

Matemaattisten tieteiden kandiohjelma /  
MTL

Todennäköisyyslaskenta IIb

Erilliskoe 10.1.2018 (kesto 3h 30 min)

Sallitut apuvälineet: kirjoitusvälineet ja laskin. Huomaa, että tehtävä 5 on tehtäväpaperin kääntöpuolella ja tehtäväpaperin ohessa on luntti.

1. Olkoon  $X > 0$  satunnaismuuttuja, jolla  $\mathbb{E}(X^3)$  on äärellisenä olemassa.

a) Oletetaan lisäksi, että  $X \sim U(1, 2)$ . Laske  $\mathbb{E}X$  ja  $\mathbb{E}(X^3)$  ja kerro mikä/mitkä seuraavista vaihtoehdoista on/ovat voimassa

$$\mathbb{E}(X^3) = (\mathbb{E}X)^3, \quad \mathbb{E}(X^3) \leq (\mathbb{E}X)^3, \quad \mathbb{E}(X^3) \geq (\mathbb{E}X)^3,$$

b) Mikä/mitkä kohdan a) vaihtoehdoista on/ovat aina voimassa ilman lisäoletusta  $X \sim U(1, 2)$ ? Perustele vastauksesi.

2. Satunnaismuuttujien  $X$  ja  $Y$  yhteistiheysfunktio on

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} c(4x - 2y), & \text{kun } 0 < y < x < 4 \text{ ja} \\ 0 & \text{muulloin.} \end{cases}$$

Määrä vakio  $c$  sekä laske odotusarvo  $\mathbb{E}(X^2Y^2)$ .

3. Olkoon  $X$  ja  $Y$  satunnaismuuttujia, jotka ovat tasajakautuneita välillä  $(0, 1)$  ja riippumattomia. Määritellään satunnaismuuttujat

$$U = X - 3Y, \quad V = 2X + 3$$

Laske satunnaismuuttujien  $U$  ja  $V$  yhteistiheysfunktio  $f_{U,V}$ . Laske myös satunnaismuuttujan  $U$  reunajakauman tiheysfunktio  $f_U$  ja ehdollinen tiheysfunktio  $f_{V|U}$ .

4. Olkoon  $X$  ja  $Y$  satunnaismuuttujia, joiden jakauman kuvaa hierarkinen malli

$$\begin{cases} X | (Y = y) \sim N(y, y^2) \\ Y \sim U(2, 4) \end{cases}$$

a) Kerro mallin avulla, mikä on ehdollinen varianssi  $\text{var}(X | Y)$  ja kerro mallin avulla, mikä on ehdollinen odotusarvo  $\mathbb{E}(X | Y)$ . (2p)

b) Laske  $\mathbb{E}X$ . (2p)

c) Laske  $\text{var } X$ . (2p)

5. Olkoon  $\mathbf{Z} = (Z_1, Z_2, Z_3)$  multinormaalijakautunut satunnaisvektori,  $\mathbb{E}\mathbf{Z} = (2, 1, 3)$  ja

$$\text{Cov } \mathbf{Z} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 1 \\ 0 & 4 & 2 \\ 1 & 2 & 3 \end{pmatrix}$$

Asetetaan vielä  $\mathbf{X} = (Z_1, Z_3)$  ja  $\mathbf{Y} = (Z_1, Z_2)$ .

- a) Määrittää satunnaisvektorin  $\mathbf{X} - 3\mathbf{Y}$  jakauma.
- b) Asetetaan  $\mathbf{W} = \mathbf{X} - B\mathbf{Y}$ , missä

$$B = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ c & \frac{1}{2} \end{pmatrix}.$$

Löytyykö sellaista lukua  $c$ , jolla satunnaisvektorit  $\mathbf{W}$  ja  $\mathbf{Y}$  olisivat riippumattomia ja jos löytyy, mikä luku  $c$  on? Perustelu vastauksesi.

