

# Vorlesung: Lineare Modelle

Prof. Dr. Helmut Küchenhoff

Institut für Statistik, LMU München

SoSe 2015

- 5 Metrische Einflußgrößen: Polynomiale Regression, Trigonometrische Polynome, Regressionssplines, Transformationen.

6 Modelldiagnose

8 Variablenelektion

- 9 Das allgemeine lineare Modell: Gewichtete KQ-Methode, Autokorrelierte und heteroskedastische Störterme

10 Das logistische Regressionsmodell

- 11 Das gemischte lineare Regressionsmodell („Linear mixed Model“)



## Probleme bei der Regression und Diagnose

Gegeben sei das multiple Regressionsmodell (2.1) und (2.5):

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Es geht darum herauszufinden, ob das Modell zur Analyse der jeweiligen Daten geeignet ist.

Da sich die Modellannahmen auf die Störterme beziehen, werden typischerweise die Residuen betrachtet.

Beachte, dass sich die Annahmen nicht auf die Randverteilung von  $Y$  beziehen.

## Verschiedene Typen von Residuen

Beachte: Die Residuen ergeben sich aus den (unbekannten) Störtermen  $\varepsilon$  durch

$$\hat{\varepsilon} = Q\varepsilon = (I - X(X'X)^{-1}X')\varepsilon = (I - P)\varepsilon$$

Daher gilt:

$$\text{Var}(\hat{\varepsilon}_i) = q_{ii}\sigma^2 \quad (6.1)$$

Beispiel:

$$X := \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 2 \\ 1 & 3 \\ 1 & 4 \\ 1 & 5 \end{bmatrix} \quad Q := \begin{bmatrix} 2/5 & -2/5 & -1/5 & 0 & 1/5 \\ -2/5 & \frac{7}{10} & -1/5 & -1/10 & 0 \\ -1/5 & -1/5 & 4/5 & -1/5 & -1/5 \\ 0 & -1/10 & -1/5 & \frac{7}{10} & -2/5 \\ 1/5 & 0 & -1/5 & -2/5 & 2/5 \end{bmatrix}$$



## Standardisierte Residuen:

$$r_i := \frac{\hat{\varepsilon}_i}{\hat{\sigma}\sqrt{q_{ii}}} \quad i = 1, \dots, n \quad (6.2)$$

$q_{ii} = 1 - h_{ii}$  : Elemente der Residualmatrix Q

Es gilt:

$$\begin{aligned} \frac{1}{n} \leq h_{ii} \leq 1 \\ \Rightarrow 0 \leq q_{ii} \leq 1 - \frac{1}{n} \end{aligned} \quad \begin{aligned} \sum h_{ii} = p' \\ \sum q_{ii} = n - p' \end{aligned}$$

Bemerkung:

Nach (6.2) sind die Residuen in der Mitte der Daten geringer.

Dies wird durch die Standardisierung ausgeglichen.

## Studentisierte Residuen:

**Problem:** Bei der Schätzung von  $\sigma$  geht das Residuum mit ein.  
Dies kann insbesondere bei kleinen Stichproben ein Problem sein.

Daher definiert man:

$$r_i^* := \frac{\hat{\varepsilon}_i}{\hat{\sigma}_{(i)}\sqrt{q_{ii}}} \quad i = 1, \dots, n \quad (6.3)$$

$\hat{\sigma}_{(i)}$  := Schätzung von  $\sigma$  ohne die Beobachtung  $i$ .



## Kreuzvalidierungs - Residuen:

$$e_{(i)} := y_i - x_i' \hat{\beta}_{(i)} \quad (6.4)$$

$\hat{\beta}_{(i)}$ : Schätzung von  $\beta$  ohne Beobachtung  $i$

$$PRESS := \sum_{i=1}^n e_{(i)}^2$$

PRESS: (Predicted Residual Sum of Squares)

Es gilt:

$$\begin{aligned} e_{(i)} &= \hat{\varepsilon}_i / q_{ii} \\ Var(e_{(i)}) &= \frac{1}{q_{ii}} \sigma^2 > \sigma^2 \end{aligned}$$

## Rekursive Residuen:

Bei Zeitreihen verwendet man häufig:

$$\omega_i := \frac{y_i - x_i' \hat{\beta}_{[i-1]}}{\sqrt{1 - x_i' (X_{[i-1]}' X_{[i-1]})^{-1} x_i}} \quad i = p' + 1, \dots, n \quad (6.5)$$

$\hat{\beta}_{[i-1]}$ : Schätzung von  $\beta$  aus den ersten  $i - 1$  Beobachtungen

$X_{[i-1]}$ : X-Matrix der ersten  $i - 1$  Beobachtungen



# Die Störterme $\varepsilon_i$ sind nicht normalverteilt

**Ursachen:** Die Y-Variable stellt eine Zählgröße, eine Überlebenszeit, oder einen Anteil dar. Y ist nicht-negativ etc.

**Folgen:** Der KQ-Schätzer  $\hat{\beta}$  ist immer noch erwartungstreuer Schätzer mit kleinster Varianz. Der F-Test ist i. a. robust. Problematisch sind insbesondere bei kleinen Stichprobenumfängen die Konfidenzintervalle der Parameter. Außerdem sind die Prognoseintervalle nicht mehr gültig, da hierbei die NV-Annahme besonders eingeht.

