

Föreläsning 8

TAMS14 – Sannolikhetslära

Skriven av Oliver Wettergren

oliwe188@student.liu.se

<https://www.instagram.com/olwettergren/>

Väntevärde och varians för linjärkombinationer av s.v.

SATS 5.11

Låt X_1, X_2, \dots, X_n vara s.v., och låt

$$Y = \sum_{i=1}^n a_i X_i + b$$

Då gäller:

$$(i) E(Y) = \sum_{i=1}^n a_i E(X_i) + b$$

$$(ii) V(Y) = \sum_{i=1}^n a_i^2 V(X_i) + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n a_i a_j C(X_i, X_j)$$

Om X_1, \dots, X_n är oberoende fås:

$$V(Y) = \sum_{i=1}^n a_i^2 V(X_i)$$

Beweis:

Om $n=2$, (X_1, X_2) är kontinuerlig:

$$(i) E(Y) = \{ \text{sats 5.2} \} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (a_1 x_1 + a_2 x_2 + b) f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) dx_1 dx_2 =$$

$$= a_1 \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x_1 f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) dx_1 dx_2}_{E(X_1)} + a_2 \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x_2 f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) dx_1 dx_2}_{E(X_2)} +$$

$$+ b \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) dx_1 dx_2}_{=1}$$

$$\begin{aligned}
(ii) \quad V(\bar{Y}) &= E((\bar{Y} - E(\bar{Y}))^2) = E((a_1 X_1 + a_2 X_2 + b - a_1 E(X_1) - a_2 E(X_2) - \\
&\quad - b)^2) = E(a_1^2 (X_1 - E(X_1))^2 + a_2^2 (X_2 - E(X_2))^2 + \\
&\quad + 2a_1 a_2 (X_1 - E(X_1))(X_2 - E(X_2))) = \\
&= a_1^2 E((X_1 - E(X_1))^2) + a_2^2 E((X_2 - E(X_2))^2) + \\
&\quad + 2a_1 a_2 E((X_1 - E(X_1))(X_2 - E(X_2))) = \\
&= a_1^2 V(X_1) + a_2^2 V(X_2) + 2a_1 a_2 \text{Cov}(X_1, X_2)
\end{aligned}$$

B5.22

Låt X_1, X_2, X_3 vara oberoende s.v., sådana att

$$\begin{cases} E(X_i) = 2, & i = 1, 2, 3 \\ D(X_i) = 3, & i = 1, 2, 3 \end{cases}$$

Låt

$$Y = 3X_1 - 2X_2 + X_3 - 6.$$

Beräkna $E(Y)$ och $D(Y)$.

Sats 5.11 med

$$a_1 = 3, \quad a_2 = -2, \quad a_3 = 1 \Rightarrow$$

$$E(Y) = 3E(X_1) - 2E(X_2) + E(X_3) - 6 = 3 \cdot 2 - 2 \cdot 2 + 2 - 6 = -2$$

$$\begin{aligned}
V(Y) &= 3^2 V(X_1) + (-2)^2 V(X_2) + 1^2 V(X_3) = \{V(X_i) = 3, \quad i=1,2,3\} = \\
&= 9 \cdot 3 + 4 \cdot 3 + 1 \cdot 3 = 126 \Rightarrow
\end{aligned}$$

$$D(Y) = \sqrt{V(Y)} = \sqrt{126} \approx 11,2$$

SATS 5.7

Låt X vara en s.v., och låt

$$Y = aX + b.$$

Då är

$$E(Y) = aE(X) + b$$

$$V(Y) = a^2 V(X)$$

Bevis:

Sats 5.11, med

$$n=1, a_1=a$$

SATS 5.11.3

Låt X_1, X_2, \dots, X_n vara oberoende s.v., sådana att

$$\begin{cases} E(X_i) = \mu, & i=1, 2, \dots, n \\ V(X_i) = \sigma^2, & i=1, 2, \dots, n \end{cases}$$

Låt

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \text{ "stichprovsmedelvärde"}$$

Då gäller

$$E(\bar{X}) = \mu$$

$$V(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$$

Bevis:

Sats 5.11, med

$$a_1 = a_2 = \dots = a_n = \frac{1}{n}$$

$$b = 0$$

$$E(\bar{X}) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \underbrace{E(X_i)}_{=\mu} = \frac{\mu}{n} \left(\sum_{i=1}^n 1 \right) = \frac{\mu}{n} \cdot n = \mu$$

$$V(\bar{X}) = \sum \left(\frac{1}{n} \right)^2 \frac{V(X_i)}{\sigma^2} = \frac{\sigma^2}{n^2} \left(\sum_{i=1}^n 1 \right) = \frac{\sigma^2}{n^2} \cdot n = \frac{\sigma^2}{n}$$

Stora talens lag

SATS 5.13, Markovs olikhet

Låt $Y \geq 0$ vara en s.v., och låt $a > 0$. Då gäller:

$$P(Y \geq a) \leq \frac{E(Y)}{a}$$

Bevis:

Om Y är kontinuerlig:

$$\begin{aligned} E(Y) &= \int_{-\infty}^{\infty} y f_Y(y) dy = \int_0^a y f_Y(y) dy + \int_a^{\infty} y f_Y(y) dy \geq \\ &= \int_a^{\infty} y f_Y(y) dy \geq a \int_a^{\infty} f_Y(y) dy = a P(Y \geq a) \end{aligned}$$

SATS 5.14, Tjebysjovs olikhet

Låt X vara en s.v. med

$$E(X) = \mu$$

och

$$V(X) = \sigma^2,$$

och låt $\varepsilon > 0$. Då gäller:

$$P(|X - \mu| \geq \varepsilon) \leq \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}$$

