## Matematisk statistik Matematikcentrum

Kortfattade lösningar till tentamen: 2012–12–18 kl 8<sup>00</sup>–13<sup>00</sup> FMS 012 — Matematisk statistik för PiE, F, CDI, 9 hp

9 hp

Lunds tekniska högskola, Lunds universitet

MAS B03 — Matematisk statistik för fysiker,

- (a)  $E(3X + 2Y) = 3E(X) + 2E(Y) = 3 \cdot 1 + 2 \cdot 2 = 7$ .  $V(3X + 2Y) = 3^2 V(X) + 2^2 V(Y) + 2 \cdot 3 \cdot 2C(X, Y)$ . Men eftersom  $C(X, Y) = \rho(X, Y)D(X)D(Y) = \rho(X, Y)D(X)D(Y)$  $-0.5\sqrt{5}\sqrt{4} = -\sqrt{5}$  blir  $V(3X + 2Y) = 9 \cdot 5 + 4 \cdot 4 - 12\sqrt{5} = 61 - 12\sqrt{5} \approx 34.167$ .
  - (b)  $X = \text{mängden aktiv substans} \in N \ (2, \ \sigma)$ . Bestäm  $\sigma$  så att  $0.05 \ge P(X \le 1.9)$ , vilket ger  $P(X \le 1.9) = \Phi(\frac{1.9-2}{\sigma}) \le 0.05$  och  $\frac{1.9-2}{\sigma} \le -\lambda_{0.05} = -1.645$  med  $\sigma \le \frac{0.1}{1.645} = 0.061$ .

(c) 
$$p_Y(k) = P(Y = k) = P([X] = k) = P(k \le X < k + 1) = \int_k^{k+1} (x+1)^{-2} dx = [-(x+1)^{-1}]_k^{k+1} = \frac{1}{(k+1)(k+2)}, \ k = 0, 1, 2, \dots$$

2. Bilda differenser före-efter för de 8 olika vinsorterna:

$$z_i$$
: 0.27 0.38 0.26 0.04 0.02 0.23 0.16 0.19

Modell:  $z_1, \ldots, z_8$  observationer av Z=skillnad i vinsyra (före-efter behandling);  $Z \in N(\Delta, \sigma)$ .

Intressanta hypoteser:  $H_0: \Delta = 0$  (ingen förändring i vinsyra);  $H_1: \Delta > 0$  (behandlingen sänker vinsyran).

Från data fås: 
$$\Delta^* = \bar{z} = 0.1937$$
 och  $\sigma^* = s = \sqrt{\frac{1}{8-1} \sum_{i=1}^8 (z_i - \bar{z})^2} = 0.1202$ .

Beräkna ett ensidigt, nedåt begränsat intervall för  $\Delta: I_{\Delta} = (\bar{z} - t_{0.05}(8-1)\frac{s}{\sqrt{8}}, \infty) = (0.11, \infty).$ 

Eftersom intervallet ej täcker över 0, förkastas  $H_0$ . Ja, det tycks som om behandlingen sänker vinsyran.

- 3.  $P(X > Y) = \int \int_{x > y, x \ge 0, y \ge 0} 2e^{-x}e^{-2y}dxdy = [\text{rita figur!}] = 2\int_0^\infty e^{-x}(\int_0^x e^{-2y}dy)dx = 2\int_0^\infty e^{-x}[-\frac{1}{2}e^{-2y}]_0^xdx = 2\int_0^\infty e^{-x}[-\frac{1}{2}e^{-2y}]_0^xdx$  $\int_0^\infty e^{-x} (1 - e^{-2x}) dx = \left[ -e^{-x} + \frac{1}{3} e^{-3x} \right]_0^\infty = 1 - \frac{1}{3} = \frac{2}{3}.$
- 4. (a) X = "antalet glassar som säljs en viss dag" med  $(X \mid \text{mulet}) = (X \mid E_2) \in Po(10)$ .  $P(X = 0 \mid E_2) = e^{-10} \frac{10^0}{0!} = e^{-10} \approx 4.54 \cdot 10^{-5}.$ 
  - (b) Vi har dessutom att  $(X \mid E_1) \in Po(30) \text{ med } \mathbf{P}(X = 0 \mid E_1) = e^{-30} \approx 9.4 \cdot 10^{-14} \text{ och } (X \mid E_3) \in Po(2)$ med  $P(X = 0 | E_3) = e^{-2} = 0.1353$ .

