7.3 Theoretische Grundlagen

In Folgonden wird daron ausgegangen, dass die Datenpunkte Normalverteilt sind.

Def.: Eine Messreihe sei durch die Menge {xi}, i=0,1,...,n-1 gegeben, dann ist

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} x_j$$
 der Mittel wert

$$6^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j=0}^{n-1} (x_j - \bar{x})^2$$
 die Varianz

lst ein zweifer Datensatz {y;} gegeben, so kann die Korrelation (Abhängigkeit) zwischen diesen beiden Patensätzen bestimmt werden:

$$c_{xy} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N-1} (x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y})$$

Daraus kann die Korrelationsmatrix/Kovarianzmatrix Cov bestimmt werden:

$$C_{ov} = \begin{pmatrix} C_{xx} & C_{xy} \\ C_{yx} & C_{yy} \end{pmatrix}$$
 mif $C_{xx} = G_x^2$ and $C_{yy} = G_y^2$

Diese Matrix ist positiv definit und symmetrisch. Die Matrixelemente werden häufig noch normiert, so dass die Diagonale 1 beträgt.

$$\Gamma_{xx} = \frac{C_{xx}}{\sigma_x^2}, \quad \Gamma_{yy} = \frac{C_{yy}}{\sigma_y^2}, \quad \Gamma_{xy} = \Gamma_{yx} = \frac{C_{xy}}{\sigma_x\sigma_y}$$

Man definiert $R = \begin{pmatrix} r_{xx} & r_{xy} \\ r_{yx} & r_{yy} \end{pmatrix}$. Auf den Neben-diagonalen kann R die Werte von - 1 bis 1 annehmen, wobei

- O keine Korrelation
- 1 vollständige Korrelation (erhöht man x, erhöht sich auch y)
- (-1) vollständige Anti-Korrelation (exhibit man x, vervingert sich y)

bedentet. Programme wie z.B. Gnuplot geben am Ende die Matrix R für die Fitparameter aus.

7.3.1 Methode der kleinsten Quadrate

Angenommen, wir wollen eine Funktion

$$y(x) = y(x_{1}, a_{0}, a_{1}, ..., a_{N-1})$$

mit M anpassbaren Parametern a_j , j=0,1,...,M-1 an N Datenpunkte (x_i,y_i) , i=0,...,N-1 fiften, dann bietet sich hierfür die Methode der kleinsten Quadrate an.

Wieso Z

Die Datenpunkte weichen im Allgemeinen von den wahren Werten um einen bestimmten Betrag sy ab.

Außerdem haben die Datenpunkte einen Fehler 5, der hier erstmal für alle Datenpunkte als gleich angenommen wird. Dann ist

$$P(Daten | Modell) = \prod_{i=0}^{N-1} \left[exp \left\{ -\frac{1}{Z} \left(\frac{Y_i - Y(x_i)}{G} \right)^2 \Delta Y \right\} \right]$$

die Vahrscheinlichkeit, dass das "wahre" Modell y(x) [die Fitfunktion] die Daten beschreibt.

Angenommen, mehrere Modelle sind vorgegeben, dann ist das wahrscheinlichste Modell jenes, welches (+) maximiert oder den negativen Logarithmus minimiert

wobei N,0 und sy Konstanten sind.

Hieraus folgt dann direkt, dass $V-1[Y; -Y(x_i)]^2$ V=0

minimiert werden muss. Erhält nun jeder Datenpunkt seinen individuellen tehrer, so erweitest sich die Gleichung Zu

$$\sum_{i=0}^{N-1} \left[\frac{y_{i}-y(x_{i})}{G} \right]^{2} =: \chi^{2}$$

Diese Größe nennt man Chi-Quadrat, da sie χ^2 -verteilt ist. Definiert man den Vektor:

$$\overline{y} = \begin{pmatrix} y_0 - y(x_0) \\ y_0 - y(x_0) \\ \vdots \\ y_{N-1} - y(x_{N-1}) \end{pmatrix}$$

So kann 2² allgemein geschrieben werden $\chi' = \dot{\gamma}^{T} C_{ov}^{-1} \dot{\gamma}$

wobei Cov die Kovarianzmatix darstellt. Da χ^2 χ^2 -verteilt ist, ist der wahrscheinlichste West die Anzahl der Freiheitsgrade

degrees of freedom = # Messpunkte - # Fitparameter also X/d.o.f. = 1. (für große d.o.f) Interpretation für Abweichungen:

