#### TDAB01 Sannolihetslära och Statistik

Jose M. Peña IDA, Linköping University, Sweden

Förelsning 12: Linjär Regression

# Linjär Regression, Minsta Kvadratmetoden, och R<sup>2</sup>

- 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 kvdratmetoden 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 ▶  $b_1 = \hat{\beta}_1 = \frac{S_{xy}}{S_{yy}} = \frac{\sum_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}$ .
- ▶  $R^2$  = andel av variation förklarad av modellen =  $\frac{SS_{REG}}{SS_{TOTAL}} = \frac{\sum_i (\hat{y_i} \bar{y})^2}{\sum_i (y_i \bar{y})^2}$ , och  $SS_{ERR}$  = andel av variation som modellen inte förklarar =  $SS_{TOTAL} SS_{REG} = \sum_i (y_i \hat{y_i})^2$

# Samplingfördelning av Intercept och Lutning

- ► Trick:  $\sum_i (x_i \bar{x}) = \sum_i x_i n\bar{x} = 0$  och då  $\sum_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) = \sum_i (x_i - \bar{x})y_i - \bar{y}\sum_i (x_i - \bar{x}) = \sum_i (x_i - \bar{x})y_i$
- ▶  $b_1 = \frac{S_{xy}}{S_{xx}} = \frac{\sum_i (x_i \bar{x})y_i}{S_{xx}}$  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. T.ex. H<sub>0</sub>: β<sub>1</sub> = T vs H<sub>A</sub>: β<sub>1</sub> ≠ T för att pröva om det finns en linjär relation mellan X och Y.
- ▶  $b_0 = \bar{y} b_1 \bar{x} = \frac{\sum_i y_i}{n} \frac{\sum_i (x_i \bar{x}) y_i \bar{x}}{S_{xx}}$  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  $\beta_0$ .

3/

### Samplingfördelning och Konfidensintervall för Prediktion

- $\begin{array}{l} \blacktriangleright \ \mu_* = \mu(x_*) = E\big[Y|X=x_*\big] = \beta_0 + \beta_1 x_* \text{ som kan estimeras av} \\ \hat{y}_* = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_* = \bar{y} b_1 \bar{x} + b_1 x_* = \bar{y} + b_1 \big(x_* \bar{x}\big) = \frac{\sum_i y_i}{n} + \frac{\sum_i (x_i \bar{x}) y_i (x_* \bar{x})}{S_{xx}} = \\ \sum_i \bigg(\frac{1}{n} + \frac{\sum_i (x_i \bar{x}) (x_* \bar{x})}{S_{xx}}\bigg) y_i \text{ och då } \hat{y}_* \text{ är en linjär funktion av } y_i \text{ och då normal fördelad.} \end{array}$
- $E[\hat{y}_*] = E[b_0] + E[b_1]x_* = \beta_0 + \beta_1 x_* = \mu_*$  och då  $\hat{y}_*$  är en väntevärdesriktig estimator av  $\mu_*$ .
- $\qquad \qquad \text{var} \big[ \hat{y}_* \big] = \sum_i \bigg( \frac{1}{n} + \frac{\sum_i (x_i \bar{x}) (x_* \bar{x})}{S_{xx}} \bigg)^2 var \big( y_i \big) = \sigma^2 \bigg( \frac{1}{n} + \frac{(x_* \bar{x})}{S_{xx}} \bigg)^2.$
- Konfidensintervall:  $\hat{y}_* \pm t_{\alpha/2} s \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_* \bar{x})}{S_{xx}}}$

4/5

#### Prediktionsintervall för Individuell Responsvariabel

- Obs. att vi inte prediktera Ingre en populations parameter utan en slumpvariabel.
- $E[y \hat{y}_*] = 0.$
- ►  $sd(y \hat{y}_*) = \sqrt{var(y) + var(\hat{y}_*)} = \sigma \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_* \bar{x})^2}{S_{xx}}}$ .
- Obs. att  $y \hat{y}_*$  är normal fördelad, eftersom Y|X = x är normal fördelad. Då,  $\frac{y \hat{y}_* E[y \hat{y}_*]}{sd(y \hat{y}_*)}$  är t-fördelad.
- Prediktionsintervall:  $\hat{y}_* \pm t_{\alpha/2} s \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_* \bar{x})^2}{S_{xx}}}$
- Obs. att prediktionsintervallen är bredare än konfidensintervallen, dvs. prediktera en individuell responsvariabel är svårare än prediktera populations väntevärde.
- ▶ Obs. att konfidensintervallen convergerar mot 0 när n ökar, eftersom  $S_{xx}$  ökar också. Prediktionsintervallen convergerar inte mot 0.
- ▶ Obs. att prediktionsintervallen är smalare om  $x_*$  ligger nära  $\bar{x}$ .