Vi har att 
$$P(E_2 \to E_1) = 0.2$$
,  $P(E_2 \to E_2) = 0.4$  och  $P(E_2 \to E_3) = 0.4$  så att

Vi har att 
$$P(E_2 \to E_1) = 0.2$$
,  $P(E_2 \to E_2) = 0.4$  och  $P(E_2 \to E_3) = 0.4$  så att  $P(X = 0 \text{ i morgon } | \text{ mulet idag}) = \sum_{i=1}^{3} P(X = 0 | E_i) \cdot P(E_1 \to E_i) =$ 

$$= 9.4 \cdot 10^{-14} \cdot 0.2 + 4.54 \cdot 10^{-5} \cdot 0.4 + 0.1353 \cdot 0.4 \approx 0.0542.$$

(c) Lös  $\pi = \pi P \operatorname{där} \sum_{i=1}^{3} \pi_i = 1$ , dvs

$$\begin{cases}
\pi_1 &= 0.7\pi_1 + 0.2\pi_2 \\
\pi_2 &= 0.3\pi_1 + 0.4\pi_2 + 0.5\pi_3 \\
\pi_3 &= 0.4\pi_2 + 0.5\pi_3 \\
1 &= \pi_1 + \pi_2 + \pi_3
\end{cases} \Rightarrow \pi = \left(\frac{10}{37}, \frac{15}{37}, \frac{12}{37}\right)$$

(d) Med "mot slutet av sommaren" menas att den asymptotiska fördelningen gäller, och

$$\mathsf{E}(X) = \sum_{i=1}^{3} \mathsf{E}(X \mid E_i) \cdot \pi_i = 30 \cdot \frac{10}{37} + 10 \cdot \frac{15}{37} + 2 \cdot \frac{12}{37} \approx 12.81 \text{ glassar.}$$

(a) Hypoteserna  $H_0: \beta_i = 0; H_1: \beta_i \neq 0$  kan testas på nivå 0.05 genom att göra ett 95% konfidensintervall för  $\beta_i$ :  $I_{\beta_i} = (\beta_i^* \pm t_{0.025}(28-4)d(\beta_i^*))$ . Om  $I_{\beta_i}$  ej täcker 0 förkastas  $H_0$  och den förklarande variabeln  $x_i$  påverkar y och bör därmed vara med i modellen.

1

För de aktuella parametrarna fås:

$$I_{\beta_1} = (-0.0613 \pm 2.06 \cdot 0.2644) = (-0.6060, 0.4834)$$

$$I_{\beta_2} = (0.9390 \pm 2.06 \cdot 0.1504) = (0.6292, 1.2488)$$

$$I_{\beta_3} = (-0.0328 \pm 2.06 \cdot 0.1908) = (-0.4258, 0.3602)$$

Det är enbart parameter  $\beta_2$  som är signifikant skilt från 0.

(b) Skatta  $\sigma_2^2 \mod s^2 = \frac{Q_0}{28-2} = \frac{253.09}{26} = 9.7342$ , d.v.s.  $s = \sigma_2^* = 3.120$ . Antalet frihetsgrader för denna skattning är 28 - 2 = 26.

Vi söker ett intervall för  $\mu_0 = \beta_0 + 3\beta_2$ .

$$\mu_0^* = \beta_0^* + 3\beta_2^* = -0.4258 + 3 \cdot 0.9359 = 2.3819.$$

$$V(\mu_0^*) = V(\beta_0^* + 3\beta_2^*) = V(\beta_0^*) + 3^2 V(\beta_2^*) + 2 \cdot 3 \cdot C(\beta_0^*, \beta_2^*) =$$

 $V(\mu_0^*) = V(\beta_0^* + 3\beta_2^*) = V(\beta_0^*) + 3^2V(\beta_2^*) + 2 \cdot 3 \cdot C(\beta_0^*, \beta_2^*) = 0.0364 \cdot \sigma_2^2 + 9 \cdot 0.0021 \cdot \sigma_2^2 + 2 \cdot 3 \cdot (-0.0012) \sigma_2^2 = 0.0481 \sigma_2^2, \text{ där varianser och kovarians är hämtad}$ från matrisen  $(X^TX)^{-1}$ .