JAKAUMIA	PTNF / TF $f_X(x)$	$E X$	$VAR X$	$M(t)$
$X \sim \text{Bin}(n, p)$	$\binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$	$np$	$np(1-p)$	$(pe^t + 1 - p)^n$
$X \sim \text{Bernoulli}(p)$	$(\Rightarrow X \sim \text{Bin}(1, p))$			
$X \sim \text{Geom}(p)$	$p(1-p)^{x-1}, x=1, 2, \dots$	$\frac{1-p}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$	$p \cdot (1 - (1-p)e^{-t})^{-1}, t < \ln(\frac{1}{1-p})$
$X \sim \text{Poi}(\theta), \theta > 0$	$e^{-\theta} \frac{\theta^x}{x!}, x=0, 1, \dots$	$\theta$	$\theta$	$\exp(\theta(e^t - 1))$
$X \sim U(a, b)$	$\frac{1}{b-a} \mathbb{1}_{\{a < x < b\}}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$	
$X \sim \text{Exp}(\lambda), \lambda > 0$	$\lambda e^{-\lambda x} \mathbb{1}_{\{x > 0\}}$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$	$\frac{\lambda}{\lambda - t}, t < \lambda$
$X \sim N(\mu, \sigma^2)$	$(2\pi\sigma^2)^{-1/2} \exp(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2})$	$\mu$	$\sigma^2$	$\exp(\mu t + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2)$

MARKOVIN EY:  $X \geq 0, E X < \infty \Rightarrow P(X > a) \leq a^{-1} E X, \forall a > 0$

TŠEČYJĚVIN EY:  $E X = \mu, VAR X = \sigma^2 < \infty \Rightarrow P(|X - \mu| > t) \leq \frac{\sigma^2}{t^2}, \forall t > 0$

KONKAVIT FUNKTIOT:  $f'$  kasvava (jos kahden juuren deriva)  $f'' > 0$  (-10 kahdeksi -11-)

JENSENIN EY:  $g(E X) \leq E g(X)$   $g(\lambda x + (1-\lambda)y) \leq \lambda g(x) + (1-\lambda)g(y)$   
 jos  $g$  konkavi,  $X \in I$  tällä  $I, E X$  ja  $E g(X)$  alueissa

HÖLDERIN EY, CAUCHEN-SCHWARZIN EY:  $E |X Y| \leq \|X\|_p \|Y\|_q$   $\leftarrow$  kun  $p=2, q=2$   $\Rightarrow |cov(X, Y)| \leq 1$   
 $\frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1, \|X\|_p = (E |X|^p)^{1/p}$   $\leftarrow$   $\frac{cov(X, Y)}{\sqrt{VAR X} \sqrt{VAR Y}} = \frac{E(X - EX)(Y - EY)}{\sqrt{VAR X} \sqrt{VAR Y}}$

JATKUN. VEKTORIT (sv)  $\underline{X} = (X_1, \dots, X_n)$

$\underline{X}$  diskreetti:  $P(\underline{X} \in A) = \sum_{\underline{x} \in A} f_{\underline{X}}(\underline{x}), \underline{x} = (x_1, \dots, x_n)$   
 $f_{\underline{X}}(\underline{x}) = P(\underline{X} = \underline{x})$   
 SV:n PTNF =  $P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n)$   
 YPTNF  $\rightarrow$

$\underline{X}$  jva (eli  $(X_1, \dots, X_n)$  illä jva ylt. jaksama)

$\downarrow$  jvu. määrittää sv:n TP

$$P(\underline{X} \in A) = \int f_{\underline{X}}(\underline{x}) d\underline{x} = \int \mathbb{1}_A(\underline{x}) f_{\underline{X}}(\underline{x}) d\underline{x}$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \mathbb{1}_A(x_1, \dots, x_n) f_{\underline{X}}(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n$$

EMOGLISET JAKAUMOT, KORTTILASKUSÄÄNTÖ, BAYESIN SÄÄNTÖ, MARGINAALISUUNTI

$\underline{X} = (X_1, \dots, X_n), \underline{Y} = (Y_1, \dots, Y_m)$

$f_{\underline{X}, \underline{Y}}(x, y) = f_{\underline{X}}(x) f_{\underline{Y}|\underline{X}}(y|x)$  | VOIMAASSA kun  $(\underline{X}, \underline{Y})$  jva  
 -11- dist  
 $\underline{X}$  dist,  $\underline{Y}$  jva

$f_{\underline{Y}|\underline{X}}(y|x) = \begin{cases} \frac{f_{\underline{X}, \underline{Y}}(x, y)}{f_{\underline{X}}(x)}, f_{\underline{X}}(x) > 0 & \text{+ tiheys} \\ 0 & \text{unl.} \end{cases}$  → voidaan sallia distneelli osa ja osa jalla jva yst. ych

