

# TILTA1 Matemaattinen tilastotiede

## 7. harjoitukset, 44. viikko 2007

### Vastauksia

Huom. merkintä  $(a \text{ nCr } b)$  tarkoittaa "a yli b:n" eli  $\binom{a}{b} = (a \text{ nCr } b) = (a!)/(b!(a-b)!) = a^{(b)}/(b!)$

**7.1**  $X \sim \text{Ber}(p)$ . Siis  $P(X=1) = p$  ja  $P(X=0) = 1-p$ .

Lisäksi tiedetään, että  $P(X=0) = P(Y=-1) = 1-p$  ja  $P(X=1) = P(Y=1) = p$ .

$$\begin{aligned} \text{Kun } X=0, \text{ niin } Y &= a \cdot 0 + b = b \\ \text{Kun } X=1, \text{ niin } Y &= a \cdot 1 + b = a + b \end{aligned} \quad \Rightarrow \quad \begin{cases} b = -1 \\ a + b = 1 \end{cases}$$

Siis  $a = 2$  ja  $b = -1$ , eli  $Y = 2X - 1$ .

$$\text{Var}(Y) = \text{Var}(2X - 1) = \text{Var}(2X) = 2^2 \cdot \text{Var}(X) = 4p(1-p).$$

Huomautus. Arvot a:lle ja b:lle voidaan määrittää myös seuraavan yhtälöparin avulla:

$$\begin{cases} ap + b = 2p - 1 & (\text{E}(Y):\text{n perusteella}) \\ a^2 p(1-p) = 4p(1-p) & (\text{Var}(Y):\text{n perusteella}) \end{cases}$$

Tässä ollaan kuitenkin kiinnostuneita ratkaisusta, joka pätee kaikilla p:n arvoilla. Tällöin päädytään samaan ratkaisuun kuin yllä, eli  $a = 2$  ja  $b = -1$ , ja  $\text{Var}(Y) = 4p(1-p)$ .

**7.2 (a)**  $M(t) = \frac{2}{5}e^t + \frac{1}{5}e^{2t} + \frac{2}{5}e^{3t}$

**(b)**  $M'(t) = \frac{2}{5}e^t + \frac{2}{5}e^{2t} + \frac{6}{5}e^{3t}$  ja  $M''(t) = \frac{2}{5}e^t + \frac{4}{5}e^{2t} + \frac{18}{5}e^{3t}$ , joten

$$\text{E}(X) = M'(0) = 2 \text{ ja } \text{Var}(X) = M''(0) - [M'(0)]^2 = \frac{4}{5}$$

**7.3** 
$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{x=0}^n x \cdot \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} = \sum_{x=1}^n \frac{n!}{(x-1)!(n-x)!} p^x (1-p)^{n-x} = np \sum_{x=1}^n \frac{(n-1)!}{(x-1)!(n-x)!} p^{x-1} (1-p)^{n-x} \\ &= np \sum_{x=1}^n \binom{n-1}{x-1} p^{x-1} (1-p)^{n-x} \stackrel{\Delta}{=} np \sum_{i=0}^{n-1} \binom{n-1}{i} p^i (1-p)^{(n-1)-i} \stackrel{\Delta\Delta}{=} np [p + (1-p)]^{n-1} = np \end{aligned}$$

$\Delta$ ) merkitään  $i=x-1$  eli  $x=i+1$ ,  $n-x=(n-1)-i$

$\Delta\Delta$ ) sovelletaan binomilauseetta  $(a+b)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} a^k b^{n-k}$

$$\text{Var}(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = (n^2 p^2 - np^2 + np) - (np)^2 = np(1-p)$$

**7.4**  $M(t) = (1-p + pe^t)^n$ ,  $M'(t) = npe^t(1-p + pe^t)^{n-1}$  ja

$$M''(t) = npe^t(1-p + pe^t)^{n-1} + n(n-1)p^2(e^t)^2(1-p + pe^t)^{n-2}.$$

$$M'(0) = np = E(X) \text{ ja } M''(0) = np + n(n-1)p^2 = n^2 p^2 - np^2 + np = E(X^2).$$

$$\text{Var}(X) = M''(0) - [M'(0)]^2 = np(1-p).$$

**7.5**  $\{Z_i=1\} \Leftrightarrow \{X_i=1\} \cap \{X_{i+1}=1\}$ . Lisäksi tiedetään, että  $X_i$  ja  $X_{i+1}$  riippumattomia ja  $i = 1, \dots, n-1$ .

Siis  $P(\{Z_i=1\}) = P(\{X_i=1\} \cap \{X_{i+1}=1\}) = P(\{X_i=1\}) \cdot P(\{X_{i+1}=1\}) = p^2$ .

