# Modellvergleiche

Raphael Hartmann

SUMMER SCHOOL KOGNITIVE MODELLIERUNG 2022



## Übersicht

- Anpassungsgüte:
  - $\chi^2$  test
  - G test
- Likelihood Funktion (Repetition)
- Modellvergleich:
  - LR test
  - AIC
  - BIC



# $\chi^2$ test



### Definition

• Seien X Häufigkeitsdaten (diskret) mit N Beobachtungen und M ein Modell, welches Vorhersagen über die Verteilung von Häufigkeitsdaten in K Kategorien macht. Nach diesem Modell gibt es für jede Kategorie K eine Wahrscheinlichkeit K0, dass eine zufällige Beobachtung in diese Kategorie fällt. Die Nullhypothese K10 besagt also, dass die beobachteten Häufigkeiten in den Kategorien K2, den erwarteten Häufigkeiten K3, entspricht. Die Teststatistik

$$X_M^2 = \sum_{k=0}^{K} \frac{(x_k - m_k)^2}{m_k}$$

ist  $\chi^2$  verteilt mit K-1 Freiheitsgraden für falls die K Kategorien unabhängig sind und N groß genug. Für ein Modell mit bestimmter Verteilung (Normalverteilung in lin. Reg., Bernoulliverteilung in logist. Reg., Poissonverteilung in Poisson Reg., etc) müssen wir noch die Anzahl an Parametern der Verteilung ( $[\mu, \sigma]$ ,  $[\theta]$ ,  $[\lambda]$ ) abziehen: K-1-m.

### R Funktion

• Der  $\chi^2$  test kann wie folgt berechnet werden

```
> chisq.test(x, p)
```

• wobei x ein Vektor mit den *K* Häufigkeiten ist und p ein Vektor mit den vom Modell abgeleiteten *K* Wahrscheinlichkeiten ist



#### Stärken und Schwächen

- Stärken
  - Testbasiert
- Schwächen
  - Testet nur die Anpassungsgüte eines Modells
    - Berücksichtigt keine Sparsamkeit
  - Nur für diskrete (oder diskretisierte) Daten geeignet
  - Ist bei kleinen Zellhäufigkeiten ( $x_i < 5$ ) nicht robust



## Kleine Aufgabe

- Berechnen Sie den  $\chi^2$  test in folgender Situation:
  - Beobachtete Werte x = (89, 37, 30, 28, 2) und modellbasierte W'keiten p = (.4, .2, .2, .15, .05)
- Berechnen Sie die Teststatistik von Hand in R mit der Formel von oben.
  - Nicht vergessen:  $m_i = N \cdot p_i$
  - Sie sollten die gleiche Lösung erhalten wie mit der chisq.test() Funktion



## G test

Auch *G*<sup>2</sup> test genannt



### Definition

• Seien X Häufigkeitsdaten (diskret) mit N Beobachtungen und M ein Modell, welches Vorhersagen über die Verteilung von Häufigkeitsdaten in K Kategorien macht. Nach diesem Modell gibt es für jede Kategorie K eine Wahrscheinlichkeit K0, dass eine zufällige Beobachtung in diese Kategorie fällt. Die Nullhypothese K10 besagt also, dass die beobachteten Häufigkeiten in den Kategorien K2, den erwarteten Häufigkeiten K3, entspricht. Die Teststatistik

$$G_M = 2 \cdot \sum_{k}^{K} x_k \cdot \ln(x_k/m_k)$$

ist  $\chi^2$  verteilt mit K-1 Freiheitsgraden. Für ein Modell mit bestimmter Verteilung (Normalverteilung in lin. Reg., Bernoulliverteilung in logist. Reg., Poissonverteilung in Poisson Reg., etc) müssen wir noch die Anzahl an Parametern der Verteilung ( $[\mu, \sigma], [\theta], [\lambda]$ ) abziehen: K-1-m.

