersicht: Methoden zur Bestimmung der Unsicherheiten

Lineare Probleme mit gaußförmigen Unsicherheiten:

- analytische Lösung möglich (χ^2 -Minimierung)
- Position des Minimums gegeben durch Linearkombination der Messwerte: $\hat{\mathbf{a}} = (\mathbf{A}^T \mathbf{V}^{-1} \mathbf{A})^{-1} \mathbf{A}^T \mathbf{V}^{-1} \mathbf{y}$
- Varianz der Parameterschätzung durch Fehlerfortpflanzung:
$$V(\hat{\mathbf{a}}) = (\mathbf{A}^T \mathbf{V}^{-1} \mathbf{A})^{-1}$$

Nicht-lineare Probleme oder andere als gaußförmige Unsicherheiten:

- Likelihood-Analyse:
Ausnutzen der Cramer-Rao-Frechet-Grenze:

2. Ableitungen am Minimum:
$$(\hat{V}[\hat{\mathbf{a}}]^{-1})_{ij} = - \left. \frac{\partial^2 \ln L}{\partial a_i \partial a_j} \right|_{\mathbf{a}=\hat{\mathbf{a}}}$$

Nicht-lineare Probleme mit nicht-parabolischer Likelihood am Minimum:

(für Grenzfall großer Stichproben)

- Scan der (Profil-) Likelihood in der Nähe des Minimums

$$\ln(\mathcal{L}(\hat{a})) - \ln(\mathcal{L}(a)) = \frac{n^2}{2} \Rightarrow |a - \hat{a}| = n\sigma$$

Bei Unklarheit oder sehr kleinen Stichproben:

Monte-Carlo-Studie: Anpassung an viele der Genauigkeit und Verteilung der Daten entsprechende Stichproben, Verteilungen der Parameter studieren.

Achtung: nur die letzten beiden Methoden liefern „Konfidenz-Intervalle“ (z. B. $1\sigma \cong 68\%$)

Das **dritte Übungsblatt**
ist on-line !

Rechnernutzung in der Physik

Institut für Experimentelle Teilchenphysik

Institut für Theoretische Teilchenphysik

Prof. G. Quast, Prof. M. Steinhauser

Dr. A. Mildenberger, Dr. Th. Chwalek

[Ilias Seite zum Kurs](#)

WS 2023/24 – Blatt 03

Abgabe: Montag 27.11.2023 bzw. Dienstag 28.11.2023

Themen:

- Poisson-Likelihood
- Profile Likelihood

ggf. **Problem** mit nicht installiertem Paket *PhyPraKit*:

im Terminal des Jupyter-Notebooks eingeben: `pip install --user PhyPraKit`

Block 1: Statistik und Datenanalyse

Themen:

- 31.10. Grundlagen der Statistik (Wiederholung CgDA);
python & friends, jupyter-Tutorials
- 07.11. Monte Carlo-Methode als numerisches Hilfsmittel
MC-Tools in PhyPraKit
- 14.11. Parameterschätzung mit der Maximum-Likelihood-Methode
Hilfsfunktionen in PhyPraKit & kafe2
- 21.11. Maximum Likelihood (2) und numerische Optimierung
Ensemble-Tests
- 28.11. Hypothesentests

Spezielle Problemstellungen:

- relative Unsicherheiten
- extern festgelegte/eingeschränkte Parameter
- Anpassung an Histogrammdaten
- Anpassung an (x,y) Daten
- Unsicherheiten in Abszissen-Richtung

Relative Unsicherheiten

Oft hängen die Unsicherheiten von den Messwerten ab, $\sigma_i(y_i)$

z.B. **relative Fehler**, $\sigma_i \rightarrow \hat{\sigma}_i = c y_i$,

oder **Poisson-Fehler**, $\sigma_i \rightarrow \hat{\sigma}_i = \sqrt{y_i}$

Dann resultiert häufig eine „**verzerrte**“ **Anpassung**

Abwärtsfluktuationen der Messung

→ zu kleine Unsicherheit

→ überhöhtes Gewicht in der Anpassung

bzw.

