

Vi vet sedan tidigare att för en stokastisk variabel X och konstanter a och b gäller

$$\mathbf{E}[aX + b] = a\mathbf{E}[X] + b$$

och

$$\mathbf{V}(aX + b) = \mathbf{V}(aX) = a^2\mathbf{V}(X).$$

Sats. Låt X och Y vara två stokastiska variabler. Då är

$$\mathbf{E}[X + Y] = \mathbf{E}[X] + \mathbf{E}[Y].$$

Vi bevisar det diskreta fallet.

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[X + Y] &= \sum_{x \in S_X} \sum_{y \in S_Y} (x + y) \mathbf{P}(X = x, Y = y) \\ &= \sum_{x \in S_X} x \sum_{y \in S_Y} \mathbf{P}(X = x, Y = y) + \sum_{y \in S_Y} y \sum_{x \in S_X} \mathbf{P}(X = x, Y = y) \\ &= \sum_{x \in S_X} x \mathbf{P}(X = x) + \sum_{y \in S_Y} y \mathbf{P}(Y = y) = \mathbf{E}[X] + \mathbf{E}[Y]. \end{aligned}$$

Sats. Om X och Y är två oberoende stokastiska variabler är

$$\mathbf{E}[XY] = \mathbf{E}[X] \mathbf{E}[Y]$$

Bevis: Här bevisas det diskreta fallet:

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[XY] &= \sum_k \sum_n kn \mathbf{P}(X = k, Y = n) = \sum_k \sum_n kn \mathbf{P}(X = k) \mathbf{P}(Y = n) \\ &= \underbrace{\sum_k k \mathbf{P}(X = k)}_{=\mathbf{E}[X]} \underbrace{\sum_n n \mathbf{P}(Y = n)}_{=\mathbf{E}[Y]} = \mathbf{E}[X] \mathbf{E}[Y] \end{aligned}$$

Beräkningsformel för varianser:

Sats.

$$\mathbf{V}(X) = \mathbf{E}[X^2] - (\mathbf{E}[X])^2.$$

Bevis: Med beteckningen $m = \mathbf{E}[X]$ har vi

$$\begin{aligned} \mathbf{V}(X) &= \mathbf{E}[(X - m)^2] = \mathbf{E}[X^2 - 2mX + m^2] \\ &= \mathbf{E}[X^2] - 2m\mathbf{E}[X] + m^2 = \mathbf{E}[X^2] - m^2 = \mathbf{E}[X^2] - (\mathbf{E}[X])^2. \end{aligned}$$

Satsen används även ofta för att beräkna $\mathbf{E}[X^2]$ från $\mathbf{V}(X)$ och $\mathbf{E}[X]$ i bevis.

Exempel: Area av kvadrat och rektangel: Låt X_1 och X_2 vara två oberoende sidlängder, likformigt fördelade på intervallet $[0, 1]$. Då är

$$\mathbf{E}[X] = \frac{1}{2} \quad \mathbf{V}(X) = \frac{1}{12}.$$

Vidare så är

$$\mathbf{E}[\text{Area rektangel}] = \mathbf{E}[X_1 \cdot X_2] = \{\text{oberoende}\} = \mathbf{E}[X_1] \mathbf{E}[X_2] = \frac{1}{4}.$$

medan

$$E[\text{Area kvadrat}] = E[X_1^2] = V(X_1^2) + E[X_1]^2 = \frac{1}{12} + \frac{1}{4} = \frac{1}{3} \geq m^2.$$

Låt (X, Y) vara en tvådimensionell stokastisk variabel och beteckna $m_X = E[X]$ och $m_Y = E[Y]$. Då är

$$\begin{aligned} V(X + Y) &= E[(X + Y - E[X + Y])^2] = E[(X - m_X + Y - m_Y)^2] \\ &= E[(X - m_X)^2 + (Y - m_Y)^2 + 2(X - m_X)(Y - m_Y)] \\ &= E[(X - m_X)^2] + E[(Y - m_Y)^2] + 2E[(X - m_X)(Y - m_Y)] \\ &= V(X) + V(Y) + 2C(X, Y). \end{aligned}$$

Definition: Kovariansen mellan två stokastiska variabler X och Y definieras och betecknas

$$C(X, Y) = E[(X - m_X)(Y - m_Y)].$$

Variabeln

$$(X - m_X)(Y - m_Y)$$

mäter om X och Y tenderar att variera åt samma eller motsatt håll. Om X är stor/liten (relativt m_X) och Y samtidigt är stor/liten (relativt m_Y) så är kovariansen positiv eftersom $+\cdot+ = +$ och $-\cdot- = +$. Analogt, om X och Y varierar åt motsatt håll är kovariansen negativ, $+\cdot- = -$ och $-\cdot+ = -$. Kovariansen mäter *linjär* samvariation.

