Regressions- och tidsserieanalys

Föreläsning 5 - Modeller: antaganden, kontroll och utvärdering

Mattias Villani

Statistiska institutionen Stockholms universitet

Institutionen för datavetenskap Linköpings universitet











Översikt

- Modellkontroll
- Binära och kategoriska förklarande variabler.

Mattias Villani

ST1230

Multipel linjär regression - antaganden

Populationsmodell för multipel regression:

$$y = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \ldots + \beta_k x_k + \varepsilon$$
, $\varepsilon \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$

Antaganden

- ightharpoonup Betingade väntevärdet $\mu_{y|x}$ är en linjär funktion av x
- ightharpoonup Feltermerna $arepsilon_i$ har **samma varians** $\sigma_arepsilon^2$ (homoskedastiticitet)
- Feltermerna är normalfördelade
- Feltermerna är oberoende.

Mattias Villani

ST123G

Antagandet om linjäritet, normalitet och oberoende

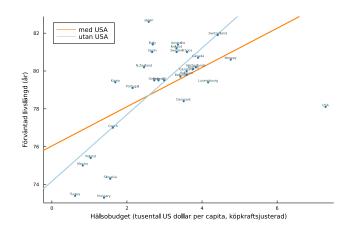
Linjäritet

- ▶ Plotta residualerna mot varje förklarande variabel.
- ► Testa om icke-linjära effekter är signifikanta (se F7).

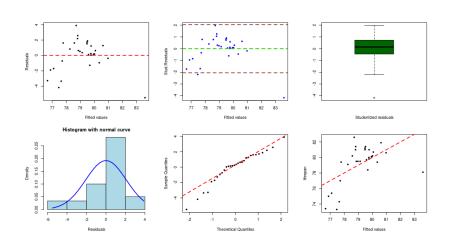
Normalitet:

- Histogram över residualerna
- Q-Q-plot för residualerna
- Normalitetstest
- Outliers: studentized residuals. Standardiserade residualer.
- Oberoende residualer? Ofta problem när variabler i regression är observerade över tid. Ex. cykeluthyrningsdata. Återkommer till detta när vi pratar om tidsserier.

Hälsobudgetdata med USA



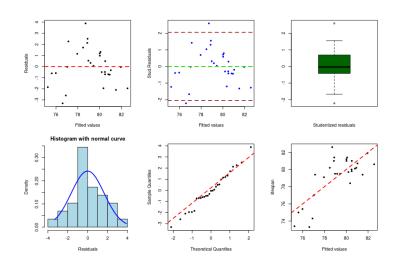
Hälsobudgetdata med USA



Mattias Villani

ST123G

Hälsobudgetdata - utan USA

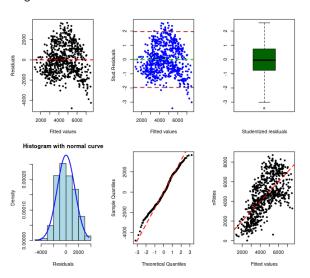


Mattias Villani

ST123G

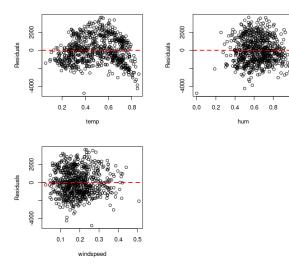
Cykeluthyrningar - residualanalys 1

lmfit = lm(nRides ~ temp + hum + windspeed, data = bike)
res.diagnostics(lmfit)



Cykeluthyrningar - residualanalys 2

lmfit = lm(nRides ~ temp + hum + windspeed, data = bike)
res.diagnostics(lmfit, regressors = T)



Antagandet om konstant varians

- Plotta residualerna mot varje förklarande variabel.
- Test för heteroskedasticitet

 H_0 : feltermerna har samma varians (homoskedastiska)

 H_1 : feltermerna har olika varians (heteroskedastiska)

Testprocedur

skatta regression med kvadrerade residualer e² som y-variabel

$$e^2 = \tilde{\alpha} + \tilde{\beta}_1 x_1 + \ldots + \tilde{\beta}_k x_k + \tilde{\epsilon}$$

- ightharpoonup använd t ex F-test för att testa $H_0: ilde{eta}_1 = \ldots = ilde{eta}_k = 0$.
- om F-testet förkastas så förkastar vi homoskedastiticitet.
- AJÅ: kvadrater x_1^2, \ldots, x_k^2 som förklarande variabler i regressionen för e^2 . Kollar om variansen är ett icke-linjär funktion av någon förklarande variabel. Se F7.