Aufwärtsfluktuationen der Messung

→ zu große Unsicherheit

→ zu kleines Gewicht in der Anpassung

Abhilfe:

Unsicherheiten aus der Modellfunktion bestimmen,
dazu **Anpassung iterieren**

1.) mit den aus der Beobachtung geschätzten
Unsicherheiten anpassen

2.) verbesserte Schätzung der Unsicherheit aus
den nun bekannten Funktionswerten $f(x_i) \rightarrow \sigma_i(f(x_i))$ verwenden

[3.) zur Konvergenzkontrolle kann man ein drittes mal iterieren]

besser: in jedem Schritt der numerischen Optimierung Unsicherheiten anpassen

Achtung: Unsicherheiten sind parameterabhängig →
nicht χ^2 sondern **Maximum Likelihood** verwenden !

Parameter mit Einschränkungen

Häufig tauchen in Anpassungsproblemen Parameter auf, die auf **externem Wissen** bzw. **externen Messungen** beruhen:

- Naturkonstanten
- Materialeigenschaften
- Parameter der Messapparatur aus dem Datenblatt
- ...

Es gibt mehrere **Möglichkeiten zur Behandlung**:

1. Parameter im Theorie-Modell als Konstante enthalten, für Parameter ohne bzw. mit vernachlässigbar kleiner Unsicherheit
2. gut bekannte Parameter, deren Einfluss studiert werden soll, sind im Theorie-Modell als freie Parameter enthalten (analog zu den anzupassenden Parametern), können in der Anpassung festgehalten, aber auf verschiedene Werte gesetzt werden (Bsp. kafe: Methode `fix_parameters()`)
3. nur ungenau bekannt Parameter sind im Theorie-Modell enthalten und werden auch in der Anpassung frei gelassen, aber **als weiterer „einschränkender Messwert“** (engl. constraint) **hinzugefügt**

also: für einen auf $c = c_0 \pm \sigma_c$ eingeschränkten Parameter $\mathcal{L} \rightarrow \mathcal{L}' = \mathcal{L} + \frac{(c - c_0)^2}{\sigma_c^2}$

Konfidenzband um Modell

Eine Anpassung liefert Schätzwerte für die Parameter $\vec{\hat{a}}$
sowie ihre Unsicherheiten in Form der Kovarianzmatrix $\mathbf{V}_{\hat{a}}$

Mit Hilfe der **linearen Fehlerfortpflanzung** lässt sich
die **Unsicherheit auf das angepasste Modell** bestimmen:

$$\sigma_f(x, \vec{\hat{a}}) = \left(\nabla_a f(x, \vec{\hat{a}}) \right) \mathbf{V}_{\hat{a}} \left(\nabla_a f(x, \vec{\hat{a}}) \right)^T$$

$\pm 1\sigma$ -Band der
Modellanpassung

Übliche Darstellung:
helles $\pm 1\sigma$ -Band
um die Zentralwerte des Modells

Anpassen von Funktionen an Histogramme

Wenige Messungen:

→ nur $\text{negLog}\mathcal{L}$ -Anpassung sinnvoll

Histogramm als Näherung der Verteilung:

$$N_i^t = \int_{x_i - b/2}^{x_i + b/2} f(x; a) dx \simeq b \cdot f(x_i; a)$$

- Auflösungsverlust durch Binning
- Unsicherheiten sind Poisson-verteilt

$$\sigma_{N_i} = \sqrt{N_i}$$

„Hinreichend viele“ Messungen:

Poissonverteilung → Gaußverteilung

- χ^2 -Anpassung wird möglich

$$\text{mit } \chi^2 = \sum_i \left(\frac{N_i - N_i^t}{\sqrt{N_i}} \right)^2$$

Funktionsanpassung an Histogramme: **Binned -ln $\mathcal{L}$ - Fit**

Bininhalt: $N_i^t = \int_{x_i-b/2}^{x_i+b/2} f(x; a) dx$

folgt Poisson-Verteilung

Likelihood-Analyse $\mathcal{L}_i = \text{Poisson}(N_i; N_i^t) = \frac{N_i^t{}^{N_i}}{N_i!} \exp(-N_i^t)$

$-\ln \mathcal{L}_i = -N_i \ln N_i^t + N_i^t + \ln N_i!$ hängt nicht von der Funktion ab

also: $F(\mathbf{a}) = - \sum_{i=1}^{N_{\text{bins}}} \ln \mathcal{L}_i(N_i; N_i^t(x_i; \mathbf{a}))$ minimieren bzgl. a