MARGINAALISUUNTI

$\underline{X} \perp \underline{Y} \iff H(\underline{X}) \perp H(\underline{Y})$   
 $E G(\underline{Y} | H(\underline{X})) = E G(\underline{Y}) E H(\underline{X})$   
 $E \underline{X} = (E X_1, \dots, E X_n)$   
 $E H(\underline{X}) = (E H_{ij}(\underline{X}))_{ij}$

$f_{\underline{X}}(x) = \int f_{\underline{X}, \underline{Y}}(x, y) dy$   
 ↳ sumataan disti. integroidaan jva komponentteine yli

$= \begin{cases} \sum_y f_{\underline{X}, \underline{Y}}(x, y) & \text{kun } \underline{Y} \text{ disti.} \\ \int f_{\underline{X}, \underline{Y}}(x, y) dy & \text{kun } \underline{Y} \text{ jva} \\ \sum \int \dots & \text{kun } \underline{Y} \text{ illä olem. disti. että jva komp.} \end{cases}$

(TTL)  $E g(\underline{X}, \underline{Y}) = \sum_{x,y} g(x,y) f_{\underline{X}, \underline{Y}}(x,y)$   
 $E(\underline{Z}^T) = (E \underline{Z})^T$   
 $E(A \underline{Z} B + C) = A E \underline{Z} B + C$   
 EMO. OODUTUSLAUSE (var) :  $var(g(\underline{X}, \underline{Y}) | \underline{X} = x) = m(x)$   
 EMO. SU  $\underline{X}$  :  $var(g(\underline{X}, \underline{Y}) | \underline{X}) = m(\underline{X})$   
 EMO. OODUTUSLAUSE (var) :  $var(g(\underline{X}, \underline{Y}) | \underline{X}) = v(\underline{X})$

$E(g(\underline{X}, \underline{Y}) | \underline{X} = x) = \int g(x, y) f_{\underline{Y}|\underline{X}}(y|x) dy$   
 $var(g(\underline{X}, \underline{Y}) | \underline{X} = x) = m(x)$   
 min yllä mää. ehd. tiheys  $f_{\underline{Y}|\underline{X}}(y|x)$   
 cho. tiheys (voi olla disti)  
 var  $(g(\underline{X}, \underline{Y}) | \underline{X}) = v(\underline{X})$  ; mää. muiden varianssi  $f_{\underline{Y}|\underline{X}}$  illä  
 ali numera.  $\underline{X}$  = vrti

OHINAISSUUKSIA

$E g(\underline{X}, \underline{Y}) = E E(g(\underline{X}, \underline{Y}) | \underline{X})$   
 $var g(\underline{X}, \underline{Y}) = E var(g(\underline{X}, \underline{Y}) | \underline{X}) + var E(g(\underline{X}, \underline{Y}) | \underline{X})$

KOVAARIANSSIMATRIISI:

$Cov(\underline{X}) = cov(\underline{X}, \underline{X})$ ,  $cov(\underline{X}, \underline{Y}) = E(\underline{X} - E \underline{X})(\underline{Y} - E \underline{Y})^T$   
 $cov(A \underline{X}, B \underline{Y}) = A cov(\underline{X}, \underline{Y}) B^T$

$N_n(0, I_n)$

$\underline{U} \sim N_n(0, I_n) \Rightarrow TE f_{\underline{U}}(\underline{u}) = (2\pi)^{-n/2} \exp(-\frac{1}{2} \underline{u}^T \underline{u})$ ,  $E \underline{U} = 0$ ,  $Cov \underline{U} = I_n$   
 $\underline{X} = A \underline{U} + \mu$ ,  $E \underline{X} = \mu$ ,  $Cov \underline{X} = A A^T = \Sigma$ . Jos  $\Sigma$  kväo.

TIHEYSFUNKT. MUUNTOKAAVA (MUUTTISÄÄNTÖ)

$f_{\underline{X}}(x) | dx| = f_{\underline{Y}}(y) | dy|$ ,  $y = g(x) \iff x = h(y)$ ,  $\frac{\partial x}{\partial y} = \det \begin{pmatrix} D_i h_i(y) \\ \vdots \\ D_m h_m(y) \end{pmatrix}$   
 $\frac{d}{dx} \frac{V-3}{2} \frac{d}{dy} \frac{V}{2} = \frac{3}{2} = \frac{1}{2}$