

Punktskattningar

Exempel: Låt x_1, \dots, x_n vara den uppmätta brinntiden för ljus. Vi modellerar dessa som utfall av oberoende och likafördelade stokastiska variabler X_1, \dots, X_n , där $\mu = E[X]$ och $\sigma^2 = V(X)$. Väntevärdet μ skattas med

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

och variansen σ^2 med

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\left(\sum_{i=1}^n x_i^2 \right) - n\bar{x}^2 \right).$$

Exempel: Opinionsundersökning. Intervjua n personer och låt x vara antalet socialdemokrater bland de intervjuade. Med $n = 2661$ och $x = 961$ fås skattningen $p_{\text{obs}}^* = x/n = 961/2661 = 0.3611$ av p , andelen sympatisörer i populationen.

Stickprovsundersökningar — observationer på delar av en population för att få kunskap om helheten.

Definition: Ett (slumpmässigt) *stickprov* (av storlek n) är en serie av observationer x_1, \dots, x_n av oberoende stokastiska variabler X_1, \dots, X_n .

Oftast har X_1, \dots, X_n samma fördelning.

En punktskattning av en parameter θ är en funktion av ett stickprov som skall ge oss information om θ :

$$\theta_{\text{obs}}^* = \theta^*(x_1, \dots, x_n)$$

Skattningar modelleras med skattningsvariabeln (stickprovsvariabeln)

$$\theta^* = \theta^*(X_1, \dots, X_n).$$

Skattningsvariabeln (estimatorn) θ^* ger skattningar (estimat) θ_{obs}^* .

Egenskaper: Skattningen θ_{obs}^* är

väntevärdesriktig om $E[\theta^*] = E[\theta^*(X_1, \dots, X_n)] = \theta$.

effektiv $V(\theta^*) = V(\theta^*(X_1, \dots, X_n))$ är liten.

konsistent (asymptotisk precis) $P(|\theta^* - \theta| > \epsilon) \rightarrow 0$ då $n \rightarrow \infty$.

Notera att begreppet effektivitet är meningsfullt för jämförelser av olika skattningsmetoder av samma parameter θ . Mindre varians är bättre!

Exempel: Opinionsundersökning. Skattningen p_{obs}^* modelleras med $p^* = X/n$ där X är $\text{Bin}(n, p)$ (oändlig population). Då är

$$E[p^*] = E[X/n] = \frac{1}{n} E[X] = \frac{1}{n} np = p,$$

dvs. skattningen är väntevärdesriktig, och

$$V(p^*) = V(X/n) = \frac{1}{n^2} V(X) = \frac{1}{n^2} np(1-p) = \frac{p(1-p)}{n} \rightarrow 0$$

då $n \rightarrow \infty$. Med Tjebychevs olikhet får vi

$$P(|p^* - p| > \epsilon) \leq \frac{V(p^*)}{\epsilon^2} = \frac{p(1-p)}{\epsilon^2 n} \rightarrow 0$$

då $n \rightarrow \infty$ att skattningen är konsistent. (Detta är stora talens lag i dess svaga form!)

Med siffror, $n = 2661$ interjuer och $x = 961$ sympatisörer, är skattningen

$$p_{\text{obs}}^* = \frac{x}{n} = \frac{961}{2661} = 0.3611.$$

Standardavvikelsen för p^* är

$$D(p^*) = \sqrt{V(p^*)} = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$$

vilken skattas med

$$\sqrt{\frac{p_{\text{obs}}^*(1-p_{\text{obs}}^*)}{n}} = \sqrt{\frac{0.3611(1-0.3611)}{2661}} = 0.0093115.$$

Definition: En skattning av $D(\theta^*)$, betecknad $d(\theta^*)$, kallas *medelfelet* för skattningen θ_{obs}^* .

Exempel: Skattning av väntevärden och varianser Låt x_1, \dots, x_n vara ett stickprov på X med väntevärde $\mu = E[X_i]$ och varians $V(X) = \sigma^2$. Skattningen

$$\mu_{\text{obs}}^* = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

är väntevärdesriktig (v.v.r.) ty med

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

är

$$E[\mu^*] = E[\bar{X}] = E\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \underbrace{E[X_i]}_{=\mu} = \mu.$$

Vidare så är

$$V(\mu^*) = V(\bar{X}) = V\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \{\text{oberoende}\} = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \underbrace{V(X_i)}_{=\sigma^2} = \frac{\sigma^2}{n}$$

vilket med Tjebychevs olikhet ger att skattningen μ_{obs}^* är en konsistent skattning av μ .

Skattningen s^2 av σ^2 är väntevärdesriktig, $E[S^2] = \sigma^2$. Det är en nyttig övning att visa detta med räknelagarna!

Felfortplantning

Hur kan man skatta $g(\theta)$ med hjälp av θ_{obs}^* och vad är medelfelet för skattningen?

Låt θ_{obs}^* vara en väntevärdesriktig skattning av θ , $E[\theta^*] = \theta$, och $g(x)$ vara en funktion. Taylorutveckla g runt en punkt μ , $g(x) \approx g(\mu) + g'(\mu)(x - \mu)$. Då är

$$E[g(X)] \approx E[g(\mu) + g'(\mu)(X - \mu)] = g(\mu) + g'(\mu)(E[X] - \mu)$$

Med $\mu = E[X]$ är

$$E[g(X)] \approx g(E[X])$$

Med $X = \theta^*$ är

$$E[g(\theta^*)] \approx g(E[\theta^*]) = g(\theta)$$

så $g(\theta_{\text{obs}}^*)$ är (approximativt) en väntevärdesriktig skattning av $g(\theta)$. Vidare så

$$V(g(X)) \approx V(g(\mu) + g'(\mu)(X - \mu)) = [g'(\mu)]^2 V(X)$$

så

$$D(g(X)) \approx |g'(\mu)|D(X).$$

Detta ger att

$$D(g(\theta^*)) \approx |g'(\theta)|D(\theta^*)$$

så medelfelet för skattningen $g(\theta_{\text{obs}}^*)$ fås approximativt som $d(g(\theta^*)) = |g'(\theta_{\text{obs}}^*)|d(\theta^*)$.

Generaliseringar för funktioner av fler parametrar, se litteraturen.

Generella skattningsmetoder

I fortsättningen, låt x_1, \dots, x_n vara ett stickprov. Antag att i fördelningen för (X_1, \dots, X_n) ingår parametrarna $\theta_1, \dots, \theta_r$.

Maximum likelihood-metoden Skattningarna $(\theta_1)_{\text{obs}}^*, \dots, (\theta_r)_{\text{obs}}^*$ är de värden på $\theta_1, \dots, \theta_r$ som maximerar *trolighetsfunktionen*

$$L(\theta_1, \dots, \theta_r) = f_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n)$$

vid kontinuerliga fördelningar, eller

$$L(\theta_1, \dots, \theta_r) = P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n)$$

vid diskreta.

Filosofin bakom Maximum likelihood-metoden är att vårt utfall (stickprovet) bestäms av parametrarna i de ingående fördelningarna. Skattningen av dessa parametrar är de värden som gör det observerade så troligt som möjligt.