$\Rightarrow$ Schätzung für Parameter a

Implementiert in **PhyPrakit.phyFit.hFit** oder **kafe2**
sowie in **CERN Root**

Beispiele: **Binned In $\mathcal{L}$ -Fit**

kafe2/examples/009_histogram_fit/histogram_fit.py

+ data 0
normal_distribution
normal_distribution density
normal_distribution($x; \mu, \sigma$)
 $\mu = -0.08 \pm 0.11$
 $\sigma = 1.039 \pm 0.079$
 $\hookrightarrow -2\ln\mathcal{L} = 28.73$
 $\hookrightarrow -2\ln\mathcal{L}_R/\text{ndf} = 3.37/8 = 0.4213$

PhyPraKit/examples/test_hFit.py

Anpassung an (x, y) Daten

Betrachten **Messpunkte** $(x_i, y_i) = (x_i, f(x_i, \mathbf{p}))$

$$y_i = f(x_i, \mathbf{p}) + z_{y,i}$$

Unsicherheiten beschrieben durch korrelierte Zufallszahlen (z_i), die einer multivariaten Gaußverteilung mit Kovarianzmatrix V folgen:

$$\mathcal{N}(\vec{z}, V) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^{n_d} \det(V)}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2} \vec{z}^T V^{-1} \vec{z}\right).$$

Die **Likelihood** ist gegeben durch

$$\begin{aligned} -2 \ln \mathcal{L}_{\text{Gauss}}(\vec{y}, V, \vec{f}(\vec{x}, \vec{p})) &= (\vec{y} - \vec{f}(\vec{x}; \vec{p}))^T V^{-1} (\vec{y} - \vec{f}(\vec{x}; \vec{p})) + \ln(\det(V)) + n_d \ln(2\pi) \\ &= \chi^2(\vec{y}, V, \vec{f}(\vec{x}, \vec{p})) + \ln(\det(V)) + \text{const}. \end{aligned}$$

Nur wenn die Kovarianzmatrix nicht von den Parametern abhängt, reduziert sich der relevante Teil auf χ^2 .

Im allgemeinen sind auch die

x - Werte mit Unsicherheiten behaftet:

$$y_i = f(x_i + z_{x,i}, \mathbf{p}) + z_{y,i}$$

Behandlung von Unsicherheiten in x- und y-Richtung

1. Ableitung nutzen, um x-Fehler in y-Fehler umzurechnen und quadratisch zu den y-Fehlern addieren

Iteratives Verfahren:

1. Anpassung ohne x-Fehler
2. $f'(x_i)$ bilden und neue Fehler bestimmen:

$$\sigma_i^2 = \sigma_{y_i}^2 + f'(x_i) \cdot \sigma_{x_i}^2$$

3. Schritt analog 2 zur Kontrolle wiederholen;
 χ^2 am Minimum darf sich nicht stark ändern !

Geometrische Interpretation:

Minimierung des auf projizierte Messfehler normierten Abstands d der Punkte von der Tangente an die Funktion:

$$\chi^2 = d^2 / (\cos(\alpha) \sigma_y^2 + \sin(\alpha) \sigma_x^2)$$

Implementierung: kafe2, PhyPraKit.phyFit, Root-Klasse TgraphErrors, scipy.odr

Behandlung von Unsicherheiten in x - und y -Richtung (2)

Allgemein bei korrelierten Unsicherheiten:

Kovarianzmatrizen V^x und V^y zur Gesamt-Kovarianzmatrix addieren:

$$V_{i,j} = V_{i,j}^y + V_{i,j}^x \cdot f'(x_i) \cdot f'(x_j)$$

Mit **genügend Rechenleistung** (heute kein Problem mehr) sollte die Kovarianzmatrix in jedem Schritt der numerischen Optimierung aktualisiert werden !

Achtung: Unsicherheiten sind parameterabhängig →
nicht χ^2 sondern **Maximum Likelihood** verwenden !

Implementiert in kafe2, PhyPraKit.phyFit

Beispiel: Modellanpassung an xy-Daten mit phyFit.xyFit()

```
def model(x, A=1., x0=1.):  
    return A*np.exp(-x/x0)
```

PhyPraKit//examples/test_xyFit.py

Likelihood mit mehreren Parametern:

Profile - Likelihood

Profile Likelihood

Oft interessieren nur wenige der Parameter einer Anpassung:

- $\mathbf{t} = (a_1, \dots, a_k)$

die anderen sind „Störparameter“ (engl. nuisance parameters):

- $\mathbf{r} = (a_{k+1}, \dots, a_m)$

$$p(\vec{x} | t, r) \rightarrow \mathcal{L}(t, r | \vec{x})$$

Frage: Unsicherheit von $\mathbf{t}$ für alle möglichen Werte von $\mathbf{r}$?

