

Regressions- och tidsserieanalys

Föreläsning 3 - Regression som sannolikhetsmodell

Mattias Villani

Statistiska institutionen
Stockholms universitet

Institutionen för datavetenskap
Linköpings universitet



mattiasvillani.com



@matvil



mattiasvillani

Översikt

- Regression som sannolikhetsmodell
- Konfidensintervall
- Hypotestest
- Prediktionsintervall

Repetition sannolikhetsmodeller

- Underliggande **populationsmodell**:

$$X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{öber}}{\sim} N(\mu, \sigma^2), \quad \sigma^2 \text{ känd}$$

- Medelvärdet

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$$

är en **estimator** för μ .

- Väntevärdesriktig** (rätt i genomsnitt över alla möjliga stickprov)

$$\mathbb{E}(\bar{X}) = \mu$$

- Samplingfördelningen** (hur medelvärdet varierar från stickprov till stickprov):

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

Regression som sannolikhetsmodell

- Underliggande **populationsmodell** för regression:

$$y = \alpha + \beta x + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

- Regression är en modell för den **betingade fördelningen**

$$y|x \sim N(\mu_{y|x}, \sigma_\varepsilon^2)$$

där det betingade väntevärdet för y nu beror på x genom regressionen

$$\mu_{y|x} = \alpha + \beta x$$

- α är interceptet i den underliggande populationen.
- β är lutningen på regressionslinjen i den underliggande populationen.

Regression som sannolikhetsmodell

- Stickprov/datamaterial med n observationspar $(y_1, x_1), \dots, (y_n, x_n)$.
- Vanligt att anta oberoende feltermer ε för alla observationer:

$$\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n \stackrel{\text{ober}}{\sim} N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

- Modell för hela stickprovet

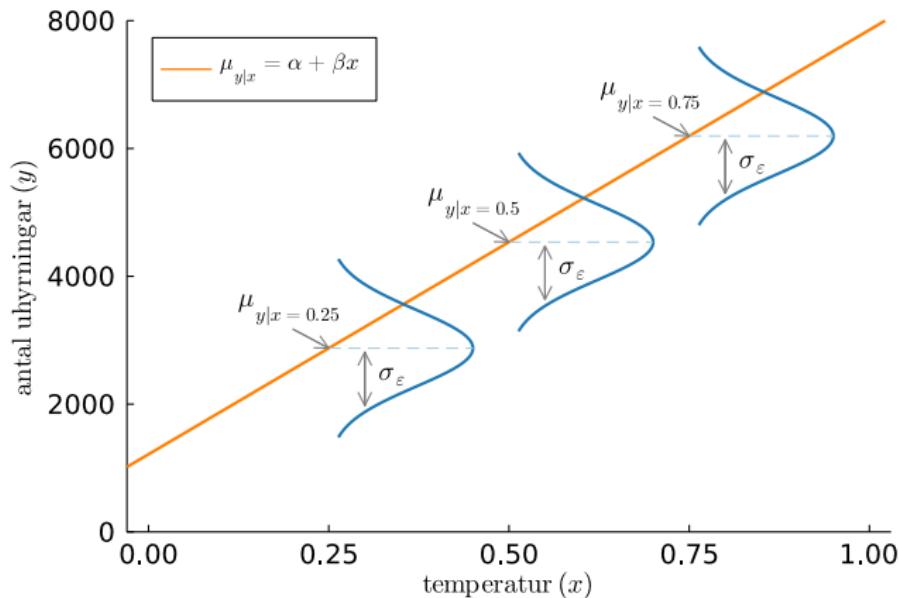
$$y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \stackrel{\text{ober}}{\sim} N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Regression som sannolikhetsmodell

- Regression som modell för betingad fördelning

$$y|x \sim N(\mu_{y|x}, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$\mu_{y|x} = \alpha + \beta x$$



Simulera data

- Simulera regressionsdata med stickprovstorlek n :
 - ▶ Bestäm populationens parametrar β_0 , β_1 och σ^2 .
 - ▶ Bestäm x_1, \dots, x_n (som antas vara icke-slumpmässiga)
 - ▶ Simulera feltermer $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n$ från $N(0, \sigma^2)$.
 - ▶ Beräkna $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$ för varje observation.

