### TDAB01 Sannolikhetslära och Statistik

Jose M. Peña IDA, Linköpings Universitet

Föreläsning 12

#### Översikt

- ► Enkel regression, minsta kvadratmetoden, och R²
- ► Konfidensintervall och hypotestest för intercept och lutning
- ► Konfidensintervall och hypotestest för prediktion
- ► Prediktionsintervall för individuell responsvariabel

# Enkel regression, minsta kvadratmetoden, och $R^2$

- Regression: Prediktera E[Y|X=x] där Y är en slumpvariabel (responsvariabel eller beroende variabel) och X=x är en observation (förklarandevariabel eller oberoende variabel).
- Obs. att vi vill prediktera en populations parameter.
- Linjär regression: Antag  $Y|X = x \sim \mathcal{N}(\mu(x), \sigma^2)$  och  $E[Y|X = x] = \mu(x) = \beta_0 + \beta_1 x$  där
  - $\beta_0$  är intercepten, och
  - $\beta_1$  är lutningen.
- Minsta kvadratmetoden eller maximum likelihood metoden för att estimera β<sub>0</sub> och β<sub>1</sub>:
  - ▶  $b_0 = \hat{\beta}_0 = \bar{y} \hat{\beta}_1 \bar{x}$ , och ▶  $b_1 = \hat{\beta}_1 = \frac{S_{xy}}{S} = \frac{\sum_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}$ .
- ►  $SS_{TOTAL} = \sum_{i} (y_i \bar{y})^2 = \text{den totala } \text{variationen av } Y \text{ i strickprovet.}$
- ►  $SS_{REG} = \sum_{i} (\hat{y}_i \bar{y})^2 = \text{den variationen } \mathbf{förklarad}$  av modellen.
- ►  $SS_{ERR} = \sum_{i} (y_i \hat{y}_i)^2$  = den variationen **inte** förklarad av modellen =  $SS_{TOTAL} SS_{REG}$ .
- $R^2 = \frac{SS_{REG}}{SS_{TOTAL}} =$  andelen av den totala variationen förklarad av modellen.

## Konfidensintervall och hypotestest för intercept och lutning

► Trick:  $\sum_i (x_i - \bar{x}) = \sum_i x_i - n\bar{x} = 0$  och då

$$S_{xy} = \sum_{i} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) = \sum_{i} (x_i - \bar{x})y_i - \bar{y}\sum_{i} (x_i - \bar{x}) = \sum_{i} (x_i - \bar{x})y_i$$

- $b_1 = \frac{S_{xy}}{S_{xx}} = \frac{\sum_i (x_i \bar{x}) y_i}{S_{xx}}$  och då  $b_1$  är en linjär funktion av  $y_i$  och då **normal** fördelad.
- $E[b_1] = \frac{\sum_i (x_i \bar{x}) E[y_i]}{S_{xx}} = \frac{\sum_i (x_i \bar{x}) (\beta_0 + \beta_1 x_i)}{S_{xx}} = \frac{\beta_1 \sum_i (x_i \bar{x}) x_i}{S_{xx}} = \beta_1 \text{ och då } b_1 \text{ är en }$  **väntevärdesriktig** estimator av  $\beta_1$ .
- $\operatorname{var}[b_1] = \frac{\sum_i (x_i \bar{x})^2 \operatorname{var}[y_i]}{S_{xx}^2} = \frac{\sigma^2}{S_{xx}}.$
- Nu kan vi bygga konfidensintervall och hypotestest för lutningen baserade på t-fördelningen, eftersom  $\sigma^2$  brukar vara okänd.
  - $(1-\alpha)100\%$  konfidensintervall:

$$b_1 \pm t_{\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{S_{yy}}}$$

där t-fördelningen har n-2 frihetsgrader, och  $s^2 = SS_{ERR}/(n-2)$ . För tekniskt varför n-2 istället för n-1. Se sida 371 i Baron.

• Hypotestest  $H_0: \beta_1 = B$  vs  $H_A: \beta_1 \neq B$ :

$$t = \frac{b_1 - B}{s / \sqrt{S_{xx}}}$$

som har en t-fördelningen har n-2 frihetsgrader. Ta B=0 för att pröva om det finns en linjär relation mellan X och Y.

## Konfidensintervall och hypotestest för intercept och lutning

- ▶  $b_0 = \bar{y} b_1 \bar{x} = \frac{\sum_i y_i}{n} \frac{\sum_i (x_i \bar{x}) y_i \bar{x}}{S_{xx}}$  och då  $b_0$  är en linjär funktion av  $y_i$  och då normal fördelad.
- ▶  $E[b_0] = \frac{\sum_i E[y_i]}{n} E[b_1]\bar{x} = \frac{\sum_i (\beta_0 + \beta_1 x_i)}{n} \beta_1 \bar{x} = \beta_0 + \beta_1 \bar{x} \beta_1 \bar{x} = \beta_0$  och då  $b_0$  är en **väntevärdesriktig** estimator av  $\beta_0$ .