### R Funktion

• Der *G* test kann wie folgt berechnet werden

```
> library(ARM)
> g.test(x, p)
```

• wobei x ein Vektor mit den *K* Häufigkeiten ist und p ein Vektor mit den vom Modell abgeleiteten *K* Wahrscheinlichkeiten ist



#### Stärken und Schwächen

- Stärken
  - Testbasiert
  - Robuster gegen kleine Zellhäufigkeiten
- Schwächen
  - Testet nur die Anpassungsgüte eines Modells
    - Berücksichtigt keine Sparsamkeit
  - Nur für diskrete (oder diskretisierte) Daten geeignet



## Kleine Aufgabe

- Berechnen Sie den *G* test in folgender Situation:
  - Beobachtete Werte x = (89,37,30,28,2) und modellbasierte W'keiten p = (.4, .2, .2, .15, .05)
  - Installieren Sie hierfür erst mal das R-Paket ARM mit install.packages("AMR")
  - Laden Sie danach das Paket ARM mit dem library() Befehl
- Berechnen Sie die Teststatistik von Hand in R mit der Formel von oben.
  - Nicht vergessen:  $m_i = N \cdot p_i$
  - Sie sollten die gleiche Lösung erhalten wie mit der g. test() Funktion



## Likelihood Funktion

Repetition



#### Rückblick

• Die Likelihoodfunktion von mehreren Daten  $x = (x_1, ..., x_N)$  kann folgendermaen dargestellt werden:

$$L(\eta \mid x) = \prod_{i=1}^{N} L(\eta \mid x_i)$$

• Für die Parameterschätzung ist aber die log-Likelihood interessanter, da diese viele Rechnungne vereinfacht:

$$l(\eta \mid x) = \sum_{i=1}^{N} l(\eta \mid x_i)$$

• Im Folgenden kürzen wir die Likelihoodfunktion mit  $m{L}$  und die log-Likelihoodfunktion mit  $m{l}$  ab

### Rückblick

- Maximum Likelihood:
  - Der Wert der Likelihoodfunktion (oder log-Likelihoodfunktion), der am größten ist.
  - Formal ausgedrückt:

$$\widehat{L}(\eta|x) = \max_{\eta \in \mathbb{R}} L(\eta|x)$$

• Im Folgenden kürzen wir die Maximum Likelihoodfunktion mit  $\hat{L}$  und die Maximum log-Likelihoodfunktion mit  $\hat{l}$  ab



#### Devianzmaße

- Die Devianz ist ein Maß der Anpassungsgüte (goodness-of-fit)
  - Es wird genutzt für Hypothesentestung und Modellvergleiche
- Es gibt unterschiedliche Devianzmaße, je nachdem, was man erreichen möchte:
  - Devianz =  $-2(\ln(\hat{L}_{M_0}) \ln(\hat{L}_{M_1}))$ :
    - Vergleich des interessierenden Modelles  $M_1$  mit einem Null-Modell  $M_0$  (z. B. für GLMs ein Modell ohne Prädiktoren)
  - Modell-Devianz =  $-2 \ln(\hat{L}_{M_1})$ :
    - Vergleich des interessierenden Modelles  $M_1$  mit einem hypothetisch perfekten Modell
  - Relative Devianz =  $-2(\ln(\hat{L}_{M_1}) \ln(\hat{L}_{M_2}))$ :
    - Vergleich des interessierenden Modelles  $M_1$  mit einem anderen explizit formulierten Modell  $M_2$



#### R Funktion für GLMs

• Die Modell Devianz kann wie folgt berechnet werden

```
> -2*logLik(model1)
```

- wobei model1 das R Objekt für das Modell  $M_1$  ist
- Die Devianz oder die Relative Devianz lässt sich berechnen mit

```
> -2*(logLik(model0) - logLik(model1))
> -2*(logLik(model1) - -2*logLik(model2))
```



## Aufgabe

- Rechnen Sie eine lineare Regression (mit der lm() Funktion in R und den Daten df\_modelselection.RData)
  - mit der Gleichung  $Y_i = \beta_0 + \epsilon_i$  (Nullmodell: 1m0):

```
> lm0 <- lm(formula = ..., data = df)
```

- mit der Gleichung  $y = Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \epsilon_i$  (Modell mit einem Prädiktor: 1m1)
  - lm1 <- lm(formula = ..., data = df)
- mit der Gleichung  $y = Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \epsilon_i$  (Modell mit zwei Prädiktoren: 1m2)
  - lm2 <- lm(formula = ..., data = df)
- Rechnen Sie für 1m1 nun die Modell Devianz, die Devianz (in Vergleich zu 1m0) und die relative Devianz (im Vergleich zu 1m2)
- Nutzen Sie die Funktionen aus Annes Funktionen (im Skript für Sie vorbereitet), um selbst die
- 18 Modell Devianz für 1m1 zu berechnen

#### Vorteil von Devianzmaßen

- Die Devianzmaße sind  $\chi^2$  verteilt mit Freiheitsgraden (df) abhängig von der Anzahl Parameter m im Modell  $M_i$  (also  $m_{M_i}$ ):
  - Devianz ~  $\chi^2(df = m_{M_1} m_{M_0})$
  - Modell-Devianz  $\sim \chi^2(df = m_{M_{voll}} m_{M_0})$
  - Relative Devianz  $\sim \chi^2 (df = m_{M_2} m_{M_1})$