Multikollinearitet

- Förklarande variabler är ofta korrelerade.
- **Multikollinearitet** linjära beroenden mellan olika x_j .

```
> library(Hmisc)
> X = as.matrix(bike[,c("temp","hum","windspeed")])
> rcorr(X)
           temp hum windspeed
           1.00 0.13
temp
                          -0.16
           0.13 1.00
                         -0.25
hum
windspeed -0.16 -0.25
                          1.00
n= 731
Р
                      windspeed
                6e-04 0e+00
temp
hum
          6e-04
                      0e+00
windspeed 0e+00 0e+00
```

- Problem vid multikollinearitet:
 - svårt att separera de olika förklarande variablernas effekt på y
 - stora standardfel för b_j.
 - insignifikans
- Prediktioner påverkas inte av multikollinearitet.

Variance inflation factors

Variance Inflation Factor (VIF) för förklarande variabeln x_j

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}$$

- R_j² är förklaringsgraden i regressionen med x_j som responsvariabel och alla andra x som förklarande variabler.
- Tumregel: VIF > 10 är stark multikollinearitet.
- Cykeluthyrning. Ny variabel: upplevd temperatur (feeltemp).

R^2	VIF
0.033	1.034
0.070	1.075
0.078	1.085
	0.070

variable	R^2	VIF
temp	0.984	62.969
feeltemp	0.984	63.632
hum	0.073	1.079
windspeed	0.113	1.127

Binära förklarande variabler

Binära (dummy) variabler som bara kan anta två värden. Ex:

$$holiday = \begin{cases} 1 & \text{om r\"od dag} \\ 0 & \text{annars} \end{cases}$$

$$working day = \begin{cases} 1 & \text{om arbetsdag} \\ 0 & \text{om helg eller arbetsfri dag} \end{cases}$$

- Varianter av kodning: (0,1) eller (-1,1), eller (true,false).
- Regressionsmodell med binär förklarande variabel:

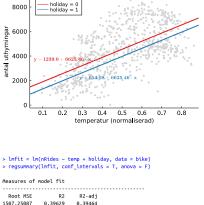
$$y = \alpha + \beta_1 \cdot \text{temp} + \beta_2 \cdot \text{workingday} + \varepsilon$$

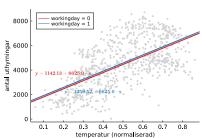
innebär att vi får två parallella regressionlinjer

$$y = \begin{cases} \alpha + \beta_1 \cdot \text{temp} + \varepsilon & \text{om workingday} = 0\\ (\alpha + \beta_2) + \beta_1 \cdot \text{temp} + \varepsilon & \text{om workingday} = 1 \end{cases}$$

Mattias Villani ST123G

Binära förklarande variabler





1507,25087 0.39629 0.39464

Parameter estimates

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|) (Intercept) 1239.00 161.53 7.6702 5.516e-14 temp 6625.46 304.88 21.7314 4.296e-81 holidav -584 92 333.87 -1.7519 8.021e-02 -1240.39 70.552 > lmfit = lm(nRides ~ temp + workingday, data = bike) > regsummary(lmfit, conf intervals = T, anova = F)

Measures of model fit

Root MSE R2-adj 1509 43722 A 39454 A 39288

Parameter estimates

Estimate Std. Error t value (Intercept) 1142.13 177.46 6.43596 2.2248e-10 793.74 1490.53 temp 6625.00 305.62 21.67711 8.7933e-81 6024.99 7225.01 workingday 117.38 120.25 0.97617 3.2931e-01 -118.69 353.46

