Regressions- och tidsserieanalys Föreläsning 10 - AR modeller och Enkel logistisk regression.

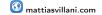
Mattias Villani

Statistiska institutionen Stockholms universitet

Institutionen för datavetenskap Linköpings universitet











Översikt

- AR modeller och partiell autokorrelation
- Regression för tidsserier
- Odds och logodds
- Enkel logistisk regression

Autokorrelationsfunktion - AR(1)

 \blacksquare AR(1) som populationsmodell:

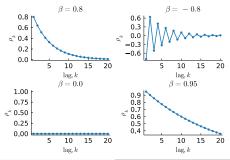
$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$$

Autokorrelationsfunktion (ACF)

$$\rho_k = \text{corr}(y_t, y_{t-k}), \text{ för } k = 1, 2, ...$$

 \blacksquare ACF för AR(1)

$$\rho_k = \beta^k$$
, för $k = 1, 2, ...$



Mattias Villani

Partiell autokorrelationsfunktion - PACF

 \blacksquare AR(p)

$$y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \ldots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$$

Partiell ACF (PACF) multipel regressions-variant av ACF

$$ho_k^\star = \operatorname{corr}\left(y_t, y_{t-k} | \underbrace{y_{t-1}, \ldots, y_{t-k-1}}_{\operatorname{laggar mellan } t \operatorname{ och } t-k}\right)$$
, för $k=1,2,\ldots$

■ PACF för lag k kontrollerar för laggarna mellan t och t - k.

Mattias Villani

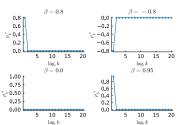
Partiell autokorrelationsfunktion - AR(1)

 \blacksquare AR(1)

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$$

PACF för AR(1) i populationen:

$$ho_1^\star = eta \
ho_k^\star = 0$$
, för $k = 2, 3, \dots$



- Identifiera AR-modell:
 - skatta PACF från data.
 - bara första laggen signifikant \Rightarrow AR(1) bra modell.

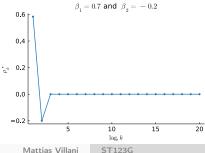
Partiell autokorrelationsfunktion - AR(2)

AR(2)

$$y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$$

Partiell ACF för AR(2) i populationen:

$$ho_1^\star=rac{eta_1}{1-eta_2}$$
 $ho_2^\star=eta_2$ $ho_k^\star=0$, för $k=3,4,\dots$



Regression för tidsserier

Regression

$$y = \alpha + \beta_1 x_1 + \ldots + \beta_k x_k + \varepsilon$$

där feltermerna ε antas bara oberoende från $N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$.

- Oberoende = okorrelerade f\u00f6r normalf\u00f6rdelade variabler.
- Regressionen skattas med

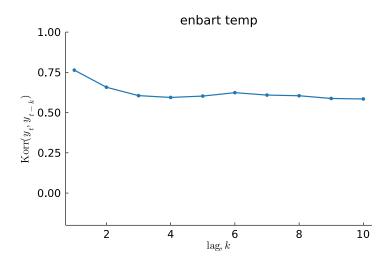
$$y = a + b_1 x_1 + \ldots + b_k x_k$$

och vi får residualer

$$e_t = y_t - \hat{y}_t.$$

- Vi kan undersöka om residualerna är okorrelerade.
- Två metoder:
 - \blacktriangleright Visuellt genom att plotta autokorrelationsfunktionen för e_t
 - Durbin-Watson test

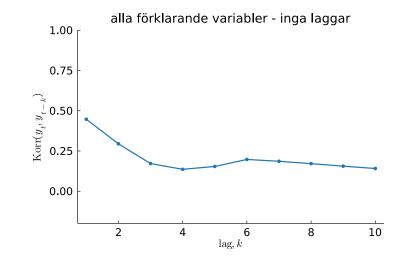
ACF residualer - temp



Mattias Villani

ACF residualer - alla variabler

Regression med alla förklarande variabler: temp, hum, windspeed, holiday, workingday, säsong, yr.



Regression för tidsserier

Regressionsmodeller för tidsserier

$$y_t = \alpha + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$$

får ofta korrelerade residualer. 🥹



$$y_t = \alpha + \beta_1 x_t + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Kombinera multipel regression och AR(p)

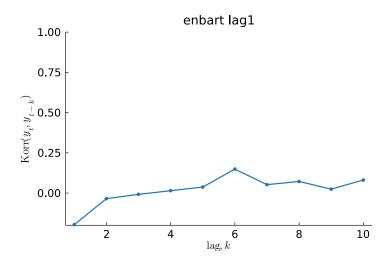
$$y_t = \alpha + \beta_1 x_{1t} + \ldots + \beta_k x_{kt} + \beta_{k+1} y_{t-1} + \ldots + \beta_{k+p} y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Cykeluthyrning:

$$\texttt{AntalUthyr}_{\texttt{idag}} = \textit{a} + \textit{b}_1 \cdot \texttt{temp}_{\texttt{idag}} + \textit{b}_2 \cdot \texttt{AntalUthyr}_{\texttt{igar}}$$

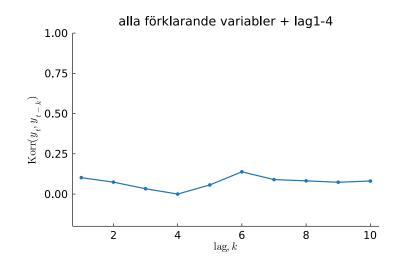
Standardfel och hypotestest måste korrigeras om laggar av y_t används som förklarande variabel.