Korrelationen (korrelationskoefficienten) är det dimensionslösa linjära samvariationsmättet. Den definieras och betecknas

$$\rho_{X,Y} = \frac{C(X, Y)}{\sqrt{V(X)V(Y)}} = \frac{C(X, Y)}{D(X)D(Y)}.$$

Korrelationskoefficienten uppfyller alltid

$$-1 \leq \rho_{X,Y} \leq 1$$

och $|\rho_{X,Y}| = 1$ om och endast om $Y = aX + b$.

Med linjäriteten hos väntevärden har vi även följande beräkningsformel (jämför med Steiners sats för varianser)

$$\begin{aligned} C(X, Y) &= E[(X - m_X)(Y - m_Y)] = E[XY - m_X Y - m_Y X + m_X m_Y] \\ &= E[XY] - m_X E[Y] - m_Y E[X] + m_X m_Y = E[XY] - m_X m_Y. \end{aligned}$$

Kovariansen är en bilinjär operator

$$C(aX + b, Y) = C(aX, Y) = aC(X, Y)$$

för konstanter a och b , och för stokastiska variabler X , Y och Z är

$$C(X, Y) = C(Y, X) \quad C(X + Z, Y) = C(X, Y) + C(Z, Y)$$

Notera även att

$$C(X, X) = E[(X - m_X)(X - m_X)] = E[(X - m_X)^2] = V(X).$$

För två oberoende stokastiska är kovariansen variabler

$$C(X, Y) = E[XY] - m_X m_Y = E[X] E[Y] - m_X m_Y = 0$$

och

$$V(X + Y) = V(X) + V(Y) + \underbrace{2C(X, Y)}_{=0} = V(X) + V(Y).$$

Två stokastiska variabler X och Y som uppfyller $C(X, Y) = 0$ sägs vara *okorrelerade*.

Sats. Låt X_1, \dots, X_n vara en sekvens av stokastiska variabler och a_1, \dots, a_n konstanter. Då är

$$E[a_1X_1 + \dots + a_nX_n] = a_1E[X_1] + \dots + a_nE[X_n].$$

Vidare om variablerna är okorrelerade (t.ex. om de är oberoende) så är

$$V(a_1X_1 + \dots + a_nX_n) = a_1^2V(X_1) + \dots + a_n^2V(X_n).$$

Som ett synnerligen viktigt specialfall har vi det aritmetiska medelvärdet.

Sats. Låt X_1, \dots, X_n vara oberoende likafördelade stokastiska variabler med $m = E[X_i]$ och $\sigma = D(X_i)$. Medelvärdet

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

har

$$E[\bar{X}] = m \quad V(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n} \quad D(\bar{X}) = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}.$$

Stora talens lag (STL)

Låt X_1, \dots, X_n vara oberoende likafördelade stokastiska variabler med $m = E[X_i]$ och $\sigma = D(X_i)$.

För varje $\delta = kD(\bar{X}) > 0$ fås med Tjebychevs olikhet att

$$P(|\bar{X} - m| > \delta) \leq \frac{1}{k^2} = \frac{V(\bar{X})}{\delta^2} = \frac{\sigma^2}{\delta^2 n} \rightarrow 0$$

då $n \rightarrow \infty$.

Gauss approximationsformler

Vi vill beräkna väntevärdet och variansen av en funktion g av en stokastisk variabel X , dvs $E[g(X)]$ och $V(g(X))$. Med den aningslöse statistikerns sats förutsätter beräkningen att vi känner fördelningen för X . Här följer approximationer av $E[g(X)]$ och $V(g(X))$ utnyttjandes bara $E[X]$, $V(X)$ och funktionen $g(x)$.

Taylorutveckla $g(x)$ kring en punkt m :

$$g(x) \approx g(m) + (x - m)g'(m)$$

med likhet om $g(x) = ax + b$ för konstanter a och b . Låt $m = E[X]$. Då får vi att

1. $E[g(X)] \approx E[g(m) + (X - m)g'(m)] = g(m) + (E[X] - m)g'(m) = g(m)$.
2. $V(g(X)) \approx V(g(m) + (X - m)g'(m)) = (g'(m))^2V(X - m) = (g'(m))^2V(X)$.

Ett varningens ord: approximationerna fungerar bäst då fördelningen är någorlunda koncentrerad till ett intervall där $g(x)$ är approximativt linjär. För generaliseringar till fler dimensioner, $V(g(X, Y))$, etc. se kurslitteraturen.