Bevis:

$$\begin{aligned} P(|X - \mu| \geq \varepsilon) &= P(\underbrace{(X - \mu)^2}_{= Y} \geq \underbrace{\varepsilon^2}_{= a}) = \left\{ \text{Markovs olikhet} \right\} \leq \\ &\leq \frac{E((X - \mu)^2)}{\varepsilon^2} = \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2} \end{aligned}$$

SATS 5.12, Stora talens lag

Låt X_1, X_2, \dots vara en följd av oberoende s.v., sådana att:

$$\begin{cases} E(X_i) = \mu, & i = 1, 2, \dots \\ V(X_i) = \sigma^2, & i = 1, 2, \dots \end{cases}$$

Låt

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i.$$

Då gäller:

$$P(|\bar{X}_n - \mu| > \varepsilon) \rightarrow 0, n \rightarrow \infty, \forall \varepsilon > 0$$

Beweis:

Vi vet att

$$E(\bar{X}_n) = \mu,$$

$$V(\bar{X}_n) = \frac{\sigma^2}{n}.$$

Tjebysjovs olikhet ger:

$$P(|\bar{X}_n - \mu| > \varepsilon) \leq \frac{V(\bar{X}_n)}{\varepsilon^2} = \frac{\sigma^2}{n\varepsilon^2} \rightarrow 0, n \rightarrow \infty$$

Betingade sannolikhetsfördelningar

Låt (X, Y) vara en 2-dim diskret s.v. Den

betingade sannolikhetsfunktionen för X givet

$$Y = y$$

definieras av:

$$P_{X|Y=y}(x) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_Y(y)} \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

(för $y \in \mathbb{R}$ så att $P_Y(y) > 0$)

Tolkning:

Ny uppdaterad sannolikhetsfunktion för X , efter att man fått veta att $Y = y$.

Egenskaper:

Samma som "vanliga" sannolikhetsfunktioner!

Tex:

$$\sum_{x \in \mathbb{R}} P_{X|Y=y}(x) = \sum_{x \in \mathbb{R}} \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_Y(y)} = \frac{1}{P_Y(y)} \cdot P_Y(y) = 1.$$

Dessutom:

$$\begin{aligned} P_{X|Y=y}(x) &= \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_Y(y)} = \frac{P(\{X=x\} \cap \{Y=y\})}{P(Y=y)} = \\ &= P(X=x \mid Y=y) \end{aligned}$$

Låt (X, Y) vara en 2-dim kontinuerlig sv. Den **betingade täthetsfunktionen** för X givet $Y=y$, definieras av:

$$f_{X|Y=y}(x) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

(för $y \in \mathbb{R}$ så att $f_Y(y) > 0$)

Tolkning:

Som ovan.

Egenskaper:

Samma "vanliga" täthetsfunktioner! Tex:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_{X|Y=y}(x) dx = 1.$$

5.31

Låt (X, \mathbb{Y}) vara en 2-dim kontinuerligt s.v, med

$$f_{X, \mathbb{Y}}(x, y) = \begin{cases} x^2 + \frac{xy}{3}, & 0 < x < 1, 0 < y < 2 \\ 0, & \text{annars} \end{cases}$$

Beräkna $f_{X|\mathbb{Y}=y}(x)$, speciellt för $y = \frac{1}{2}$.

$$\begin{aligned} f_{\mathbb{Y}}(y) &= \int_{-\infty}^{\infty} f_{X, \mathbb{Y}}(x, y) dx = \left\{ \begin{array}{l} \text{antag} \\ 0 < y < 2 \end{array} \right\} = \\ &= \int_0^1 \left(x^2 + \frac{xy}{3} \right) dx = \left[\frac{x^3}{3} + \frac{x^2 y}{6} \right]_0^1 = \frac{1}{3} + \frac{y}{6} \end{aligned}$$

Vi får

$$f_{\mathbb{Y}}(y) = \begin{cases} \frac{1}{3} + \frac{y}{6}, & 0 < y < 2 \\ 0, & \text{annars} \end{cases}$$

$$f_{X|\mathbb{Y}=y}(x) = \left\{ \begin{array}{l} \text{antag} \\ 0 < y < 2 \end{array} \right\} = \left\{ \begin{array}{l} \left(x^2 + \frac{xy}{6} \right) / \left(\frac{1}{3} + \frac{y}{6} \right), & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{annars} \end{array} \right.$$

Om $y = \frac{1}{2}$ får vi:

$$f_{X|\mathbb{Y}=\frac{1}{2}}(x) = \begin{cases} \frac{12x^2 + 2x}{5}, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{annars} \end{cases}$$

Betingat väntevärde och varians

Låt (X, Y) vara en 2-dim s.v. Det **betingade**

väntevärdet för X givet $Y=y$ definieras av:

$$E(X | Y=y) = \begin{cases} \sum_{x \in \mathbb{R}} x P_{X|Y=y}(x), & \text{om } (X, Y) \text{ diskret} \\ \int_{-\infty}^{\infty} x f_{X|Y=y}(x) dx, & \text{om } (X, Y) \text{ kont.} \end{cases}$$

Den betingade variansen för X givet $Y=y$ definieras av:

$$V(X | Y=y) = E((X - E(X | Y=y))^2)$$

Vilket är lika med:

$$E(X^2 | Y=y) - E(X | Y=y)^2$$

SATS 5.15 Lagen om total förväntan

$$E(X) = \begin{cases} \sum_{y \in \mathbb{R}} E(X | Y=y) P_Y(y), & \text{om } (X, Y) \text{ diskret} \\ \int_{-\infty}^{\infty} E(X | Y=y) f_Y(y) dy, & \text{om } (X, Y) \text{ kontinuerlig} \end{cases}$$