Züchtungslehre - Varianzkomponentenschätzung - Teil 2

Peter von Rohr

2017-12-01

Varianzanalyse

- Erwartungswerte von Summenquadraten sind Funktionen von Varianzkomponenten
- ▶ Negative Schätzwerte aufgrund von Datenkonstellationen
- keine Konsistenz, d.h. bei steigenden Datenmengen keine Steigerung der Qualität
- keine Berücksichtigung der Verteilung der Daten

Likelihood

- Anpassung einer Verteilung an die Daten
- Verteilungsparameter sollen so geschätzt werden, dass Verteilung "optimal" zu Daten passt
- Als Kriterium dient die Likelihood L
- Definition

$$L(\theta) = f(y|\theta)$$

Maximierung der Likelihood

- ▶ Nach Beobachtung der Daten ist *y* fix gegeben
- ightharpoonup Deshalb wird L als Funktion der Parameter θ aufgegasst
- ▶ **Ziel**: finde Parameter θ , so dass L möglichst gut zu beobachteten Daten passt
- ▶ Umsetzung: Maximierung von L im Bezug auf θ , setzte θ beim Maximum von L als Schätzwert

$$\hat{\theta}_{ML} = argmax_{\theta} L(\theta)$$

Beispiel

Regressionmodell

$$y = Xb + e$$

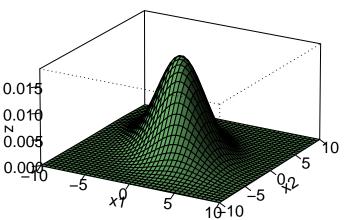
- ▶ Ziel: Schätzung der Restvarianz σ^2 mit ML
- Annahme: Beobachtungen sind normalverteilt

$$f_Y(y|b,\sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-n/2} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(y-Xb)^T (y-Xb)\right)$$

Multivariate Normalverteilung

Two dimensional Normal Distribution

$$\mu_1=0,\,\mu_2=0,\,\sigma_{11}=10,\,\sigma_{22}=10,\,\sigma_{12}=15,\,\rho=0.5$$



Parameter

- Für unser Beispiel sind b und σ^2 unbekannte Parameter
- ► Schätzung für b: Maximierung von L im Bezug auf b
- ▶ Schätzung für σ^2 : Maximierung von L im Bezug auf σ^2
- ▶ Maximierung von L:
 - Partielle Ableitung
 - Ableitung 0 setzen
 - nach gesuchtem Parameter auflösen
- ▶ Vorbereitung: Transformation von *L* zu *I*, wobei

$$I(\theta) = \log(L(\theta))$$

ML Schätzung für b

Transformation

$$I(b, \sigma^{2}) = \log(L(b, \sigma^{2}))$$

$$= -\frac{n}{2}\log(2\pi) - \frac{n}{2}\log(\sigma^{2}) - \frac{1}{2\sigma^{2}}(y - Xb)^{T} (y - Xb)$$

Partielle Ableitung:

$$\frac{\partial I(b,\sigma^2)}{\partial b} = -\frac{1}{2\sigma^2} (-(y^T X)^T - X^T y + 2X^T X b)$$

$$= -\frac{1}{2\sigma^2} (-2X^T y + 2X^T X b) \tag{1}$$

Bestimmung von \hat{b}_{ML}

Nullstelle der Ableitung

$$-\frac{1}{2\sigma^2}(-2X^Ty + 2X^TXb) = 0$$

Normalgleichung

$$X^T y = X^T X \hat{b}$$

Resultat ist gleich wie bei LS

$$\hat{b} = (X^T X)^{-1} X^T y$$

ML Schätzung für σ^2

- ► Analoges Vorgehen wie bei *b*
- ightharpoonup Partielle Ableitung von I nach σ^2

$$\frac{\partial I(b,\sigma^2)}{\partial \sigma^2} = -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} (y - Xb)^T (y - Xb) \quad (2)$$

▶ Vorausgesetzt, $\sigma^2 \neq 0$

$$\frac{1}{\hat{\sigma}^2}(y - Xb)^T (y - Xb) - n = 0$$

Nullstelle der Ableitung

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} (y - Xb)^T (y - Xb)$$
 (3)

Bestimmung von $\hat{\sigma}^2$

- ▶ Da *b* unbekannt, wird \hat{b}_{ML} eingesetzt
- In Summennotation:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (y_i - x_i^T \hat{b})^2$$
 (4)

Schätzung aufgrund der Residuen

$$\hat{\sigma}_{Res}^2 = \frac{1}{n-p} \sum_{i=1}^{n} r_i^2 \tag{5}$$

▶ Somit $E\left[\hat{\sigma}_{MI}^2\right] \neq \sigma^2$

Lineares gemischtes Modell

- Gleiches Vorgehen
- Modell

$$y = Xb + Zu + e \tag{6}$$

$$var(e) = R = I * \sigma_e^2$$
 $var(u) = G.$
 $E[e] = 0 \text{ und } E[u] = 0$
 $E[y] = Xb \text{ und } var(y) = V$
 $y \sim \mathcal{N}(Xb, V)$

ML-Schätzung

Log-Likelihood

$$I(b, V) = \log(L(b, V)) = -\frac{n}{2}\log(2\pi) - \frac{1}{2}\log(\det(V)) - \frac{1}{2}(y - Xb)^{T}V$$

Partielle Ableitungen bilden

$$\frac{\partial I(b,V)}{\partial b}$$
$$\frac{\partial I(b,V)}{\partial \sigma^2}$$

- Nullstellen finden
- Schätzer bestimmen

Restricted (Residual) Maximum Likelihood (REML)

- ▶ ML-Schätzer für Varianzkomponenten nicht erwartungstreu
- ▶ Problem: gleichzeitiges Schätzen von fixen Effekten, was bei Schätzung von σ^2 nicht berücksichtigt
- ► Lösung:
 - vorgängige transformation von y zu $\tilde{y} = Ky$, so dass gilt $E[\tilde{y}] = 0$
 - dann gleiches Vorgehen mit $I(\theta) = f(\tilde{y}|\theta)$
- Resultat entspricht **REML**-Schätzung, wobei $\hat{\sigma}^2_{REML}$ erwartungstreu