Samplingfördelning - minstakvadratskattningen

■ Minstakvadratsestimatorerna

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

$$a = \bar{y} - b\bar{x}$$

$$s_e^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - 2}$$

■ Väntevärdesriktiga

$$\mathbb{E}(b) = \beta$$

$$\mathbb{E}(a) = \alpha$$

$$\mathbb{E}(s_e^2) = \sigma_\epsilon^2$$

Samplingfördelning för b

- Estimatorn för lutningskoefficienten

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

har **samplingvarians** (hur mycket varierar b över olika stickprov?)

$$\sigma_b^2 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum(x_i - \bar{x})^2}$$

- En estimator av den teoretiska samplingvariansen σ_b^2 är

$$s_b^2 = \frac{s_e^2}{\sum(x_i - \bar{x})^2}$$

- Se AJÅ för en motsvarande formel för att skatta samplingvariansen för a .
- Hälsobudgetdata

$$s_b^2 = \frac{4.467}{52.861} = 0.085 \quad s_b \approx \sqrt{0.085} \approx 0.291$$

Approximativt konfidensintervall för b

- Approximativt 95% konfidensintervall för b för **stora stickprov** ($n \geq 30$)

$$[b - 1.96 \cdot s_b, b + 1.96 \cdot s_b]$$

- I 95% av alla stickprov från populationen täcker intervallet $[b - 1.96 \cdot s_b, b + 1.96 \cdot s_b]$ den sanna lutningen β .
- Hälsobudgetdata

$$[1.038 - 1.96 \cdot 0.291, 1.038 + 1.96 \cdot 0.291] = [0.468, 1.608]$$

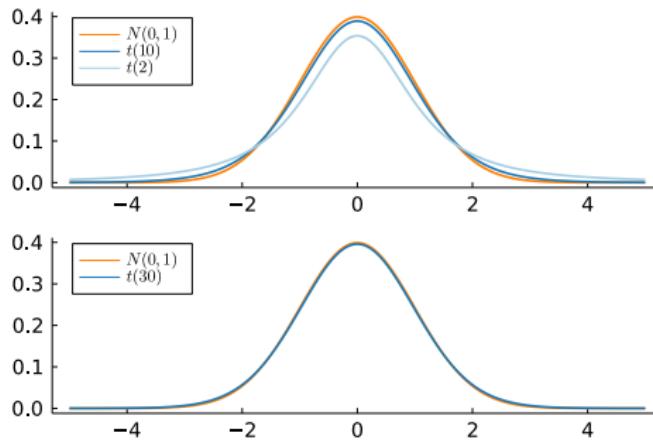
- Intervallet $[0.468, 1.608]$ täcker eller täcker inte det sanna värdet β . Vi vet inte vilket.

Exakt konfidensintervall för b - student t

- För **små n** är normalapproximationen inte tillräckligt bra.
- Estimatorn b följer en **t -fördelning** med $n - 2$ **frihetsgrader**.

$$\frac{b - \beta}{s_b} \sim t(n - 2)$$

- För $n \rightarrow \infty$ blir t -fördelningen alltmer lik normalfördelningen.
- t -fördelningen konvergerar mot normalfördelningen när $n \rightarrow \infty$.

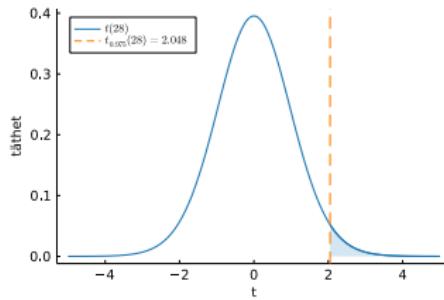


Exakt konfidensintervall för b - student t

■ Exakt 95% konfidensintervall för b

$$[b - t_{0.975}(n-2) \cdot s_b, b + t_{0.975}(n-2) \cdot s_b]$$

■ t -fördelningen med $n-2$ frihetsgrader har 0.975 (97.5%) sannolikhetsmassa till vänster om värdet $t_{0.975}(n-2)$.