- X2 viel größer als 1:
 - i) Fiffunktion schlecht
- X' viel kleiner als 1:
- Var zulässig,

 viel Kleiner als 1:

 i) Fehler überschätzt

 ii) Korrelation zwischen Datenpunkten

 vernachlässigt [(ov = oligq(..)]

 vernachlässigt [(ov = oligq(..)]

$$\chi^{2}(a,b) = \sum_{i=0}^{N-1} \left[\frac{y_{i}-a-bx_{i}}{\sigma_{i}} \right]^{2}$$

$$\frac{\partial x^2}{\partial \alpha} = 0 = -2\sum_{i} \frac{y_i - \alpha - bx_i}{\sigma_i^2}$$

$$\frac{\partial x^2}{\partial b} = 0 = -2 \sum_{i=1}^{\infty} \frac{x_i(y_i - \alpha - bx_i)}{\sigma_i z}$$

Karzschreibweise:

$$S := \overline{Z} \frac{1}{G_{i}^{2}}, S_{x} := \overline{Z} \frac{x_{i}}{G_{i}^{2}}, S_{y} := \overline{Z} \frac{y_{i}}{G_{i}^{2}}$$

$$S_{xx} := \sum_{i} \frac{x_i^2}{\sigma_i^2}$$
; $S_{xy} := \sum_{i} \frac{x_i y_i}{\sigma_i^2}$

Für Minimierung folgt:

$$\begin{vmatrix} aS + bS_x = S_y \\ aS_x + bS_{xx} = S_{yy} \end{vmatrix}$$

$$\Rightarrow \Delta = SS_{xx} - (S_x)^2$$

$$a = \frac{S_{xx}S_y - S_xS_{xy}}{\Delta} \quad , \quad b = \frac{SS_{xy} - S_xS_y}{\Delta}$$

Fehlerfortpflanzung:

$$G_f^2 = \sum_{i=0}^{N-1} G_i^2 \left(\frac{\partial f}{\partial y_i} \right)^2$$

wit
$$\frac{\partial a}{\partial y_i} = \frac{S_{xx} - S_{xx_i}}{G_i^2 \Delta}$$
, $\frac{\partial b}{\partial y_i} = \frac{S_{x_i} - S_{x}}{G_i \Delta}$

$$= > G_{\alpha}^{2} = \frac{S_{xx}}{\Lambda} , G_{b}^{2} = \frac{S}{\Lambda}$$

$$C_{ov}(a,b) = \frac{S_x}{\Delta} = \sum_{ab} \frac{-S_x}{\sqrt{SS_{xx}}}$$

7.2.2 Minimierungsverfahren

Das Ganß-Newton-Verfahren muss nicht gegen die gesuchte Lösung konvergieren (z.B. schlechte Startwerte oder "kinetische" Ausgleichs probleme) Um die Konvergenz sich arzustellen, fordert man

$$F(\hat{x}^{(k)}) \subset F(\hat{x}^{(k-1)}) \quad (k=1,2,...) \tag{*}$$

Dazu miss eine Abstiegsrichtung it (k) gefunden werden, mit:

$$\hat{x}^{(k)} = \hat{x}^{(k-1)} + \hat{v}^{(k)}, + > 0$$

Eine Abstiegsrichtung stellt der negative Gradient von $F(\tilde{x})$ im Punkt $\tilde{x}^{(k-1)}$ dar, welche folgende Form hat:

Bei der <u>Methode</u> des <u>kleinsten Abstiegs</u> wird + aus $F(\bar{x}^{(k)}) = \min_{t} [F(\bar{x}^{(k-1)} + t\bar{v}^{(k)})]$

bestimmt. Aus Gränden des Rechenaufwands wird + häufig nur näherungsweise bestimmt, z.B. wie folgt:

1) Löse für die Startwerte $x^{(0)}$ die Lineansierte Fehlergleichung $C^{(k)} = \tilde{c}^{(k+1)} - \tilde{d}^{(k)} = S^{(k)}$

Der Yorrekturvektor $\bar{\xi}^{(k+1)}$ dient jeweils als Abstiegsrichtung.