Antwort: Profile Likelihood $\mathcal{L}_{\text{prof}}(t) = \mathcal{L}(t, \hat{r}(t))$

Verfahren:

- zunächst Minimierung bzgl. $\mathbf{r}$ für verschiedene feste Werte von t_i
- 1σ -Intervall auf t bestimmt durch $\Delta \mathcal{L}_{\text{prof}}(t) = \frac{1}{2}$

Bei mehreren Parametern t_i : zur Fehlerbestimmung von t_i muss die Likelihood bzgl. aller anderen Parameter $a_j, j \neq i$ minimiert werden („Profile Likelihood“)
(„MINOS“-Verfahren in MINUIT)

Beispiel zur Profile Likelihood

Das Verfahren in der Praxis am Beispiel der
Anpassung einer Exponentialfunktion an Zeitmessungen mit Untergrund
im Wertebereich $t_i \in [0, b]$:

$$p(t; \tau, f_b) = \frac{(1 - f_b)}{\tau (1 - \exp(-b/\tau))} \exp(-t/\tau) + \frac{f_b}{b}$$

von Interesse ist die Lebensdauer τ ,
der Untergrundanteil f_b ist der Störparameter

Der Algorithmus:

- für feste Werte τ_i in der Nähe des Minimums
wird $\mathcal{L}(\tau_i, f_b | \vec{t})$ bzgl. f_b minimiert

$$\rightarrow \mathcal{L}_p(\tau_i | \vec{t})$$

- das 68% CL - Intervall wird bei

$$\mathcal{L}_p(\tau_{min} | \vec{t}) + \frac{1}{2} \text{ abgelesen}$$

Beispiel 2 zur Profile-Likelihood

Profile-Likelihood in 2 Dimensionen zur Bestimmung von Konfidenzkonturen

- deutlicher Unterschied zwischen parabolischer Annahme und Profile-Likelihood
- Konfidenz-Konturen sind hier keine Ellipsen

Qualität der Anpassung

Goodness-of-Fit

Beurteilung der Güte einer Anpassung

Vergleich von Stichprobe aus Daten mit Modellen:
benötigen Maß für **Güte der Anpassung** (engl.: goodness of fit, GOF)

Goodness-of-Fit-Test = spezieller Hypothesentest (s. später):
Test der Nullhypothese (= Modell) ohne Spezifizierung alternativer Hypothesen

Modell verwerfen, falls schlechte Übereinstimmung !

Falls Wahrscheinlichkeitsverteilung der Stichprobe unbekannt:
→ standardisierte Goodness-of-Fit-Tests,
z. B. (der schon bekannte) χ^2 -Test

Erinnerung CgDA: Zusammenhang der Residuumssumme S mit der χ^2 – Verteilung

$$S = \sum_{i=1}^N \frac{(y_i - f(x_i, \{p\}))^2}{\sigma_i^2}$$

Quadrat einer standard-normal verteilten Größe, folgt χ^2 -Verteilung

S_{min} , die „gewichtete Summe der Residuen-Quadrate“ am Minimum, folgt – bei Gauß-verteilten Fehlern σ_i – einer χ^2 -Verteilung mit $n_f = N - k$ Freiheitsgraden.

Erwartungswert: $\langle \chi^2 \rangle = n_f$ oder $\langle \chi^2 / n_f \rangle = 1$

Die χ^2 -Wahrscheinlichkeit

$$\chi^2_{\text{prob}} = \int_{S_{\text{min}}}^{\infty} \chi^2(s, n_f) ds = 1 - \int_0^{S_{\text{min}}} \chi^2(s, n_f) ds$$

dient zur Quantifizierung der Qualität einer Anpassung

Aussage, mit welcher Wahrscheinlichkeit ein größerer Wert von χ^2 am Minimum als der tatsächlich beobachtete zu erwarten wäre.

Güte der Anpassung

in python:

```
scipy.stat.chi2.cdf(S, nf)
```

$$E[S_{\min}] = nf$$

→

$$E[S_{\min} / nf] = 1$$

Die Wahrscheinlichkeit,
einen χ^2 - Wert größer nf
zu erhalten, ist ca. 40%
(ziemlich unabhängig von n)

Mit wachsender Zahl der Frei-
heitsgrade sollte $S_{\min} / nf$
immer näher bei 1 liegen

```
in python: chi2prb= 1. - scipy.stat.chi2.cdf(S, nf)
```

Qualität der Anpassung aus Likelihood

Likelihood-Methode zur Parameteranpassung liefert zunächst keine Information zur Qualität der Übereinstimmung von Daten und Modell

Durch geeignete „Normierung“ kann Qualitätsinformation auch aus der Likelihood gewonnen werden: **Likelihood-Verhältnis**

der beobachteten Daten und (geeigneter) Referenz.

