

Insinöörimatematiikka: Todennäköisyyslaskenta

Mika Hirvensalo
mikhirve@utu.fi

Matematiikan ja tilastotieteen laitos
Turun yliopisto

2025

Määritelmä

Mikäli n -pituisen jono satunnaismuuttujan X arvoista muodostuvia viestejä voidaan koodata $m = \lfloor rn \rfloor$ -pituisilla bittijonoilla, sanotaan, että koodaus onnistuu tahdilla (rate) r .

Shannonin lause

Jos $r > H(X)$, on mahdollista koodata X :n arvot binääriseen aakkostoon tahdilla r siten että dekodausvirheen todennäköisyys lähenee nollaa.

Jos $r < H(X)$, edellämainittu koodaus ei ole mahdollista, vaan dekodausvirheen todennäköisyys lähenee ykköstä.

Määritelmä

Binäärisen symmetrisen kanavan *kapasiteetti* on

$$C(p) = 1 - H_2(p),$$

missä p on kanavan virhetodennäköisyys.

Koodin C_n *informaatiosuhde* on

$$R(C_n) = \frac{\log_2 |C_n|}{n}.$$

Shannonin lause 2

Jos $p < \frac{1}{2}$ ja $R < C(p)$ ja $\epsilon > 0$, niin on sellainen rajaluku $N = N(p, R, \epsilon)$, että aina kun $n \geq N$, niin on olemassa n -pituinen binäärikoodi C_n jolle $R(C_n) \geq R$ ja $\mathbb{P}_{er}(C_n) < \epsilon$.

Lähtökohdat

- Havainnot x_1, \dots, x_n jostakin ilmiöstä.
- Tyypillisesti ei tiedetä miten havainnoitava ilmiö on jakautunut.
- i :s havainto x_i on satunnaismuuttujan X_i arvo.
- Satunnaismuuttujat X_i riippumattomat.
- Satunnaisotos: X_1, X_2, \dots, X_n .
- Pyrkimys: Hyvät arviot ainakin odotusarvolle $\mathbb{E}(X_i) = \mu$ ja varianssille $\text{Var}(X_i) = \sigma^2$.

Otoskeskiarvo

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

missä $\mathbb{E}(X_i) = \mu$ ja $\text{Var}(X_i) = \sigma^2$.

- $\mathbb{E}(\bar{X}_n) = \mu$
- $\text{Var}(\bar{X}_n) = \frac{\sigma^2}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$.

Otosvariassi

$$\text{Var}(\bar{X}_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 \quad ?$$

Odotusarvo

Otoskeskiarvo

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n}(X_1 + \dots + X_n).$$

Tällöin

$$\mathbb{E}(\bar{X}_n) = \frac{1}{n} \cdot (\mathbb{E}(X_1) + \dots + \mathbb{E}(X_n)) = \mu.$$

Tätä ominaisuutta sanotaan *harhattomuudeksi*

Tarkentuvuus

$$\begin{aligned}\text{Var}(\overline{X}_n) &= \text{Var}\left(\frac{1}{n}X_1\right) + \dots + \text{Var}\left(\frac{1}{n}X_n\right) \\ &= \frac{1}{n^2} \text{Var}(X_1) + \dots + \frac{1}{n^2} \text{Var}(X_n) \\ &= n \cdot \frac{1}{n^2} \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.\end{aligned}$$

Tällöin sanotaan, että \overline{X}_n on *tarkentuva* estimaattori.

Varianssi

Koska

$$\sigma^2 = \text{Var}(X_i) = \mathbb{E}(X_i^2) - \mathbb{E}(X_i)^2 = \mathbb{E}(X_i^2) - \mu^2,$$

on

$$\mathbb{E}(X_i^2) = \sigma^2 + \mu^2$$

Samoin

$$\frac{\sigma^2}{n} = \text{Var}(\bar{X}_n) = \mathbb{E}(\bar{X}_n^2) - \mathbb{E}(\bar{X}_n)^2 = \mathbb{E}(\bar{X}_n^2) - \mu^2,$$

josta

$$\mathbb{E}(\bar{X}_n^2) = \frac{\sigma^2}{n} + \mu^2.$$

Varianssi

$$\mathbb{E}\left(\sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X}_n)^2\right) = (n-1)\sigma^2.$$

Tämän vuoksi määritellään *otosvarianssi*

$$S_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X}_n)^2,$$

jolloin

$$\mathbb{E}(S_n^2) = \sigma^2.$$

S_n^2 on siis harhaton. Myös tarkentuva: $\text{Var}(S_n^2) = \frac{\mu_4}{n} + \frac{3-n}{n(n-1)}\sigma^4$.

Lause

Jos satunnaismuuttujat X_1, \dots, X_n ovat jakautuneet $N(\mu, \sigma^2)$ mukaisesti, on

$$T = \frac{\bar{X}_n - \mu}{S_n/\sqrt{n}}$$

jakautunut jakauman $t(n-1)$ (Student's t -distribution) mukaisesti.

Seuraus

Olkoon $\alpha \in (0, 1)$ ja a sellainen, että $\mathbb{P}(-a < T < a) = 1 - \alpha$.

Tällöin

$$\mathbb{P}\left(\bar{X}_n - a\frac{S_n}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X}_n + a\frac{S_n}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha.$$

Jos esim. $\alpha = 0,05$, on kyseessä 95% luottamusväli. Huom.

Tyypillisesti merkitään $a = t_{n-1; \alpha/2}$.