Ännu fler binära förklarande variabler

```
> lmfit = lm(nRides ~ temp + hum + windspeed + workingday +
+ workingday + holiday + yr, data = bike)
> regsummary(lmfit, conf_intervals = T)
Analysis of variance - ANOVA
     df SS MS F Pr(>F)
Regr 6 1995735713 332622619 323.77 3.7475e-201
Error 724 743799679 1027348
Total 730 2739535392
Measures of model fit
 Root MSE R2 R2-adj
1013.58158 0.72849 0.72624
Parameter estimates
          Estimate Std. Error t value Pr(>|t|) 2.5 % 97.5 %
(Intercept) 2577.864 252.560 10.20694 6.0523e-23 2082.027 3073.70
temp 6280.856 209.044 30.04567 2.1247e-129 5870.452 6691.26
hum -2220.634 275.170 -8.07004 2.9221e-15 -2760.861 -1680.41
windspeed -4363.749 504.412 -8.65115 3.2727e-17 -5354.034 -3373.46
workingday 76.552 83.452 0.91733 3.5928e-01 -87.284 240.39
holiday -607.036 232.021 -2.61629 9.0743e-03 -1062.551 -151.52
  2008.609 75.632 26.55763 4.9489e-109 1860.125 2157.09
۷r
```

Mattias Villani ST123G

Kategoriska förklarande variabler

■ Kategoriska (klass) förklarande variabler. Ex:

$$season = \begin{cases} 1 & \text{om vinter} \\ 2 & \text{om vår} \\ 3 & \text{om sommar} \\ 4 & \text{om höst} \end{cases}$$

■ Koda som fyra binära variabler

	vinter	vår	sommar	h öst	temp	
2011-01-01	1	0	0	0	0.344	
2011-01-02	1	0	0	0	0.363	
:						
2011-04-28	0	1	0	0	0.453	
:						
2011-07-14	0	0	1	0	0.830	
:						
2011-10-04	0	0	0	1	0.521	

Mattias Villani

ST123G

Kategoriska förklarande variabler

Regressionen kan inte skattas pga perfekt multikollinearitet!

$$y = a + b_1 \cdot \text{temp} + b_2 \cdot \text{vinter} + b_3 \cdot \text{vår} + b_4 \cdot \text{sommar} + b_5 \cdot \text{höst}$$

Lösning: ta bort en av de fyra dummyvariabler, t ex vinter:

$$y = a + b_1 \cdot \text{temp} + b_3 \cdot \text{vår} + b_4 \cdot \text{sommar} + b_5 \cdot \text{höst}$$

- Vinter blir nu referenskategorin (alla tre dummies är noll då).
- Vinterdag:

$$y = a + b_1 \cdot \text{temp}$$

Vårdag:

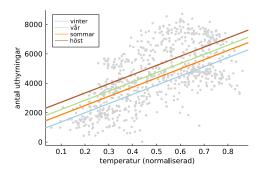
$$y = (a + b_3) + b_1 \cdot \text{temp}$$

- Koefficienten b₃ är hur många fler cyklar hyrs ut under en vårdag jämfört med en vinterdag.
- Koefficienten b₄ är hur många fler cyklar hyrs ut under en sommardag jämfört med en vinterdag.





Cykeluthyrning - säsongsdummies



Parameter estimates

```
Estimate Std. Error t value
                                         Pr(>|t|)
(Intercept)
             745.79
                        187.48 3.9780 7.6450e-05
                                                   377.728 1113.85
temp
            6241.35
                        518.14 12.0456 1.3596e-30 5224.110 7258.58
springTRUE
             848.72
                        197.08
                               4.3065 1.8870e-05
                                                   461.806 1235.64
summerTRUE
             490.20
                        259.01 1.8926 5.8808e-02
                                                  -18.294 998.68
fallTRUE
            1342.87
                        164.59 8.1590 1.4872e-15 1019.748 1666.00
```