Referenzmodell z.B. ein fiktives „Fully Saturated Model“, das die Daten exakt beschreibt, $m_{\text{sat}}(x_i) = y_i$

Beispiel: Likelihood der Gaußverteilung

$$-\ln \mathcal{L}(\vec{a} | \vec{y}) = \frac{1}{2} \sum_i \left(\frac{y_i - f(x_i, \vec{a})}{\sigma_i} \right)^2 + \sum_i \ln(\sqrt{2\pi} \sigma_i)$$

$$-\ln \mathcal{L}_{\text{sat}}(\vec{a} | \vec{y}) = \frac{1}{2} \sum_i \left(\frac{y_i - m_{\text{sat}}(x_i)}{\sigma_i} \right)^2 + \sum_i \ln(\sqrt{2\pi} \sigma_i) = 0 + \sum_i \ln(\sqrt{2\pi} \sigma_i)$$

$$\Rightarrow -\ln \left(\frac{\mathcal{L}(\vec{a})}{\mathcal{L}_{\text{ref}}(\vec{a})} \right) = \underbrace{\sum_i \left(\frac{y_i - f(x_i, \vec{a})}{\sigma_i} \right)^2}_{\chi^2} + \underbrace{\sum_i \ln(\sqrt{2\pi} \sigma_i) - \left(0 + \sum_i \ln(\sqrt{2\pi} \sigma_i) \right)}_0 = \chi^2(\vec{a})$$

in früheren Diskussionen hatten wir diesen Term auf andere Art zu Null diskutiert !

(„hängt ja gar nicht von den Parametern ab -kann man also weglassen!“)

Beispiel 2: Likelihood der Poisson-Verteilung $\text{Poiss}(n_i; \mu_i) = \frac{\mu_i^{n_i}}{n_i!} e^{-\mu_i}$

$$-\ln \mathcal{L}_i = \sum_i -N_i \ln \mu_i + \mu_i + \ln N_i!$$

Referenz: $\mu_i = N_i, -\ln \mathcal{L}_{\text{sat}} = \sum_i -N_i \ln N_i + N_i + \ln N_i!$

$$\Rightarrow \ln \frac{\mathcal{L}(\vec{\hat{a}})}{\mathcal{L}_{\text{ref}}(\vec{\hat{a}})} = \sum_i N_i \ln \frac{N_i}{\mu_i} + \mu_i - N_i =: \text{gof}_{\text{Poisson}}$$

gof = goodness of fit

gof_{Poisson} konvergiert für große i gegen $\chi^2 / 2$

Script [gof-test.py](#)

Auf analoge Weise lassen sich (effiziente) **Prüfgrößen** auf Basis des Likelihood-Verhältnisses auch für andere Verteilungen generieren

Qualität der Anpassung: **binned Likelihood-Fit (2)**

gof_{Poisson} nähert sich für große "Bin-Einträge" der χ^2 - Verteilung an

Übereinstimmung Daten mit Modell: „Pull“

Die auf die Unsicherheit normiert Abweichung

der Daten vom Modell nennt man $\text{pull}_i = \frac{y_i - f(x_i, \hat{\mathbf{p}})}{\sigma_i}$

Beispiel von eben: xy-Fit mit Residuen

Diese Form der Darstellung erlaubt es, **Abweichungen** der Datenpunkte vom Modell klar **zu identifizieren**.

Im Idealfall sind die

Pulls standard-normal verteilt !

Ensemble-Tests mit Monte Carlo-Methode

Bei **Parameterschätzungen aus kleinen Stichproben** oder zur Überprüfung der Eigenschaften von Anpassungsverfahren bleibt oft nur die wiederholte Anwendung auf einer großen Anzahl simulierter Stichproben.

