

Exercise 2.11, Computing with a nonconjugate single-par. model

$$Y_1, \dots, Y_5 \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} \text{Cauchy}(\theta, 1) \Rightarrow p(y_i | \theta) \propto \frac{1}{1 + (y_i - \theta)^2}$$
$$\theta \sim U[0, 1], \text{ observationen } (y_1, \dots, y_5) = (-2, -1, 0, 1.5, 2.5)$$

! Beräkna den onormaliserade posterior funktionen
 $p(\theta | y) \propto p(\theta) \cdot p(y | \theta)$ på en grid av punkter

$$\theta = 0, \frac{1}{m}, \frac{2}{m}, \dots, 1 \xRightarrow{m=1000} \theta = 0, 0.001, 0.002, \dots, 1$$

$$p(\theta | y) \propto p[(y_1, \dots, y_5) | \theta] = \prod_{j=1}^5 p(y_j | \theta)$$
$$= \prod_{j=1}^5 \frac{1}{1 + (y_j - \theta)^2}$$

Beräkna $p(\theta | y)$ för varje θ och bestämmer arean A
för den onormaliserade posteriorfunktionen som

$$\sum_{\bar{i}=0}^{1000} p\left(\frac{\bar{i}}{1000} | y\right) \cdot \frac{1}{1000} = \frac{1}{1000} \cdot \sum_{\bar{i}=0}^{1000} \left[\prod_{j=1}^5 \frac{1}{1 + (y_j - \frac{\bar{i}}{1000})^2} \right]$$

≈ 0.0033944 , så att den normaliserade posteriorfunktionen ges som

$$p_N(\theta | y) = \frac{1}{0.0033944} \cdot p(\theta | y), \text{ se figur 2.2}$$

Exercise 2.11 forts.

Utför 1000 slumpmässiga dragningar från posteriorfunktionen

$$p(\theta|y) \propto \prod_{j=1}^5 \frac{1}{1+(y_j-\theta)^2}$$

och plottar ett histogram över dragningarna, se figur 2.3

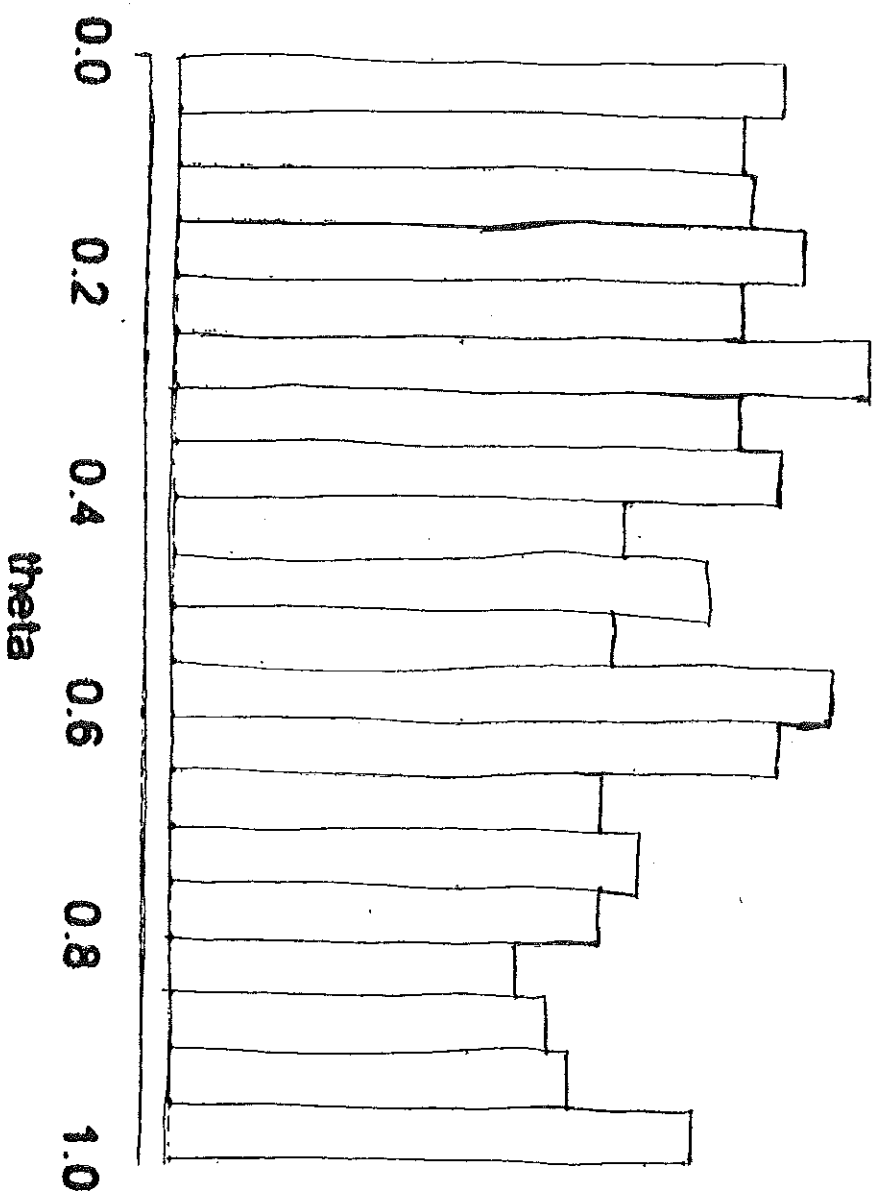
Posterior prediktiv fördelningen, $p(y_6|y_1, \theta_{(i)})$, för en framtida observation, y_6 , givet parameterdragningen $\theta_{(i)}$; $i=1, \dots, 1000$ ges som