Tästä seuraa, että  $P(\{Z_i=0\}) = 1 - p^2$ . Siis  $E(Z_i) = 1 \cdot p^2 + 0 \cdot (1 - p^2) = p^2$ .

(a)  $E(Z) = E(Z_1 + Z_2 + \dots + Z_{n-1}) = E(Z_1) + E(Z_2) + \dots + E(Z_{n-1}) = (n-1)p^2$ .

(b)  $E(Z) = 199 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^2 = \frac{199}{4} (\approx 50)$ .

Nyt  $Z_i=1$  osoittaa, että kohdassa  $i, i+1$  on toistos RR (eli kaksi kruunua peräkkäin).

$E(Z)$  tarkoittaa toistosten RR odotusarvoa jonossa.

**7.6** Merk.  $X =$  ”oikean päätöksen tekevien valamiesten lukumäärä”. Nyt  $X \sim \text{Bin}(3, p)$ .

Kolmen hengen valamiehistö päättää oikein, jos  $X \geq 2$ . Siis tarkastellaan todennäköisyyttä

$$P(X \geq 2) = (3 \text{ nCr } 2)p^2(1-p)^1 + (3 \text{ nCr } 3)p^3(1-p)^0 = 3p^2 - 2p^3.$$

1) Koska yksi valamies päättää oikein tn:llä  $p$ , niin kolmen hengen valamiehistö on parempi jos ja vain jos  $3p^2 - 2p^3 > p \Leftrightarrow -2p^3 + 3p^2 - p > 0$ .

Merk.  $h(p) = -2p^3 + 3p^2 - p$ . Nyt  $h(p) = 0 \Leftrightarrow p=0$  tai  $p=1$  tai  $p=\frac{1}{2}$ .

Siis nollakohtien avulla  $h(p)$  voidaan ilmaista  $h(p) = -2p(p-1)(p-\frac{1}{2}) = p(1-p)(2p-1)$ .

Kun ollaan kelvollisten ratkaisujen alueella ( $0 < p < 1$ ), niin  $p > 0$  ja  $1-p > 0$ .

Lisäksi  $2p-1 > 0$ , kun  $p > \frac{1}{2}$ .

Siis kolmen hengen valamiehistö parempi, jos  $\frac{1}{2} < p < 1$ .

2) Vastaavasti yksi valamies on parempi, jos  $0 < p < \frac{1}{2}$ .

3) Vaihtoehdot ovat yhtä hyviä, jos  $p = \frac{1}{2}$  (Vaihtoehdot ovat yhtä hyviä myös silloin kun  $p=0$  tai  $p=1$ , mutta nämä eivät ole mielenkiintoisia tilanteita).

**7.7** Momenttifunktio määrittää jakauman yksikäsitteisesti.

(a) Kun  $X \sim \text{Ber}(p)$ , niin  $M(t) = 1 - p + pe^t$ . Nyt  $X \sim \text{Ber}(2/3)$ .

$P(X=1) = 2/3, P(X=0) = 1/3$ . Tällöin  $E(X) = 2/3$  ja  $\text{Var}(X) = 2/9$ .

(b) Kun  $X \sim \text{Bin}(n, p)$ , niin  $M(t) = (1 - p + pe^t)^n$ . Nyt  $X \sim \text{Bin}(12, 3/4)$ .

$P(X=x) = (12 \text{ nCr } x)(3/4)^x(1/4)^{12-x}$ . Tällöin  $E(X) = 9$  ja  $\text{Var}(X) = 9/4$ .

Huomautus. Odotusarvo ja varianssi voidaan määrittää a- ja b-kohdissa myös momenttifunktion avulla.

Esim. a-kohdassa  $M'(t) = M''(t) = (2/3)e^t$ , jolloin  $E(X) = M'(0) = 2/3$  ja  $\text{Var}(X) = M''(0) - [M'(0)]^2 = 2/9$ .

Vastaavasti b-kohdassa.

**7.8** Nyt  $K'(t) = \frac{M'(t)}{M(t)}$ , ja tällöin  $K'(0) = \frac{M'(0)}{M(0)} = M'(0) = E(X)$ , koska  $M(0) = E(e^{0 \cdot X}) = 1$ .

$K''(t) = \frac{M''(t) \cdot M(t) - [M'(t)]^2}{[M(t)]^2}$  ja edelleen voidaan hyödyntää  $M(0) = E(e^{0 \cdot X}) = 1$ , joten

$$K''(0) = \frac{M''(0) \cdot M(0) - [M'(0)]^2}{[M(0)]^2} = M''(0) - [M'(0)]^2 = \text{Var}(X).$$