- Hällobudgetdata: $n = 28$, och $t_{0.975}(28) = 2.0484$ från tabell.
- Exakt 95% konfidensintervall för b

$$[1.038 - 2.0484 \cdot 0.291, 1.038 + 2.0484 \cdot 0.291] = [0.442, 1.634]$$

Hypotesttest för β

■ Hypotesttest för lutningen i regressionen

$$H_0 : \beta = 0$$

$$H_1 : \beta \neq 0$$

■ Teststatistiska

$$t = \left| \frac{b - 0}{s_b} \right|$$

■ Vi förkastar nollhypotesten på signifikansnivån $\alpha = 0.05$ om

$$t > t_{0.975}(n - 2)$$

■ **P-värde** = sannolikheten att observera t eller något ännu mer extremt givet att H_0 är sann.

■ Under H_0 har vi $t \sim t(n - 2)$.

Hypotesttest för β - hälsobudgetdata

- $n = 28$, och $t_{0.975}(28) = 2.0484$ från tabell.

$$t_{\text{obs}} = \left| \frac{1.038 - 0}{0.291} \right| = 3.567$$

Eftersom $t_{\text{obs}} = 3.567 > t_{0.975}(28) = 2.0484$ så förkastar vi nollhypotesen på 5% signifikansnivå.

- Vi förkastar nollhypotesen att hälsobudgetens storlek inte är korrelerad med livslängd.
- Testets p -värde

$$p = 0.0013237$$

vilket visar att vi t o m skulle ha förkastat på 1% nivån.

Hypotesttest för β - hälsobudgetdata

Hälsobudget - regression

The REG Procedure

Model: MODEL1

Dependent Variable: lifespan

Number of Observations Read	30
Number of Observations Used	30

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	1	56.90723	56.90723	12.74	0.0013
Error	28	125.08244	4.46723		
Corrected Total	29	181.98967			

Root MSE	2.11358	R-Square	0.3127
Dependent Mean	79.13667	Adj R-Sq	0.2881
Coeff Var	2.67080		

Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	76.03502	0.95084	79.97	<.0001
spending	1	1.03757	0.29071	3.57	0.0013

Konfidensintervall för regressionslinjen

- Regressionslinjen i populationen är

$$\mu_{y|x} = \alpha + \beta x$$

som skattas med minsta kvadratmetoden genom formeln

$$\hat{\mu}_{y|x} = a + bx$$

- Standardavvikelsen för skattningen av regressionslinjen vid ett givet x -värde $x = x_0$ är

$$\sigma_{\hat{\mu}_{y|x_0}} = \sigma_\varepsilon \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})}{\sum(x_i - \bar{x})^2}}$$

- Denna teoretiska standardavvikelsen kan skattas med

$$s_{\hat{\mu}_{y|x_0}} = s_e \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})}{\sum(x_i - \bar{x})^2}}$$

Predictionsintervall

- Antag att vi gjort en prognos vid punkten $x = x_0$.
- Prognosens är

$$\hat{y}(x_0) = \hat{\mu}_{y|x_0} = a + bx_0$$

- **Prognosintervall** för $\hat{y}(x_0)$ - **två källor av osäkerhet**:
 - De **okända parametrarna** α och β , dvs osäkerhet om $\mu_{y|x}$.
 - **Variationen i de enskilda y -värdena kring regressionlinjen** $\mu_{y|x}$. Alla observationer "träffas av ett ε " som har varians σ_ε^2 .
- Prognosvarianansen:

$$\sigma_{\hat{y}(x_0)}^2 = \sigma_{\hat{\mu}_{y|x_0}}^2 + \sigma_\varepsilon^2$$

- 95%-igt prognosintervall för en enskild obseration vid $x = x_0$

$$\hat{y}(x_0) \pm t(n-2) \cdot s_e \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{\sum(x_i - \bar{x})^2}}$$

Predictions interval