$$y_6|y_1, \theta_{(i)} \sim \text{Cauchy}(\theta_{(i)}, 1) \Rightarrow p(y_6|y_1, \theta_{(i)}) = \frac{1}{1+(y_6-\theta_{(i)})^2}$$

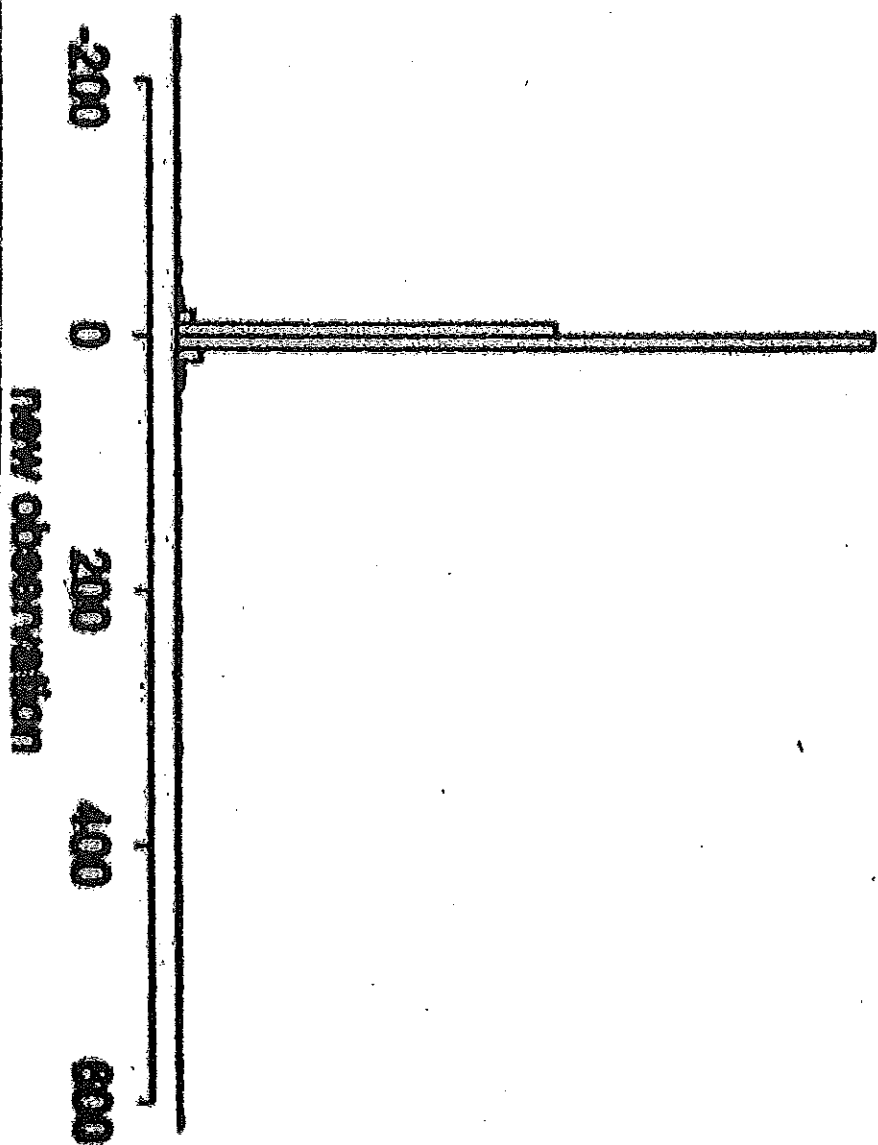
Alltså, 1000 dragningar av en framtida observation, y_6 , från 1000 olika $\text{Cauchy}(\theta_{(i)}, 1)$ -fördelningar,