Lösung mit Monte Carlo-Methode:

Pseudoexperimente (weitere Bezeichnungen: Ensembletest, Toy-MC)

- Modell $f(x;a)$ als bekannt vorausgesetzt → generiere viele. ggf. stark vereinfachte Stichproben („Pseudoexperimente“) basierend auf $f(x;a)$
 - Analysiere jedes Pseudoexperiment wie durchgeführtes Experiment
 - Extrahiere statistische Eigenschaften aus Ensemble der Resultate
- ⇒
- **Information über mögliche Verzerrungen** Verteilung von $(\hat{p} - p_0)$
 - **Bestimmung der Coverage** $W(p_i \in [\hat{p}_i - \Delta p_i, \hat{p}_i + \Delta p_i]) = 68.3\%$
 - **Korrelationen der Parameter** Streudiagramme der Parameter

Beispiel: Ensemble-Test

Beispiel:

Anpassung einer Parabel an Daten mit Unsicherheiten in x- und y-Richtung

(1000 Pseudoexperimente)

Ausgabe:

* biases:

0: -0.00235 ± 0.0019 , std 0.0605

1: -0.00754 ± 0.0036 , std 0.114

2: -0.000882 ± 0.0021 , std 0.0667

* coverage:

0: 97.4%

1: 96.8%

2: 98%

Biases and Correlations

Numerische Verfahren zur Minimierung v. Kostenfunktionen

Die Problemstellung:

Suche nach dem Minimum einer skalaren Funktion in n_p Dimensionen
äquivalent: Wo ist das tiefste Tal ?

Numerische Optimierung (=Minimierung)

$$f(x, y) = (x^2 + y - 11)^2 + (x + y^2 - 7)^2 + 0.1(x + y)^2$$

s. Beisp. `plot3dfunction.py`

Minimierungsalgorithmen
konvergieren i.a. gegen
lokale Minima

Es gibt keine allgemeine
Methode zum Finden des
globalen Minimums

x^* ist ein **lokales Minimum**, wenn
 $F(x^*) < F(x)$ für alle $x \neq x^*$ in der Umgebung von x^*

Achtung: Auffinden des globalen Minimums ist nicht trivial !

Die Rosenbrock-Funktion:
ein langes Tal mit flachem Minimum

Modifizierte Rosenbrock-Funktion:
*vier Minima unterschiedlicher Tiefe
 (im log-Plot sehr deutlich zu sehen)*

Häufig genutzte Benchmark-Funktionen für Minimierer !

Numerische Anpassung

I. a. (heute) Anpassungen mittels **numerischer Optimierung** durch:

Gittermethode:

z.B. Minuit: SCAN-Algorithmus

- k gleichverteilte Testwerte pro Dimension
 - Erfordert k^d Berechnungen bei d Dimensionen
Ungeeignet für große d

Monte-Carlo-Methode:

- Funktionsberechnung an zufällig verteilten Testpunkten
 - Auch bei großen d geeignet
gut für Bestimmung von Startwerten

Einfache Parametervariation:

- Eindimensionale Minimierung in einem Parameter, dann Minimierung in nächstem Parameter → Iteration
 - **I.a. schnelle Konvergenz, wenn Minimierung in Richtung der Eigenvektoren der Matrix der 2. Ableitung erfolgt**

weitere numerische (deterministische) Verfahren:

- Simplex-Verfahren (ohne Ableitungen)
- Methoden mit angepasster Schrittweite, numerische Auswertung der Ableitungen

z.B. Minuit: SIMPLEX-Algorithmus

MIGRAD-Algorithmus

Beispiel Simplex-Verfahren

Illustration der Simplex-Methode

am Beispiel der
Rosenbrock'schen
„Bananenfunktion“

Simplex:

n -dimensionaler Polyeder
aus $n+1$ Punkten im R^n

Bei jedem Schritt wird der
schlechteste Punkt $\mathbf{x}_r$ mit
größtem Funktionswert $F(\mathbf{x}_r)$
durch einen neuen, besseren,
ersetzt, oder der Simplex ggf.
verkleinert oder vergrößert.