## Likelihood ratio test (LRT)



### Definition

• Seien  $M_0$  und  $M_1$  zwei genestete Modelle ( $M_0$  ist Spezialfall von  $M_1$ ), wobei  $M_0$  k Parameter hat und  $M_1$  k + m Parameter hat.  $\boldsymbol{\theta} = (\theta_{k+1}, \dots, \theta_{k+m})$  sind also die Parameter, die  $M_1$  mehr hat als  $M_0$  und  $M_0$  besagt, dass  $\boldsymbol{\theta} = \boldsymbol{c}$  (ein Vektor aus Konstanten), dann ist die LR **Teststatistik** definiert als

$$\lambda_{LR} = -2 \ln \left( \frac{\hat{L}_{M_0}}{\hat{L}_{M_1}} \right) = -2 \left( \ln(\hat{L}_{M_0}) - \ln(\hat{L}_{M_1}) \right) = -2 (\hat{l}_{M_0} - \hat{l}_{M_1})$$

- $\lambda_{LR}$  (=Devianz) ist asymptotisch  $\chi_m^2$  verteilt, falls  $H_0$  gilt
- Das Gleiche geht auch mit anderen Devianzmaßen (siehe 2 Folien zuvor)
- Es gibt einige Tests, die äquivalent sind zum LRT, die aber nicht so teststark sind:
  - Z-test, F-test, G-test, Pearson's  $\chi^2$  test



#### R Funktion für GLMs

- Der LRT kann wie folgt berechnet werden
  - Entweder mit dem R Paket Imtest und der Funktion:

```
> lrtest(model0, model1)
```

• Oder mit der Funktion aus dem Standard:

```
> anova(model0, model1, test="LRT")
```

- wobei model0 das R Objekt für das Modell  $M_0$  und model1 das R Objekt für das Modell  $M_1$  ist.
- Zudem berechnet anova() eine analoge Version des Likelihood Ratio tests über Quadratsummen, also nicht genau das, was wir wollen. Die p-Werte sollten aber übereinstimmen.



### Stärken und Schwächen

- Stärken
  - Testbasiert
- Schwächen
  - Modelle müssen genestet sein



## Aufgabe

- Berechnen Sie die **Teststatistik** des LRT für die beiden linearen Modelle  $M_0$  ( $Y_i = \beta_0 + \epsilon_i$ ) und  $M_1$  ( $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X + \epsilon_i$ )
  - einerseits mittels der Funktion 1rtest() und
  - andererseits indem Sie die Formel und Annes Funktionen (im Skript vorbereitet für Sie) nutzen in R. (Die Modelldevianz für das größere Modell haben wir ja schon berechnet, nämlich M\_Devianz1. Es fehlt nur noch M\_Devianz0)



## Akaike information criterion (AIC)



#### Definition

• Sei k die Anzahl geschätzter Parameter im Modell M (bspw. \beta-Gewichte und Residualvarianz im linearen Modell) und sei  $\hat{L}_M$  die Maximum Likelihood des Modells M, dann ist der AIC folgendermaßen definiert

$$AIC_M = 2k - 2\ln(\hat{L}_M) = 2k - 2\hat{l}_M$$

- Der AIC hat also zwei Komponenten:
  - Devianz (Anpassungsgüte):  $-2 \ln(\hat{L}_M)$
  - Strafterm für die Anzahl Parameter (Sparsamkeit): 2k
    - Strafe für Overfitting: Hinzufügen von Parametern führt fast immer zu besserer Anpassungsgüte



### Interpretation

- Je kleiner der Wert (bzw. je negativer), desto besser
- Für zwei Modelle  $M_1$  und  $M_2$  mit den jeweiligen AIC Werten  $AIC_1$  und  $AIC_2$  gilt
  - Falls  $AIC_1 < AIC_2$ : Modell  $M_1$  ist besser als Modell  $M_2$
  - Falls  $AIC_1 > AIC_2$ : Modell  $M_1$  ist schlechter als Modell  $M_2$
- Ab wann ist ein Unterschied zwischen zwei AIC Werten bedeutsam?
  - Gängige Praxis ist der Wert 4: Also für  $|AIC_1 AIC_2| > 4$
  - Falls  $|AIC_1 AIC_2| < 4$ , so wählt man das sparsamere Modell oder berücksichtigt beide