Histogram över prediktade dragningar, se figur 2.4.

2.11b.



2.11c.



Kapitel 2, exercise 14, Algebra of the normal model

a) Fyll i de steg som krävs för att erhålla (2.9)-(2.10) och (2.11)-(2.12) se sid. 46-47

$$y|\theta \sim N(\theta, \sigma^2) \quad \text{känd varians} \Rightarrow p(y|\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} \cdot e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \cdot (y-\theta)^2}$$

$$\theta \sim N(\mu_0, \delta_0^2) \Rightarrow p(\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \delta_0} \cdot e^{-\frac{1}{2\delta_0^2} \cdot (\theta - \mu_0)^2}$$

let ger oss

$$p(\theta|y) \propto \exp \left[\underbrace{-\frac{1}{2} \cdot \left(\frac{(y-\theta)^2}{\sigma^2} + \frac{(\theta - \mu_0)^2}{\delta_0^2} \right)}_{(*)} \right]$$

$$(*) = -\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{\sigma^2 \cdot \delta_0^2} \cdot \left((y-\theta)^2 \cdot \delta_0^2 + (\theta - \mu_0)^2 \cdot \sigma^2 \right) =$$

$$= -\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{\sigma^2 \cdot \delta_0^2} \cdot \left[(\delta_0^2 + \sigma^2) \cdot \theta^2 + (\delta_0^2 \cdot (-2y) + \sigma^2 \cdot (-2\mu_0)) \cdot \theta + y^2 \cdot \delta_0^2 + \mu_0^2 \cdot \sigma^2 \right]$$

$$= -\frac{1}{2} \cdot \frac{(\delta_0^2 + \sigma^2)}{\sigma^2 \cdot \delta_0^2} \cdot \left[\theta^2 - 2 \cdot \frac{\delta_0^2 \cdot y + \sigma^2 \cdot \mu_0}{\delta_0^2 + \sigma^2} \cdot \theta + y^2 \cdot \delta_0^2 + \mu_0^2 \cdot \sigma^2 \right]$$

$$= -\frac{1}{2} \cdot \left(\frac{1}{\delta_0^2} + \frac{1}{\sigma^2} \right) \cdot \left[\left(\theta - \frac{\delta_0^2 \cdot y + \sigma^2 \cdot \mu_0}{\delta_0^2 + \sigma^2} \right)^2 + y^2 \cdot \delta_0^2 + \mu_0^2 \cdot \sigma^2 - \left(\frac{\delta_0^2 \cdot y + \sigma^2 \cdot \mu_0}{\delta_0^2 + \sigma^2} \right)^2 \right]$$

$$\Rightarrow p(\theta|y) \propto \exp \left[-\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{\delta_1^2} \cdot (\theta - \mu_1)^2 \right], \text{ där}$$

$$\frac{1}{\delta_1^2} = \frac{1}{\delta_0^2} + \frac{1}{\sigma^2} \quad \text{och} \quad \mu_1 = \frac{\delta_0^2 \cdot y + \sigma^2 \cdot \mu_0}{\delta_0^2 + \sigma^2} = \frac{\frac{1}{\delta_0^2} \cdot \mu_0 + \frac{1}{\sigma^2} \cdot y}{\frac{1}{\delta_0^2} + \frac{1}{\sigma^2}}$$

Kapitel 2, exercise 14 forts.