Simplex-Verfahren

$n+1$ Punkte $x_1, \dots, x_{n+1}$ im $\mathbb{R}^n$
 n -dimensionaler Polyeder oder „Simplex“

- Sortierung, so dass $F(x_1) < \dots < F(x_{n+1})$
- Schwerpunkt der n besten Punkte: $c = \sum_{i=1 \dots n} x_i / n$
- **Spiegelung des schlechtesten Punktes** an c : $x_r = c + \alpha (c - x_{n+1})$
Falls $F(x_1) < F(x_r) < F(x_n) \rightarrow x_r$ ersetzt x_{n+1}
Falls $F(x_r) < F(x_1)$ *gute Richtung* $\rightarrow$ **Streckung**: $x_s = c + \beta(x_r - c)$, $\beta > 1$
Falls $F(x_s) < F(x_r)$: x_s ersetzt x_{n+1} , ansonsten x_r ersetzt x_{n+1}
- Falls $F(x_r) > F(x_n)$: *Simplex zu groß*
 $\rightarrow$ **Abflachung**: $x_s = c - \gamma (c - x_{n+1})$, $0 < \gamma < 1$
Falls $F(x_s) < F(x_{n+1})$: x_s ersetzt x_{n+1}
- Ansonsten **Kontraktion** um x_1 : $x_j = x_1 + \delta (x_j - x_1)$, $0 < \delta < 1$

Gradientenabstiegsverfahren

Grundidee aller Abstiegsverfahren:

- Suche **Abstiegsrichtung** $\mathbf{d}_i$ der Verlustfunktion $f(\mathbf{x})$ an Punkt $\mathbf{x}_i$
- Nächster Punkt: $\mathbf{x}_{i+1} = \mathbf{x}_i + t_i \mathbf{d}_i$ (mit Schrittweite t_i)
- Wiederhole bis Abbruchkriterium erfüllt ist

Algorithmus 1. Ordnung: **Gradientenverfahren**

(engl.: gradient descent, steepest descent)

- Suche Richtung des steilsten Abstiegs über Gradient ∇f , benötigt 1. Ableitung:

$$\mathbf{d}_i = \nabla f(\mathbf{x}_i)$$

- t_i bestimmt über Liniensuche so dass $f(\mathbf{x}_{i+1})$ möglichst klein wird

Verbesserungen des Gradientenverfahrens:

- **Konjugierte Gradienten** (engl.: conjugate gradients, CG):
schnellere Konvergenz durch Schritte in „konjugierte“ Richtungen
(exakt für Minimierung quadratischer Formen, sonst iterativ)
- **Stochastisches Gradientenverfahren** (engl.: stochastic gradient descent)
- **Adaptive Schrittweite**, ggf. unterschiedlich für jeden Parameter
- **Impuls**: physikalische Analogie – zu minimierende Funktion = Potenzial, das Kraft auf Probesteilchen ausübt
 - Impuls proportional zu Gradient des Potenzials
 - frühere Gradienten erzeugen Trägheit in Abstiegsrichtung

Aktuelles Beispiel: Adam (<https://arxiv.org/abs/1412.6980>)

Abstiegsverfahren: Newton-Verf.

Algorithmus zweiter Ordnung: Newton-Verfahren

Erinnerung: iteratives Verfahren zur Bestimmung von Nullstellen (in 1D) $f(x)$

$$x_{i+1} = x_i - \frac{f(x_i)}{f'(x_i)}$$

■ Hier:

suche Nullstelle von ∇f über **Hesse-Matrix** $\nabla^2 f$ (benötigt 2. Ableitung)

$$d_i = -(\nabla^2 f(x_i))^{-1} \nabla f(x_i)$$

■ Verfahren mit **variabler Metrik**

(auch: Quasi-Newton-Verfahren):

aufwändige Berechnung der Hesse-Matrix vermeiden → **iterative Näherung**

(z. B. BFGS = Broyden, Fletcher, Goldfarb, Shanno; DFP = Davidon, Fletcher, Powell)

„Simuiertes Ausglühen“ – Simulated Annealing

Monte Carlo-Methoden sind sehr effizient bei der Suche über große Bereiche in hochdimensionalen Problemen –

sehr gut geeignet zur Bestimmung von Startwerten

Beispiel: Simulated Annealing (Übungsaufgabe)

Idee aus der Physik entlehnt:

Abkühlung eines thermodynamischen Systems, das der Boltzmann-Statistik genügt

Wahrscheinlichkeit, Mikrozustand E_j anzutreffen: $p(E_j) \propto \exp\left(-\frac{E_j}{k_B T}\right)$

energetisch günstigster Zustand E_0 wird durch Abkühlen, $T \rightarrow 0$, erreicht.

Anschaulich: „Herausschütteln“ aus lokalen Minima wie Reis in einem Sieb.