$$d(\mu_0^*) = \sigma_2^* \sqrt{0.0481} = 3.120 \sqrt{0.0481} = 0.6843.$$

$$I_{\mu_0} = (\mu_0^* \pm t_{0.025}(26)d(\mu_0^*)) = (2.3819 \pm 2.06 \cdot 0.6843) = (0.972, 3.791).$$

Alternativt arbetar vi direkt med matrisformuleringen: Låt  $\mathbf{x_0} = (1 \ 3)$  och  $\boldsymbol{\beta}^T = (\beta_0 \ \beta_2)$ . Då är  $\mu_0 = \mathbf{x_o}\boldsymbol{\beta}$  och intervallet fås genom

$$I_{\mu_0} = (\mathbf{x_o}\boldsymbol{\beta}^* \pm t_{0.025}(26)\sigma_2^* \sqrt{\mathbf{x_0}(X^TX)^{-1}\mathbf{x_0}^T}) = (2.3819 \pm 2.06 \cdot 3.120\sqrt{0.0481}) = (0.972, 3.791).$$

- (c) Vi vill skatta  $Y_{x_2=4}-Y_{x_2=2}=(\beta_0+\beta_2\cdot 4)-(\beta_0+\beta_2\cdot 2)=2\beta_2$ . Från tabellen fås  $\beta_2^*=0.9359$  så sökt punktskattning är  $2 \cdot 0.9359 = 1.8718$ .
- 6. (a)  $F(x) = P(X \le x) = 1 e^{-\frac{1}{a}x^c}$ ;  $f(x) = F'(x) = \frac{c}{a}x^{c-1}e^{-\frac{1}{a}x^c}$ ,  $x \ge 0$ .
  - (b) Då c = 2 blir  $f(x) = \frac{2}{a}xe^{-\frac{1}{a}x^2}, x \ge 0$ .

Antag att n observationer av X görs (i uppgiften är n = 5).

$$L(a) = \prod_{i=1}^{n} \frac{2x_i}{a} e^{-\frac{x_i^2}{a}} = \frac{2^n}{a^n} e^{-\frac{1}{a} \sum_{i=1}^{n} x_i^2} \cdot \prod_{i=1}^{n} x_i.$$
  

$$\ln L(a) = -n \cdot \ln a - \frac{1}{a} \sum_{i=1}^{n} x_i^2 + \sum_{i=1}^{n} \ln x_i.$$

$$\ln L(a) = -n \cdot \ln a - \frac{1}{a} \sum_{i=1}^{n} x_i^2 + \sum_{i=1}^{n} \ln x_i.$$

$$\frac{d \ln L(a)}{da} = -\frac{n}{a} + \frac{1}{a^2} \sum_{i=1}^{n} x_i^2 = \frac{1}{a} (-n + \frac{1}{a} \sum_{i=1}^{n} x_i^2) \, \text{där } a > 0.$$

$$\frac{d \ln L(a)}{da} = 0 \Rightarrow \frac{1}{a} \sum_{i=1}^{n} x_i^2 = n \Leftrightarrow a = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i^2.$$

Eftersom a maximerar L(a) (behöver ej visas) väljer vi ML-skattningen  $a_{ML}^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 =$  $\frac{1}{5} \cdot 1.7233 = 0.345.$ 

- (c) Bestäm percentilen  $L_{0.1}$  så att  $0.1 = P(X \le L_{0.1}) = F(L_{0.1}) = 1 e^{-\frac{1}{a}L_{0.1}^2}$ . Detta ger  $L_{0.1} = \frac{1}{a} L_{0.1}^2$  $\sqrt{-a \cdot \ln 0.9}$  som med skattningen  $a_{ML}^* = 0.345$  ger att  $L_{0.1}$  uppskattas till  $\sqrt{-0.345 \cdot \ln 0.9} = 0.191$ .
- (d) I uppgiften behövs  $E(X^2) = V(X) + E(X)^2 = \frac{(4-\pi)a}{4} + \frac{\pi a}{4} = a$ .  $E(a^*) = E(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i^2) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n E(X_i^2) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n a = \frac{a \cdot n}{n} = a.$

Ja, skattningen är väntevärdessriktig.