### R Funktion für GLMs

- Der AIC eines Modelles kann wie folgt berechnet werden
  - > AIC(model)
- wobei model das R Objekt für das gefittete Modell ist



#### Stärken und Schwächen

#### Stärken

- Berücksichtigung von Sparsamkeit
- Modelle müssen nicht genestet sein
- Schwächen
  - Für kleines N werden Modelle präferiert, die zu viele Parameter haben
    - Es gibt eine Korrektur hierfür
  - Es berücksichtigt nicht die Stichprobengröße



## Kleine Aufgabe

- Berechnen Sie den AIC für ein lineares Modell  $(Y_i = \beta_0 + \beta_1 X + \epsilon_i)$ 
  - einerseits mittels der Funktion AIC() und
  - andererseits von Hand bzw. indem Sie die Formel nutzen in R. (Die Modell Devianz haben wir ja schon berechnet)



## Bayesian information criterion (BIC)



#### Definition

• Sei k die Anzahl geschätzter Parameter im Modell M (bspw. \beta-Gewichte und Residualvarianz im linearen Modell), N die Anzahl Datenpunkte (bspw. Stichprobengröße) und sei  $\hat{L}_M$  die Maximum Likelihood des Modells M, dann ist der BIC folgendermaßen definiert

$$BIC_M = k \ln(N) - 2 \ln(\hat{L}_M) = k \ln(N) - 2\hat{l}_M$$

- Der BIC hat also zwei Komponenten:
  - Devianz (Anpassungsgüte):  $-2 \ln(\hat{L}_M)$
  - Strafterm für die Anzahl Parameter (Sparsamkeit):  $k \ln(N)$ 
    - Strafe für Overfitting: Hinzufügen von Parametern führt fast immer zu besserer Anpassungsgüte
    - Der Strafterm ist härter als der vom AIC für  $N \ge 8$ .



### Interpretation

- Je kleiner der Wert (bzw. je negativer), desto besser
- Für zwei Modelle  $M_1$  und  $M_2$  mit den jeweiligen BIC Werten  $BIC_1$  und  $BIC_2$  gilt
  - Falls  $BIC_1 < BIC_2$ : Modell  $M_1$  ist besser als Modell  $M_2$
  - Falls  $BIC_1 > BIC_2$ : Modell  $M_1$  ist schlechter als Modell  $M_2$
- Ab wann ist ein Unterschied zwischen zwei BIC Werten bedeutsam?
  - Gängige Praxis ist der Wert 4: Also für  $|BIC_1 BIC_2| > 4$
  - Falls  $|BIC_1 BIC_2| < 4$ , so wählt man das sparsamere Modell oder berücksichtigt beide



### R Funktion für GLMs

- Der BIC eines Modelles kann wie folgt berechnet werden
  - > BIC(model)
- wobei model das R Objekt für das gefittete Modell ist



### Stärken und Schwächen

#### Stärken

- Berücksichtigung von Sparsamkeit
- Modelle müssen nicht genestet sein
- Berücksichtigung von Stichprobengröße
- Schwächen
  - *N* muss viel größer als *k* sein.



## Kleine Aufgabe

- Berechnen Sie den BIC für ein lineares Modell  $(Y_i = \beta_0 + \beta_1 X + \epsilon_i)$ 
  - einerseits mittels der Funktion BIC() und
  - andererseits von Hand bzw. indem Sie die Formel nutzen in. (Die Modell Devianz haben wir ja schon berechnet)



# Crossvalidation



### Beschreibung

- Man teilt den Datensatz zufällig in 5 gleich große Datensätze: 4 Trainingsdatensätze und 1 Testdatensatz. Auf den Trainingsdatensatz (bestehend aus viel Teilen) fitten wir das Modell und mit dem Testdatensatz schauen wir dann, wie gut das Modell die Daten vorhersagt (bspw. anhand von Likelihood/Devianz, RMSE, oder anderen Maßen der Distanz/Güte).
- Diese Prozedur wiederholt man so oft, bis jeder der 5 Teildatensätze einmal als Testdatensatz fungiert hat.
- Das Modell, was die besten Vorhersagen über die Testdaten macht, wird ausgewählt.