ACF residualer - enbart lag 1



Mattias Villani

ACF residualer - alla variabler + lag 1-4



Mattias Villani

Durbin-Watson test

- Test f

 ör autokorrelation (i feltermer).
- Teststatistika

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{T} (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{T} e_t^2}$$

Durbin-Watson testar första autokorrelationen (AJÅ)

$$d \approx 2(1-r_1)$$

Teststatistikan uppfyller

$$0 \le d \le 4$$

Grova kritiska gränser:

$$d$$
 nära 2 \implies ej signifikant $d < 1 \implies$ signifikant positiv autokorrelation $d > 1 \implies$ signifikant negativ autokorrelation

Durbin-Watson test kan inte användas när man har laggar av målvariabeln (y_{t-1} etc) som förklarande variabler.

Mattias Villani ST123

Durbin-Watson test - cykeluthyrning

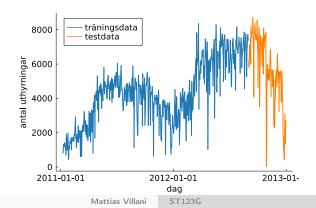
Förklarande variabler	R ²	$r_1^{(\mathrm{res})}$	d	<i>p</i> -värde
temp	0.385	0.764	0.471***	< 1 e-93
temp,hum,windspeed,holiday,workingday,säsong,yr	0.795	0.447	1.104***	< 1 e-33

Mattias Villani

Cykeluthyrningar - utvärdera prognosförmåga

- Träningsdata: Jan 1, 2011 Aug 31, 2012.
- **Testdata**: Sept 1, 2012 Dec 31, 2012.
- Prediktionsmått RMSE

$$RMSE_{test} = \sqrt{\frac{1}{n_{test}} \sum_{t \in Testdata} (y_t - \hat{y}_t)^2}$$



Cykeluthyrningar

Träningsdata: Jan 1, 2011 - Aug 31, 2012.

Testdata: Sept 1, 2012 - Dec 31, 2012.

Förklarande variabler	R ²	RMSE _{test}
temp	0.385	2346.60
$\verb temp,hum,windspeed,holiday,workingday,säsong,yr \\$	0.795	1292.07
lagi	0.714	1274.32
lag1,lag2	0.730	1279.30
lag1-lag4	0.746	1267.84
lag1-lag6	0.764	1262.10
temp,hum,windspeed,holiday,workingday,säsong,yr,lag1	0.825	1127.63
temp,hum,windspeed,holiday,workingday,säsong,yr,lag1-lag4	0.827	1118.83
temp,hum,windspeed,holiday,workingday,säsong,yr,lag1-lag6	0.830	1117.63
$\verb temp,hum,windspeed,holiday,workingday,säsong,yr,lag1-lag6, \\ Lasso \\$	NA	1118.34

Mattias Villani

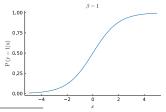
Logistisk regression för binär responsvariabel 1



- Binär responsvariabel: y = 0 och y = 1.
 - \triangleright företag i konkurs ($y_i = 1$) eller ej konkurs ($y_i = 0$).
 - handskriven 1:a $(y_i = 1)$ eller 0:a $(y_i = 0)$.
 - \triangleright mynt på eBay sålt ($y_i = 1$) eller icke sålt ($y_i = 0$).
- Logistisk regression är modell för sannolikheten för 1:a

$$P(y = 1|x) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x)}$$

Vilka faktorer (x-variabler) ökar/minskar P(konkurs)?



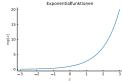
¹Videon med matterepetition PotenserLogaritmer.mp4 finns i Videos mappen på Athena. Se även slides PotensOchLogaritm.pdf.

Exponentialfunktionen

Exponentialfunktionen

$$\exp(x) = e^x$$

där $e \approx 2.71828$ är Eulers tal som bas, istället för basen 10.



Som för alla potenstal:

$$e^x \cdot e^y = e^{x+y}$$

och

$$(e^x)^y = e^{xy}$$

Uttryckt i exp(x) **notation**

$$\exp(x) \exp(y) = \exp(x + y)$$

Odds och logodds

Låt P(A) vara sannolikheten för en händelse A.

$$P(A) = \frac{\text{antal fall där } A \text{ inträffar}}{\text{antal möjliga fall}}$$

Odds

$$\label{eq:odds} \begin{aligned} \mathrm{Odds}(A) &= \frac{\text{antal fall d\"{a}r } A \text{ intr\"{a}ffar}}{\text{antal fall d\"{a}r } A \text{ inte intr\"{a}ffar}} \\ \mathrm{Odds}(A) &= \frac{\mathrm{P}(A)}{1 - \mathrm{P}(A)} \end{aligned}$$

- Exempel: Sannolikheten att slå en 6:a med en vanlig tärning:
 - Sannolikhet P(A) = 1/6
 - Odds

Odds(A) =
$$\frac{1/6}{5/6} = \frac{1}{5}$$

Oddset är 1:5 ("1mot 5").

