

## 1. v)

Za  $u \sim U[0,1]$ ,  $y \sim g(y)$  i  $x \sim f(x)$  važi  $\frac{f}{g} < M$  ( $M$  je gornje ograničenje).

Slučajan broj se prihvata *Acceptance Rejection* metodom ako važi  $u \leq \frac{f(y)}{Mg(y)}$ .

Verovatnoća prihvatanja je onda:

$$P\left\{u \leq \frac{f(y)}{Mg(y)}\right\} = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_0^{\frac{f(y)}{Mg(y)}} g(y) du dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{f(y)}{Mg(y)} \cdot g(y) dy = \frac{1}{M} \int_{-\infty}^{+\infty} f(y) dy = \frac{1}{M}$$

$\frac{f}{g}$  je normalizujuća konstanta i tada je  $\frac{f}{g} = k \cdot \frac{\hat{f}}{\hat{g}}$ , gde je  $\frac{\hat{f}}{\hat{g}} \leq \hat{M}$

$\hat{M}$  se razlikuje od  $M$  zbog nedostatka normalizujuće konstante

Pošto  $y \sim g(y)$ :

$$P\left\{u \leq \frac{\hat{f}(y)}{\hat{M}\hat{g}(y)}\right\} = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_0^{\frac{\hat{f}(y)}{\hat{M}\hat{g}(y)}} g(y) du dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{\hat{f}(y)}{\hat{M}\hat{g}(y)} \cdot g(y) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{f(y)}{k\hat{M}g(y)} g(y) dy = \frac{1}{k\hat{M}}$$

Nedostajuća normalizujuća konstanta je :

$$k = \frac{1}{\hat{M} \cdot P\left\{u \leq \frac{\hat{f}(y)}{\hat{M}\hat{g}(y)}\right\}}$$

## 2. a)

Apriorna gustina raspodele parametra  $\theta$  je  $\pi(\theta)$ .

Aposteriorna gustina je

$$\pi(\theta|\mathbf{X}) = \pi(\theta) \prod_{i=1}^n f(x_i|\theta)$$

Funkcija verodostojnosti je

$$L(\theta, \mathbf{X}) = \prod_{i=1}^n f(x_i|\theta)$$

Gornja granica za  $M$  u *Acceptance – Rejection* algoritmu gustine  $\pi(\theta|\mathbf{X})$  i pomoćne gustine  $\pi(\theta)$  mora da zadovoljava uslov  $\frac{\pi(\theta|\mathbf{X})}{\pi(\theta)} \leq M$ .

Iz Bajesovog pravila i ignorisnjem konstanti (one ne uticu na rezultat u *Acceptance – Rejection* algoritmu) dobijamo  $\frac{\pi(\theta|\mathbf{X})}{\pi(\theta)} = \prod_{i=1}^n f(x_i|\theta)$ .

Tada se najmanja (i optimalna) vrednost za  $M$  dobija kada maksimizujemo desnu stranu u odnosu na  $\theta$  što je u stvari maksimum funkcije verodostojnost, tj dobijamo

$$\frac{\pi(\theta|\mathbf{X})}{\pi(\theta)} \leq \max_{\theta} \prod_i f(x_i|\theta)$$

**4.** Dat je uzorak  $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$  iz  $N(m, \sigma^2)$  raspodele, gde je  $m$  poznato. Apriorna raspodela za  $\sigma^2$  je  $IG(a, b)$ . Traži se aposteriorna raspodela za  $\sigma^2$ .

Obeležimo  $\theta = \sigma^2$ .

$X_i|\theta: N(m, \theta), i = 1, \dots, n$

$\theta: IG(a, b)$

$$f(X|\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\theta}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\theta}}$$

$$L(\theta, \mathbf{X}) = \prod_{i=1}^n f(X_i|\theta) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\theta}}\right)^n e^{-\frac{1}{2\theta} \sum_{i=1}^n (x_k - m)^2}$$

$$q(\theta) = \frac{\theta^{-a-1} e^{-\frac{b}{\theta}} b^a}{\Gamma(a)}$$

$$q(\theta|\mathbf{X}) = \frac{L(\theta, \mathbf{X}) \cdot q(\theta)}{\int L(\theta, \mathbf{X}) \cdot q(\theta) d\theta}$$

$$q(\theta|\mathbf{X}) = \frac{\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n \cdot \theta^{-\frac{n}{2}} \cdot e^{-\frac{1}{2\theta} \sum_{i=1}^n (x_k - m)^2} \cdot \frac{\theta^{-a-1} e^{-\frac{b}{\theta}} b^a}{\Gamma(a)}}{\int \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n \cdot \theta^{-\frac{n}{2}} \cdot e^{-\frac{1}{2\theta} \sum_{i=1}^n (x_k - m)^2} \cdot \frac{\theta^{-a-1} e^{-\frac{b}{\theta}} b^a}{\Gamma(a)} d\theta}$$

$$q(\theta|\mathbf{X}) = K \cdot \theta^{-\frac{n}{2}-a-1} \cdot e^{-\frac{1}{2\theta}(\sum_{i=1}^n (x_k - m)^2 + 2b)}$$

$$-\alpha - 1 = -\frac{n}{2} - a - 1 \rightarrow \alpha = \frac{n}{2} + a$$

$$-\frac{\beta}{\theta} = -\frac{1}{2\theta} \left( \sum_{i=1}^n (x_k - m)^2 + 2b \right) \rightarrow \beta = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_k - m)^2 + b$$

$$\theta|\mathbf{X} : IG(\alpha, \beta)$$

Konačno, aposteriorna raspodela za  $\sigma^2$  je:

$$\sigma^2|\mathbf{X} : IG\left(\frac{n}{2} + a, \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_k - m)^2 + b\right)$$