#### R Code

```
len <- nrow(data)</pre>
len_one <- len/5</pre>
data$zuordnung <- sample(x = rep(1:5, each=len_one), size = len, replace = FALSE)
Devianz1 <- NULL
for(i in 1:5) {
  test_dat <- data[which(data$zuordnung==i), ]</pre>
  train_dat <- data[-which(data$zuordnung==i), ]</pre>
  glm1 <- glm(formula = Relapse ~ Stress, data = train_dat,</pre>
               family = binomial(link = "logit"))
  pred_theta <- predict(glm1, newdata = test_dat, type = "response")</pre>
  Devianz1[i] <- -2*sum(dbinom(test_dat$Relapse, size = 1, prob = pred_theta))</pre>
sum(Devianz1)
```

#### Stärken und Schwächen

- Stärken
  - Berücksichtigung von Sparsamkeit
  - Modelle müssen nicht genestet sein
- Schwächen
  - *N* muss sehr groß sein.



# Zusammenfassung



# Kennwerte für Modellgüte und -vergleiche

	$\chi^2$ test	G test	LR test	AIC	BIC	Crossvalid.
Testbasiert	ja	ja	ja	nein	nein	nein
Daten	diskret	diskret	alles	alles	alles	alles
Modellverglei ch	nein	nein	ja	ja	ja	ja
Sparsamkeit	nein	nein	(ja)	ja	ja	Ja
Nestung	-	-	ja	nein	nein	nein
R Funktion	<pre>chisq.test(x, p)</pre>	ARM::g.test(x, p)	anova(m0, m1, test="LRT")	AIC(m1)	BIC(m1)	-



# Übungen



- Nutzten Sie den Datensatz alcohol.RData, um logistische Regressionen zu rechnen mit der R Funktion glm(formula, data, family = binomial(link = "logit")).
  - Speichern Sie folgende Modelle als R Objekte ab
    - Modell 0: Nullmodell (keine Prädiktoren) → bspw. speichern als glm0
    - Modell 1: Modell mit Prädiktor Stress → bspw. speichern als glm1
    - Modell 2: Modell mit Prädiktoren Stress und Support → bspw. speichern als g1m2



- Rechnen Sie nun für alle Modelle die Modell Devianz.
- Rechnen Sie für Modell 1 zusätzlich die Devianz und relative Devianz



• Führen Sie einen **Likelihood Ratio test** durch, indem Sie alle Modelle miteinander vergleichen.

- Berechnen Sie zusätzlich für jedes Modell den AIC und BIC
  - Kommen beide zum gleichen Schluss
  - Vergleichen Sie noch mit dem Likelihood Ratio test: Kommt dieser zum gleichen Schluss wie AIC und/oder BIC?



• Berechnen Sie die Modell Devianz mit dem etwas angepassten **Optimierungsalgorythmus** (über Devianzen) von Anne für das Modell 2 (beide Prädiktoren). **Den Code dazu finden Sie auf der nächsten Folie. Einige Stellen (rot markiert) müssen Sie noch richtig ergänzen.** 

• Vergleichen Sie den Wert zu dem Modell Devianz Wert, den Sie über glm() erhalten haben.

• Berechnen Sie noch den AIC und BIC mittels der gerade ermittelten Modell Devianz



# Aufgabe 4 Forts.

```
# Achtung: wir haben nun zwei Praediktoren
PredReg2 <- function(para, predictor1, predictor2) {</pre>
  b0 <- para[1]
  b1 <- para[2]
  b2 <- para[3]
  Xbeta <- # hier kommt der lineare Praediktor mit para und predictor1
und 2
  theta <- # hier kommt die Formel, um theta zu berechnen (siehe
vorletzte Sitzung)
  return (theta)
Deviance2 <- function(para, data) {</pre>
  criterium <- data[,1]</pre>
  predictor1 <- # hier kommt der Praediktor (Stress) ueber data[,...]</pre>
  predictor2 <- # hier kommt der Praediktor (Support) ueber data[,...]</pre>
  PredictedTheta <- PredReg2(para, predictor1, predictor2)</pre>
  likelihood <- # hier kommt die PMF (dbinom) mit den entsprechenden
Argumenten (nicht vergessen: size = 1)
  deviance <- -2*sum(log(likelihood))</pre>
  return(deviance)
```

```
minvalue <- 10^10

# Achtung, wir brauchen 3 Parameter -> startpar hat 3 Elemente
for(run in 1:5) {
    startpar <- c(runif(1, -5, 5), runif(1, -5, 5), runif(1, -5,5))
    fit <- optim(par = startpar, fn = Deviance2, data = alcohol)

    if(fit$value < minvalue) {
        bestfitDeviance2 <- fit
        minvalue <- bestfitDeviance2$value
    }
}
(M_Devianz2 <- bestfitDeviance2$value)</pre>
```