Logistisk regression - oddskvot

Logistisk regression

$$P(y = 1|x) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x)}$$
$$P(y = 0|x) = \frac{1}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x)}$$

Odds

Odds
$$(y = 1|x) = \frac{P(y = 1|x)}{P(y = 0|x)} = \exp(\beta_0 + \beta_1 x)$$

Odds i logistisk regression är multiplikativa effekter

$$Odds(y = 1|x) = \exp(\beta_0) \cdot \exp(\beta_1 x) = \exp(\beta_0) \cdot \exp(\beta_1)^x$$

- Jämför med exponentiell tillväxt: $y = a \cdot b^x$.
- \blacksquare Tolkning intercept β_0

$$Odds(y = 1|x = 0) = \exp(\beta_0)$$

Logistisk regression - oddskvot

Odds

$$Odds(y = 1|x) = \exp(\beta_0 + \beta_1 x) = \exp(\beta_0) \cdot \exp(\beta_1)^x$$

För x = 1

$$Odds(y = 1|x = 1) = \exp(\beta_0) \exp(\beta_1)$$

För x = 2 $Odds(y = 1 | x = 2) = \exp(\beta_0) \exp(\beta_1)^2$

Tolkning β_1 : x ökar med en enhet, oddset multipliceras med

$$\exp(\beta_1)$$

Oddskvot för att tolka β_1

$$OR(x) = \frac{Odds(y = 1|x + 1)}{Odds(y = 1|x)} = exp(\beta_1)$$

Mattias Villani

Oddskvot - exempel

Sannolikhet för cancer (y = 1) bestäms av personens ålder x

$$P(y = 1|x) = \frac{\exp(-4.6 + 0.04 \cdot x)}{1 + \exp(-4.6 + 0.04 \cdot x)}$$

- Dvs $\beta_0 = -4.6$ och $\beta_1 = 0.04$.
- Oddskvoten: ökning av odds med ca 4% per levnadsår:

$$\exp(\beta_1) = \exp(0.04) = 1.040811$$

Oddset för en nyfödd är ca 1 : 100

Odds
$$(y = 1|x = 0) = \exp(-4.6) = 0.01005184$$

Oddset för en 1-åring

$$\exp(\beta_0) \exp(\beta_1) = 0.01005184 \cdot 1.040811 = 0.01046207$$

Oddset för en 2-åring

Odds
$$(y = 1|x = 1) \exp(\beta_1) = 0.01046207 \cdot 1.040811$$

Oddset för en 100-åring: $\exp(\beta_0 + 100\beta_1) = 0.548811$

Mattias Villani ST123G

Logistisk regression - log-odds

Repetition: Logaritm med bas 10:

$$\log(10^a) = a$$

Naturlig logaritm (bas $e \approx 2.7183$)

$$\ln(\exp(a)) = \ln e^a = a$$

Logistisk regression

$$P(y = 1|x) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x)}$$

Odds

$$Odds(y = 1|x) = \exp(\beta_0 + \beta_1 x)$$

Log-odds

$$LogOdds(y = 1|x) = \beta_0 + \beta_1 x$$

Logistisk regression är en linjär modell för log-oddset.

Vilka överlevde Titanic? Enkel logistisk regression

- n = 891 personer på Titanic, varav 342 överlevande.
- Responsvariabel: y = 1 om överlevde, annars y = 0.
- Förklarande variabel: age

```
> library(regkurs)
> fit <- glm(survived ~ age, data = titanic, family = binomial)</pre>
> logisticregsummary(fit)
Parameter estimates
              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
(Intercept) -0.2091888  0.1594937 -1.3116  0.189662
            -0.0087744 0.0049474 -1.7735 0.076139
age
Odds ratio estimates
            Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
(Intercept) 0.81124 1.1729 -1.3116 0.189662
            0.99126 1.0050 -1.7735 0.076139
age
```

Vilka överlevde Titanic? Enkel logistisk regression

Parameter estimates		Odds	Odds ratio estimates		
(Intercept) age	Estimate -0.2091888 -0.0087744	(Into	ercept)	Estimate 0.81124 0.99126	

- Oddset för att överleva för en nyfödd (age=0) är $\exp(-0.2091888) = 0.81124$.
- Oddset för att överleva för en 1-åring: 0.81124 · 0.99126 = 0.8041498
- ... vilket är en minskning med $(1 0.99126) \cdot 100 = 0.874\%$.
- Varje extra levnadsår minskar oddset med lite mindre än 1%.