**Diagnose:** Schiefe und Kurtosis der Verteilung der Residuen, Normal-Plots der Residuen

**Therapie:** Transformationen der Y-Variablen, Verwendung von generalisierten linearen Modellen

# Heterogene Varianzen

Die Varianz der Störterme  $\varepsilon_i$  ist von  $i$  abhängig.

**Ursachen:** Y Zähldaten, Anteile. Gruppierte Daten führen zu verschiedenen Residualvarianzen innerhalb der Gruppen. Multiplikative Fehlerstruktur, d. h.  $\sigma_i$  ist abhängig von der Größe von  $Y_i$ .

**Folgen:** Schätzer für  $\beta$  ist erwartungstreu, aber er hat nicht mehr die kleinste Varianz. Konfidenzintervalle und Tests für  $\beta$  nicht mehr korrekt.

**Diagnose:** Residualplot der  $\hat{\varepsilon}_i$  auf  $\hat{Y}_i$ , Berechnung der Residualvarianzen in den einzelnen Gruppen (bei gruppierten Daten).

**Therapie:** Transformation der Y-Variable, Gewichtete KQ-Schätzung



# Korrelation zwischen den Störtermen

Es gilt  $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) \neq 0$  für einige  $i \neq j$ .

**Ursachen:** Zeitreihenstruktur oder räumliche Struktur der Daten führen zu positiver Korrelation von aufeinander folgenden (bzw. nahen) Beobachtungen. Residuen bei gruppierten Beobachtungen, bei denen die Gruppenzugehörigkeit nicht zusätzlich modelliert wird, sind häufig positiv korreliert.

**Folgen:** Schätzer von  $\beta$  erwartungstreu, aber nicht mit geringster Varianz. Bias bei der Varianzschätzung führt zu fehlerhaften Konfidenzintervallen und zu Problemen bei den F-Tests.

**Diagnose:** Analyse der Zeitreihenstruktur der Residuen, z.B. mit Durbin-Watson-Test, Plots der Residuen gegen die Zeit, Plots von  $\hat{\varepsilon}_i$  gegen  $\hat{\varepsilon}_{i-1}$ .

**Therapie:** Verwendung von Zeitreihenmethoden, Einbeziehung von Trend und Saison, Gewichtete KQ-Methode



# Durbin-Watson-Test

Um zu testen, ob die Störterme  $\varepsilon_i$  und  $\varepsilon_{i-1}$  korreliert sind benutzt man folgende Testgröße:

$$d := \frac{\sum_{i=2}^n (\hat{\varepsilon}_i - \hat{\varepsilon}_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2} \approx 2(1 - \hat{\rho})$$

$\hat{\rho}$ : Korrelation zwischen  $\hat{\varepsilon}_i$  und  $\hat{\varepsilon}_{i-1}$ .

$$H_0: \rho = 0$$

Lehne  $H_0$  ab, falls  $d > d_1$  oder  $d < d_2$ .

( $d_1, d_2$  sind von  $p$  und  $n$  abhängige feste Werte).

Kleine Werte von  $d$ : positives  $\rho$

Große Werte von  $d$ : negatives  $\rho$

$d \approx 2 \rightarrow$  keine Autokorrelation



**Einflussreiche Beobachtungen** (high leverage points) sind in den X-Werten weit vom Zentrum der Daten entfernt.  
**Ausreißer** haben den Betrag nach sehr große Störterme.

**Ursachen:** Falsche Erhebung, Beobachtung gehört nicht zur Grundgesamtheit, Besonderheiten bei einzelner Untersuchungseinheit

**Folgen:** Einflussreiche Beobachtungen wirken stark auf die Schätzung von  $\beta$ . Ausreißer können zu erheblicher Verzerrung der Schätzung von  $\beta$  führen. Dies gilt besonders für Ausreißer, die gleichzeitig high leverage points sind.

**Diagnose:** Analyse der Diagonalelemente der Hat-Matrix  $P$  zum Auffinden von high leverage points, verschiedene Residuenplots zur Ausreißeranalyse, Influence-Statistiken

**Therapie:** fehlerhafte Daten weglassen, robuste Regression, gewichtete Regression

Das  $i$ -te Diagonalelement der Hat-Matrix  $P$

$$h_{ii} := x_i' (X'X)^{-1} x_i \quad (6.6)$$

heißt **Leverage** der Beobachtung  $x_i$ .