Die Energie aus dem physikalischen Beispiel entspricht allgemein der „Kostenfunktion“ F also $-\ln \mathcal{L}$ oder χ^2 im Falle der Parameteranpassung

transformiere $F(x) \rightarrow \tilde{F}(x) = \exp\left(-\frac{F(x)}{T}\right)$ („Boltzmann-Faktor“);

für zwei Zustände $i, i+1$ gilt $\frac{\tilde{F}(x_i)}{\tilde{F}(x_{i+1})} = \frac{\tilde{F}_i}{\tilde{F}_{i+1}} = \exp\left(-\frac{F_{i+1} - F_i}{T}\right)$

Simulated Annealing – Diskussion des Verfahrens

Simulated Annealing:

- Beispiel für mathematischen Algorithmus mit physikalischer Analogie
- Vergleich mit Boltzmann-Faktor:
 - endliche Wahrscheinlichkeit, aus Nebenminima herauszuspringen
- **Abkühlung:** Wahrscheinlichkeit sinkt im Laufe der Optimierung
- Beispiel für Markov-Chain Monte-Carlo (MCMC, N. Metropolis, 1953)

Skript: `simulAnneal_chatGPT.py`

*Minimierung der „Rosenbrock-Funktion“
mittels Simulated Annealing*

Simulated Annealing – der Algorithmus

Der Algorithmus:

1. Start mit einem zufälligen Zustand x_1 bei der Temperatur T
2. erzeuge zufälligen neuen Zustand x_{n+1}
3. akzeptiere x_{n+1} , wenn $F_{n+1} < F_n$
oder wenn $r < \exp\left(-\frac{F_{n+1}-F_n}{T}\right)$ mit Zufallszahl $r \in]0, 1]$
4. wiederhole Schritt 2 bis 3 k -mal
5. kontrolliere Konvergenz
6. reduziere Temperatur um ΔT und gehe zu Schritt 2, falls Endtemperatur noch nicht erreicht ist

Zahlreiche freie Parameter:

- Anfangstemperatur T
- Zahl k der Iterationen bei gleicher Temperatur
- das „Kühl-Schema“, also die Bestimmung von ΔT (linear, exponentiell, logarithmisch, oder „adaptiv“)

Erfolgreiches „annealing“ benötigt
Fein-Abstimmung und Kontrolle

- **scipy.optimize**: Sammlung von Python-Funktionen zur Optimierung
 - **minimize()**: diverse Algorithmen, voreingestellt: Nelder-Mead (Simplex)
 - **curve_fit()**: nichtlineare kleinste Fehlerquadrate zur (einfachen) Funktionsanpassung

- **MINUIT**: CERN-Programmbibliothek zur Funktionsminimierung (FORTRAN → C++)

Aktuell: **Minuit2** (integriert in ROOT) mit Python-Anbindung (**iminuit**)

Algorithmen: MIGRAD (variable Metrik, BFGS/DFP), SIMPLEX, MINOS (Profile-Likelihood und Kontur-Scan, asymmetrische Parameterunsicherheiten)

Wie immer:

das Kleingedruckte lesen → benutzen Sie gut getestete Programme !

Werkzeuge zur numerischen Anpassung von Modellen

Software-Werkzeuge zur Parameteranpassung

In der alltäglichen Praxis verwendet man heute Programme, (bzw. besser **Softwarepakete**) zur Anpassung von Modellen an Parameter:

- Einlesen der Eingabedaten, evtl. Unterstützung verschiedener Formate
- Verwaltung der Unsicherheiten, evtl. für Abszisse und Ordinate, evtl. Kovarianzmatrizen bzw. Korrelationen
- Berücksichtigung von Einschränkungen an Modellparameter
- Bereitstellung verschiedener Fit-Funktionen, evtl. frei programmierbar
- Durchführung der Anpassung mittels numerischer Optimierung, evtl. anpassbar
- Ausgabe des Ergebnisses, als Textdatei und Grafik
- Bewertung der Qualität der Anpassung (außer χ^2 auch andere gebräuchlich)
- Ausgabe der Korrelationen bzw. Kovarianz-Matrix der Parameter
- graphische Darstellung der Modellunsicherheit
- asymmetrische Fehler mittels Scan der (Profile-) Likelihood - Kurve am Minimum
- Ausgabe von Kovarianz-Ellipsen (d. h. Wahrscheinlichkeitskonturen)

[kafe2](#) und [PhyPraKit.phyFit](#) unterstützen alle der genannten Punkte; fast alle großen Projekt in der Experimentalphysik haben eigene, spezialisierte Pakete.

- Testen von Hypothesen V06a_Hypothesentest