Mattias Villani

ST1230

Cykeluthyrning - säsongsdummies

```
> bike$spring <- bike$season == 2</pre>
> bike$summer <- bike$season == 3
> bike$fall <- bike$season == 4
> lmfit = lm(nRides ~ temp + spring + summer + fall. data = bike)
> regsummarv(lmfit. conf intervals = T)
Analysis of variance - ANOVA
      df SS MS F Pr(>F)
Regr 4 1248576475 312144119 151.99 2.0539e-94
Frror 726 1490958917 2053662
Total 730 2739535392
Measures of model fit
 Root MSE R2 R2-adi
1433.06051 0.45576 0.45276
Parameter estimates
          Estimate Std. Error t value Pr(>ItI) 2.5 % 97.5 %
(Intercept) 745.79 187.48 3.9780 7.6450e-05 377.728 1113.85
     6241.35 518.14 12.0456 1.3596e-30 5224.110 7258.58
temp
springTRUE 848.72 197.08 4.3065 1.8870e-05 461.806 1235.64
summerTRUE 490.20 259.01 1.8926 5.8808e-02 -18.294 998.68
fallTRUE 1342.87 164.59 8.1590 1.4872e-15 1019.748 1666.00
```

Kategoriska variabler med R's faktorvariabler

```
> lmfit = lm(nRides ~ temp + as.factor(season), data = bike)
> regsummarv(lmfit. conf intervals = T)
Analysis of variance - ANOVA
      df SS MS F Pr(>F)
       4 1248576475 312144119 151.99 2.0539e-94
Frror 726 1490958917
                  2053662
Total 730 2739535392
Measures of model fit
 Root MSE R2 R2-adj
1433.06051 0.45576 0.45276
Parameter estimates
                 Estimate Std. Error t value Pr(>|t|) 2.5 % 97.5 %
                            187.48 3.9780 7.6450e-05 377.728 1113.85
(Intercept) 745.79
                6241.35 518.14 12.0456 1.3596e-30 5224.110 7258.58
temp
as.factor(season)2 848.72 197.08 4.3065 1.8870e-05 461.806 1235.64
as.factor(season)3 490.20 259.01 1.8926 5.8808e-02 -18.294 998.68
as.factor(season)4 1342.87 164.59 8.1590 1.4872e-15 1019.748 1666.00
```

Mattias Villani ST123G

F-test för en grupp av förklarande variabler

- Testa om det finns en säsongseffekt? Vi kan *t*-testa varje säsonsdummy (vår, sommar, höst).
- F-test kan användas för att testa en grupp av variabler

$$H_0:eta_{ extsf{vår}}=eta_{ extsf{sommar}}=eta_{ extsf{h\"{o}st}}=0$$

 H_1 : någon av $eta_{ extsf{vår}}$, $eta_{ extsf{sommar}}$ eller $eta_{ extsf{h\"ost}}$ är skild från noll.

Teststatistiska

$$F = \frac{(R_{\rm UR}^2 - R_{\rm R}^2) / r}{(1 - R_{\rm UR}^2) / (n - k - 1)}$$

- $ightharpoonup R_{\mathrm{UR}}^2$ är R^2 för regressionen Utan nollhypotesens Restriktioner (de tre säsongsdummies är med i modellen)
- $ightharpoonup R_{
 m R}^2$ är R^2 för regressionen med nollhypotesens Restriktioner (de tre säsongsdummies är inte med i modellen)
- ightharpoonup r är antalet restriktioner under H_0 , dvs r=3 här.
- Under H_0 följer teststatistikan F en F(r, n-k-1)-fördelning.

F-test för säsong i cykeluthyrningsdata

- Under H_0 : temp, hum, windspeed.
- Under H_1 : temp, hum, windspeed, vår, sommar, höst.
- \blacksquare Så k = 6 och r = 3.
- $R_{\rm UR}^2 = 0.5354$
- $R_{\rm R}^2 = 0.4609$

$$F_{\text{obs}} = \frac{(0.5354 - 0.4609)/3}{(1 - 0.5354)/(731 - 6 - 1)} = 38.698$$

$$F_{\text{crit}} = F_{0.95}(3,724) = 2.617$$

 $F_{\rm obs} > F_{\rm crit}$ så nollhypotesen förkastas på signifikansnivån 5%. Det verkar finns en säsonseffekt.