Es gilt:

$$\frac{1}{n} \leq h_{ii} \leq 1$$

Normalwert:  $h_{ii} = \frac{p'}{n}$   
 großer Wert:  $h_{ii} > \frac{2p'}{n}$

## Cook's Distanz:

$$D_i = \frac{(\hat{\beta}_{(i)} - \hat{\beta})' (X'X) (\hat{\beta}_{(i)} - \hat{\beta})}{\hat{\sigma}^2 p'} \quad (6.7)$$

$\hat{\beta}_{(i)}$ : Schätzung von  $\beta$  ohne Beobachtung  $i$

Es gilt:

$$D_i = \underbrace{\frac{r_i^2}{p'}}_{\text{Residuen}} \cdot \underbrace{\frac{h_{ii}}{1 - h_{ii}}}_{\text{Leverage}} \quad (6.8)$$

$$D_i = \frac{(\hat{Y}_{(i)} - \hat{Y})' (\hat{Y}_{(i)} - \hat{Y})}{p' \hat{\sigma}^2} \quad (6.9)$$

Cooks Distanz wird im Vergleich mit den Beobachtungen interpretiert.

## Regressionsgleichung ist nicht korrekt

Die Gleichung  $y = X\beta + \varepsilon$  ist fehlerhaft.

**Ursachen:** Variablen wurden weggelassen oder überflüssigerweise in das Modell einbezogen. Der Zusammenhang ist nicht linear, Interaktionen werden nicht in das Modell einbezogen

**Folgen:** Systematische Fehler bei der Schätzung der Modellparameter und bei der Prognose, aber Modellschätzung liefert häufig brauchbare Näherung

**Diagnose:** Residuenplots  $\hat{\varepsilon}_i$  gegen  $\hat{y}_i$ , F-Tests auf Einfluss von weiteren Variablen, Interaktionen, Polynomterme höherer Ordnung etc.

**Therapie:** Modellerweiterung, Transformationen der Einflussgrößen, Variablenelektionsverfahren.

## Partial Leverage Plot:

$y^*$  auf  $x_k^*$  mit

$$y^* := Q_{(k)} y$$
$$x_k^* := Q_{(k)} x_k$$

$Q_{(k)}$ : Q-Matrix der Einflussgrößen **ohne** Variable  $k$

⇒ Darstellung des Zusammenhangs zwischen  $y$  und der Einflussgröße  $x_k$  unter Berücksichtigung der übrigen Einflussgrößen.

## Kollinearität

Die Spalten von  $X$  sind (annähernd) linear abhängig.

**Ursachen** Hohe Korrelation zwischen den Einflussgrößen, Ungünstiges Versuchs-Design, Codierung von diskreten Variablen

**Folgen:** Ungenaue Schätzung von  $\beta$ , häufig sogar falsches Vorzeichen.  
**Aber:** Konfidenzintervalle korrekt und damit entsprechend groß.

**Diagnose:** Analyse der Matrix  $(X'X)$  und der Korrelationsmatrix der metrischen Einflussgrößen.

**Therapie:** Zusammenfassen bzw. Weglassen von Einflussgrößen, Verwendung von anderen Schätzmethoden, z.B.: Ridge-Regression



## Kollinearitätsdiagnostik

### a) Konditionszahl

$$K(X) := \sqrt{\frac{\lambda_{\max}}{\lambda_{\min}}} \quad (6.10)$$

$\lambda_{\min}, \lambda_{\max}$ : minimaler, bzw. maximaler Eigenwert von  $X'X$

### b) Varianz Inflationsfaktor

$$VIF_j := \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (6.11)$$

$R_j^2$ : Bestimmtheitsmaß der Regression von  $x_j$  auf die übrigen  $x$ .

Es gilt für die Varianz von  $\beta_j$ :

$$\sigma_{\hat{\beta}_j}^2 = \frac{\sigma^2}{(x_j - \bar{x})'(x_j - \bar{x})} VIF_j \quad (6.12)$$

Beachte: VIF ist auch für kategoriale Variablen geeignet.

## Messfehler

**Ursachen** Messfehler im engeren Sinne (Messgerät) und im weiteren Sinne (z.B. falsche Beantwortung von Fragen).

**Folgen** Meist systematische betragsmäßige Unterschätzung der zu den fehlerhaft gemessenen Größen gehörigen  $\beta_i$ . Geringere Power der entsprechenden F-Tests.

**Diagnose** Mehrfach-Messungen der entsprechenden Größen

**Therapie** Verwendung von Korrektur-Verfahren → Theorie der Fehler-in-den-Variablen-Modelle

