ASMNW - Lösung 4

Peter von Rohr 2016-05-08

Kontrollfrage 1

Eine Voraussetzung für die Verwendung von Least Squares zur Schätzung der Parameter ist, dass die Matrix \mathbf{X} vollen Kolonnenrang hat. Welche Beziehung resultiert aus dieser Voraussetzung für die Beziehung zwischen den Anzahl Parametern p und die Anzahl Beobachtungen n?

Lösung

Es muss gelten: p < n, d.h. die Anzahl Parameter muss kleiner sein als die Anzahl Beobachtungen

Kontrollfrage 2

Abgesehen von Kolonnenrang, wie lauten die fünf weiteren Bedingungen für das Verwenden von multiplen linearen Regressionen

Lösung

- 1. Lineares Modell ist korrekt $\rightarrow E(\epsilon) = \mathbf{0}$
- 2. Die Werte in \mathbf{X} sind exakt
- 3. Die Varianz der Fehler ist konstant ("Homoskedazidität") für alle Beobachtungen $\to Var(\epsilon) = \mathbf{I} * \sigma^2$
- 4. Die Fehler sind unkorreliert
- 5. Weitere Eigenschaften folgen, falls die Fehler normal verteilt sind

Kontrollfrage 3

Falls die Bedingung der konstanten Varianz nicht erfüllt ist, hatten wir gezeigt, dass **Generalised Least Squares** verwendet werden kann. Bei generalised least square nehmen wir an, dass

$$var(\epsilon) = \Sigma$$

Diese Co-Varianzmatrix Σ wird mit der Cholesky-Zerlegung und das Produkt $\Sigma = \mathbf{C}\mathbf{C}^T$ zerlegt. Die Zielgrössen \mathbf{y} und die erklärenden Variablen in \mathbf{X} werden mit der Matrix C^{-1} transformiert. Daraus resultieren dann

$$\tilde{\mathbf{y}} = \mathbf{C}^{-1}\mathbf{y}
\tilde{\mathbf{X}} = \mathbf{C}^{-1}\mathbf{X}$$
(1)

Gegeben unser ursprüngliches lineares Modell

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon} \tag{2}$$

Wie sieht die Beziehung zwischen den Grössen $\tilde{\mathbf{y}}$ und $\tilde{\mathbf{X}}$ aus, insbesondere handelt es sich bei dieser Beziehung wieder um ein lineares Modell und wenn ja, wie sieht dieses aus?

Lösung

Aufgrund der Transformationen in Gleichung (1) folgt, dass

$$\mathbf{C} * \tilde{\mathbf{y}} = \mathbf{y}$$

$$\mathbf{C} * \tilde{\mathbf{X}} = \mathbf{X}$$
(3)

Setzen wir die Beziehungen aus Gleichung (3) in unser lineares Modell (2) ein, dann erhalten wir

$$\mathbf{C} * \tilde{\mathbf{y}} = \mathbf{C} * \tilde{\mathbf{X}}\beta + \epsilon \tag{4}$$

Durch Multiplikation von links beider Seiten in Gleichung (4) mit \mathbf{C}^{-1} erhalten wir

$$\tilde{\mathbf{y}} = \tilde{\mathbf{X}}\beta + \mathbf{C}^{-1}\epsilon \tag{5}$$

Ersetzen wir analog zu y und X, $\mathbf{C}^{-1}\epsilon$ durch $\tilde{\epsilon}$, dann resultiert wieder ein lineares Modell der Form:

$$\tilde{\mathbf{y}} = \tilde{\mathbf{X}}\beta + \tilde{\epsilon}$$

Aufgabe 1

Für unseren Datensatz aus der Vorlesung mit den Zunahmen und dem Geburtsgewicht (siehe http://charlotte-ngs.github.io/GELASM/w12/gain_data.csv) nehmen wir an, dass die Reste ϵ nicht mehr konstant und unkorreliert sind, sondern dass folgende Covarianzmatrix gefunden wurde.

$$\Sigma = \left[\begin{array}{ccccc} 1.44 & 0.12 & 0.08 & 0.09 & 0.12 \\ 0.12 & 2.26 & 0.12 & 0.10 & 0.09 \\ 0.08 & 0.12 & 3.25 & 0.18 & 0.16 \\ 0.09 & 0.10 & 0.18 & 2.91 & 0.14 \\ 0.12 & 0.09 & 0.16 & 0.14 & 2.27 \end{array} \right]$$

Die Matrix ist verfügbar als CSV-Datei unter: http://charlotte-ngs.github.io/GELASM/w12/covar_sigma.csv verfügbar.

Ihre Aufgabe

Schätzen sie die Regressionskoeffizienten unter Berücksichtigung der Covarianzmatrix Σ .

Hinweise

Die Funktion chol() macht die Cholesky-Faktorisierung in R. Das Resultat von chol() ist eine obere rechte Dreiecksmatrix. Dies entspricht der Matrix \mathbf{C}^T in der Vorlesung. Die Inverse einer Matrix lässt sich mit der Funktion inv() berechnen.

Lösung

Als erstes lesen wir die Daten und die Varianz-Kovarianzmatrix von den entsprechenden CSV-Files ein. Das Dataframe mit der Covarianzmatrix konvertieren wir in eine Matrix.

Die Covarianzmatrix wird anhand der Cholesky-Faktorisierung zerlegt.

```
matC <- t(chol(mCovSigma))</pre>
```

Die Inverse von matC wird verwendet um die Zielgrösse PWG und die erklärenden Variablen zu transformieren.

```
matCInv <- solve(matC)
vPwgTilde <- matCInv %*% dfGainData[,"PWG"]
vWwgTilde <- matCInv %*% dfGainData[,"WWG"]
vBwTilde <- matCInv %*% dfGainData[,"BW"]</pre>
```

Mit den transformierten Grössen können wir das lineare Modell anpassen

```
dfGainTilde <- data.frame(PWGTilde = vPwgTilde, WWGTilde = vWwgTilde, BWTilde = vBwTilde)
summary(lmGainTilde <- lm(PWGTilde ~ ., data = dfGainTilde))</pre>
```

```
##
## Call:
## lm(formula = PWGTilde ~ ., data = dfGainTilde)
## Residuals:
##
                                  3
   2.315e-02 7.164e-05 1.812e-02 4.711e-03 -4.606e-02
##
## Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 0.128409
                         0.114748
                                             0.379
                                     1.119
## WWGTilde
              0.990485
                         0.718601
                                     1.378
                                              0.302
## BWTilde
              0.008741
                         0.022956
                                     0.381
                                             0.740
## Residual standard error: 0.03878 on 2 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.9853, Adjusted R-squared: 0.9707
## F-statistic: 67.2 on 2 and 2 DF, p-value: 0.01466
```