1 forts.

P.s.s. som för en observation y tidigare, kan vi låta \bar{y} vara en observation. Därför ersätter vi y med \bar{y} och σ^2 med $\frac{\sigma^2}{n}$ ($\bar{y} | \theta \sim N(\theta, \frac{\sigma^2}{n})$)

i ekv. (2.9) - (2.10). Då får vi att

$$\mu_n = \frac{\frac{1}{\tau_0^2} \cdot \mu_0 + \frac{1}{\frac{\sigma^2}{n}} \cdot \bar{y}}{\frac{1}{\tau_0^2} + \frac{1}{\frac{\sigma^2}{n}}} = \frac{\frac{1}{\tau_0^2} \cdot \mu_0 + \frac{n}{\sigma^2} \cdot \bar{y}}{\frac{1}{\tau_0^2} + \frac{n}{\sigma^2}},$$

och

$$\frac{1}{\tau_n^2} = \frac{1}{\tau_0^2} + \frac{1}{\frac{\sigma^2}{n}} = \frac{1}{\tau_0^2} + \frac{n}{\sigma^2}$$

Kapitel 2, exercise 14 forts.

$$\mu_1 = \frac{\frac{1}{\tau_0^2} \cdot \mu_0 + \frac{1}{\sigma^2} \cdot \gamma}{\frac{1}{\tau_0^2} + \frac{1}{\sigma^2}}$$

(Visa först att $\frac{1}{\tau_n^2} = \frac{1}{\tau_0^2} + \frac{n}{\sigma^2}$ gäller)

$$\mu_2 = \frac{\frac{1}{\tau_1^2} \cdot \mu_1 + \frac{1}{\sigma^2} \cdot \bar{y}}{\frac{1}{\tau_1^2} + \frac{1}{\sigma^2}} =$$

$$\frac{\left[\left(\frac{1}{\tau_0^2} + \frac{1}{\sigma^2} \right) \cdot \frac{\frac{1}{\tau_0^2} \cdot \mu_0 + \frac{1}{\sigma^2} \cdot \bar{y}}{\frac{1}{\tau_0^2} + \frac{1}{\sigma^2}} + \frac{1}{\sigma^2} \cdot \bar{y} \right]}{\frac{1}{\tau_0^2} + \frac{1}{\sigma^2} + \frac{1}{\sigma^2}} =$$

$$\frac{\frac{1}{\tau_0^2} \cdot \mu_0 + \frac{2}{\sigma^2} \cdot \bar{y}}{\frac{1}{\tau_0^2} + \frac{2}{\sigma^2}}$$

• Antag att det gäller för $n=p$

visar att det gäller för $n=p+1$. Vi har att

$$\mu_{p+1} = \frac{\frac{1}{\tau_p^2} \cdot \mu_p + \frac{1}{\sigma^2} \cdot \bar{y}}{\frac{1}{\tau_p^2} + \frac{1}{\sigma^2}} = \frac{\left(\frac{1}{\tau_0^2} + \frac{p}{\sigma^2} \right) \left(\frac{\frac{1}{\tau_0^2} \cdot \mu_0 + \frac{p}{\sigma^2} \cdot \bar{y}}{\frac{1}{\tau_0^2} + \frac{p}{\sigma^2}} \right) + \frac{1}{\sigma^2} \cdot \bar{y}}{\left(\frac{1}{\tau_0^2} + \frac{p}{\sigma^2} \right) + \frac{1}{\sigma^2}}$$

$$= \frac{\frac{1}{\tau_0^2} \cdot \mu_0 + \frac{(p+1)}{\sigma^2} \cdot \bar{y}}{\frac{1}{\tau_0^2} + \frac{(p+1)}{\sigma^2}}$$

, enligt (2.12)
och därför gäller
(2.11) - (2.12) för alla n .