5/9

#### Konfidensintervall och hypotestest för prediktion

- $\begin{array}{l} \blacktriangleright \ \mu_* = \mu(x_*) = E\big[Y \big| X = x_*\big] = \beta_0 + \beta_1 x_* \text{ som kan estimeras av} \\ \hat{y}_* = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_* = \bar{y} b_1 \bar{x} + b_1 x_* = \bar{y} + b_1 \big(x_* \bar{x}\big) = \frac{\sum_i y_i}{n} + \frac{\sum_i (x_i \bar{x}) y_i (x_* \bar{x})}{S_{xx}} = \\ \sum_i \bigg(\frac{1}{n} + \frac{\sum_i (x_i \bar{x}) (x_* \bar{x})}{S_{xx}}\bigg) y_i \text{ och då } \hat{y}_* \text{ är en linjär funktion av } y_i \text{ och då } \\ \textbf{normal fördelad.} \end{array}$
- Obs. att vi predikterar en populations parameter.
- $E[\hat{y}_*] = E[b_0] + E[b_1]x_* = \beta_0 + \beta_1 x_* = \mu_*$  och då  $\hat{y}_*$  är en **väntevärdesriktig** estimator av  $\mu_*$ .
- $var[\hat{y}_*] = \sum_i \left(\frac{1}{n} + \frac{\sum_i (x_i \bar{x})(x_* \bar{x})}{S_{xx}}\right)^2 var(y_i) = \sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{(x_* \bar{x})^2}{S_{xx}}\right).$
- $(1-\alpha)100\%$  konfidensintervall:

$$\hat{y}_* \pm t_{\alpha/2} s \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_* - \bar{x})^2}{S_{xx}}}$$

där t-fördelningen har n-2 frihetsgrader, och  $s^2 = SS_{ERR}/(n-2)$ .

6/9

#### Prediktionsintervall för individuell responsvariabel

- Ett konfidensintervall för  $\hat{y}_*$  representerar osäkerheten om **populationens väntevärde** vid  $X = x_*$ . Men hur ser osäkerheten för ett faktiskt Y-värde ut om  $X = x_*$ ?
- Obs. att vi inte längre predikterar en populations parameter utan en slumpvariabel, dvs vi predikterar inte väntevärdet för stoppsträckan när jag kör 50 km/t, utan stoppsträckan när jag kör 50 km/t, dvs genomsnittet av många körningar vs utfallet av en körning.
- ▶ 95%-igt prediktionsintervall för Y-värdet är ett intervall [a, b] sådant att

$$P(a \le Y \le b|X = x_*) = 0.95$$

där a, b och Y är slumpvariabler, dvs Y också!

▶ **Prediktera**  $Y = \hat{y}_*$ . Obs. att  $y - \hat{y}_*$  är normal fördelad, eftersom Y|X = x är normal fördelad. Dessutom,

$$E[y - \hat{y}_*] = 0 \text{ och } sd(y - \hat{y}_*) = \sqrt{var(y) + var(\hat{y}_*)} = \sigma \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_* - \bar{x})^2}{S_{xx}}}$$

Då,  $\frac{y-\hat{y}_*-E[y-\hat{y}_*]}{sd(y-\hat{y}_*)}$  är t-fördelad. Då,

$$\hat{y}_* \pm t_{\alpha/2} s \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_* - \bar{x})^2}{S_{xx}}}$$

där t-fördelningen har n-2 frihetsgrader, och  $s^2 = SS_{ERR}/(n-2)$ .

## Prediktionsintervall för individuell responsvariabel

•  $(1 - \alpha)100\%$  konfidensintervall:

$$\hat{y}_* \pm t_{\alpha/2} s \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_* - \bar{x})^2}{S_{xx}}}$$

•  $(1-\alpha)100\%$  prediktionsintervall:

$$\hat{y}_* \pm t_{\alpha/2} s \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_* - \bar{x})^2}{S_{xx}}}$$

- Prediktionsintervallet är bredare än konfidensintervallet, dvs prediktera en individuell responsvariabel är svårare än prediktera populationens väntevärde.
- ▶ Konfidensintervallet convergerar mot 0 när n ökar, eftersom  $S_{xx}$  ökar också. Prediktionsintervallet convergerar inte mot 0.
- Prediktionsintervallet är smalare om  $x_*$  ligger nära  $\bar{x}$ , dvs lättare att prediktera under "normala" omständigheter.

#### Översikt

- ► Enkel regression, minsta kvadratmetoden, och R²
- ► Konfidensintervall och hypotestest för intercept och lutning
- ► Konfidensintervall och hypotestest för prediktion
- ► Prediktionsintervall för individuell responsvariabel