2) Printe (*), ∂b fir $t = 1, \frac{1}{2}, \frac{1}{4}$... mit $\dot{y} := \dot{x}^{(k)} + \dot{\xi}^{(k+1)}$, $F(y) \in F(\dot{x}^{(k)})$ gift. Ist dies der Fall, so ist $\dot{x}^{(k+1)} = \dot{y}$ und man beann ouf Konvergenz testen. Die Methode beann sehr langsam konvergieren.

Marquardt entwickelte eine effizientere Methode, um dre Abstiegsrichtung zu bestimmen. Sei $C=C^{(k)}$ und $d=d^{(k)}$, dann erhält man \tilde{v} durch Läsen des Extremalproblems:

$$|C\bar{v} - \bar{d}|^2 + 2^2 |\bar{v}|^2 = Min!$$
 , $\lambda > 0$

Bei gegebenem I führt dies wieder auf eine Fehlergleichung nach der Methoder der bleinsten Quadrate:

$$\widetilde{\mathcal{C}} = \widetilde{\widetilde{\mathcal{J}}} = \widetilde{\widetilde{\mathcal{J}}} \quad \text{wit} \quad \widetilde{\mathcal{C}} = \begin{pmatrix} C \\ \lambda I \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{(W+n), n}$$

$$\widetilde{\widetilde{\mathcal{J}}} = \begin{pmatrix} \widetilde{\mathcal{J}} \\ 0 \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{(W+n)}, \quad \widetilde{\widetilde{\mathcal{J}}} \in \mathbb{R}^{(W+n)}$$

$$\widetilde{\widetilde{\mathcal{J}}} = \begin{pmatrix} \widetilde{\mathcal{J}} \\ 0 \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{(W+n)}, \quad \widetilde{\widetilde{\mathcal{J}}} \in \mathbb{R}^{(W+n)}$$

In der Marquardt-Nethode wird nan die euklidische Norm von $\overline{V}^{(k+1)}$ durch λ so gestenert, dass mit $\overline{X}^{(k+1)} = \overline{X}^{(k)} + V^{(k+1)}$

$$F(\hat{x}^{(k+1)}) \subset F(\hat{x}^{(k)}), \quad k = 0, 1, ...$$
 gilt.

1st dies erfillt, so kann 2 im nächsten Schrift verkleinert (z.B. halbiert) werden. Let dies nicht erfüllt, so muß 2 vergrößert (z.B. verdoppelt) werden, bis das Kriterium wieder erfüllt ist.

Ein problemabhängiger Startwert für Z 157 Z. B. $Z^{(0)} = \| C^{(0)} \|_{F} / \sqrt{nN} = \sqrt{\frac{1}{nN}} \sum_{i,j} [C_{ij}^{(0)}]^{2}$

Die Berechnung von $\tilde{\sigma}^{(k+1)}$ aus (*) erfolgt in zwei Schriffen:

1) Die ersten N Gleichungen, die von 2 mabhängig sind, werden mit der orthogonalen Matrix an transformiert.

$$Q_{1}^{T}\widetilde{C} = \begin{pmatrix} R_{1} \\ O_{1} \\ 2I \end{pmatrix}, Q_{1}^{T}\widetilde{A} = \begin{pmatrix} \widetilde{A}_{1} \\ \widetilde{A}_{2} \\ \widetilde{O} \end{pmatrix} \quad R_{1} \in \mathbb{R}^{n, n}, \quad O_{1} \in \mathbb{R}^{(W-n), n}$$

2) Eine zweite Transformation mit der orthogonalen Matrix Qz wird durchgeführt.

$$Q_{2}^{T}Q_{1}^{T}\widetilde{C} = \begin{pmatrix} R_{2} \\ O_{1} \\ O_{2} \end{pmatrix}, \quad Q_{2}^{T}Q_{1}^{T}\widetilde{d} = \begin{pmatrix} \hat{d}_{1} \\ \hat{d}_{2} \\ \hat{d}_{3} \end{pmatrix}, \quad R_{2}, O_{2} \in \mathbb{R}^{n,n}$$

Der gesuchte Veletor $\tilde{V}^{(k+1)}$ ergibt sich dann aus der Rücksubstitution. Muss λ vergrößert werden, muss nur Schritt 2 ausgeführt werden.