MVUE를 찾는 방법

정의

- 충분통계량의 기댓값을 구하기
- 1. 충분통계량의 기댓값을 구하여 함수를 직접적으로 정의하는 것
- 1) 충분통계량의 기댓값을 구한 후, 이 기댓값의 함수
- (1) $E(\psi(y_1)) = \theta$ 가 되도록 $\psi(y_1)$ 를 정의한다.

정의

• MLE 추정량을 통해 도출

- 1)MLE 추정량을 도출한 결과가 $\psi(y_1)$, 즉 y_1 에 대한 함수꼴로 나타나고 (1) $E[\psi(y_1)] = \theta$ 이면, $\psi(y_1)$ 는 MVUE이다.
- 2) 이 때 θ 를 참모수 $\theta_{mle} = \psi(y_1)$ 이고, $\hat{\theta}$ 를 MVUE라고 한다면
- $(1) (\hat{\theta} \theta_{mle}) \xrightarrow{p} 0 0$
- $(2)\sqrt{n}(\hat{\theta}-\theta) \stackrel{D}{\to} N[0,(g'(\theta)^2)\sigma^2]$ 이다. (Δ -방법의 응용)

정의

- 조건부 기댓값을 구하기
- 1. 라오-블랙웰 정리에 따라 불편추정량을 충분통계량의 조건부 기댓값으로 나타내는 방법
- 2. 즉, $Y_1 = u(X_1, ..., X_n)$ 에서 $E(Y_1) = \theta$ 인 불편추정량이라고 할 때
- (1) 만약 $Y_2 = k(X_1, ..., X_n)$ 가 X의 충분통계량이라고 가정할 경우
- (2) $E(Y_1|Y_2) = \psi(y_1)$ 는 θ 에 대한 MVUE가 된다.

- 베르누이분포의 분산의 MVUE 구하기
- 1. $X_1, ..., X_n$ 이 $b(1, \theta)$ 를 따르는 분포에서 추출한 확률표본이라고 하자.
- 1) 이 때, $\frac{Y_1}{n} Y_1 = \sum x_i$ 라고 할 떄
- $(1) \frac{Y_1}{n} = \frac{\sum x_i}{n} = \frac{\sum x_i}{n}$ 는 θ 의 MVUE이다.
- 2) $Var(Y_1) = \theta(1 \theta)$ 의 MVUE를 구하면
- (1) θ 의 MLE 추정량인 $\frac{Y_1}{n}$ 를 우선 고려할 수 있다.
- (2) 따라서, $\psi(y_1) = \frac{Y_1}{n}(1-\frac{Y_1}{n})$ 의 기댓값을 구하면
- (3) $E[\psi(y_1)] = E\left[\frac{Y_1}{n}\left(1 \frac{Y_1}{n}\right)\right] = \frac{E[Y_1]}{n} \frac{E[Y_1^2]}{n^2}$
- $\frac{\mathrm{E}[Y_1]}{n} = \theta , \frac{\mathrm{E}[Y_1^2]}{n^2} = \frac{\theta(1-\theta)}{n} + \theta^2$
- $\frac{E[Y_1]}{n} \frac{E[Y_1^2]}{n^2} = \theta \frac{\theta(1-\theta)}{n} \theta^2 = (n-1)\frac{\theta(1-\theta)}{n}$
- 3) 이를 조정하여 $\theta(1-\theta)$ 에 대한 함수로 만들면
- (1) $E\left[\frac{n}{(n-1)}\psi(y_1)\right] = \theta(1-\theta)$
- (2) 이 때, $\tilde{\theta} = \frac{n}{(n-1)} \psi(y_1)$ 는 $\theta(1-\theta)$ 에 대한 최소분산불편추정량이다.

- 조건부 기댓값 기법
- $1.X_1,...,X_n$ 이 pdf $N(\theta,1)$ 에서 추출한 확률표본이라고 하고, $\int_{-\infty}^{c} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x_i-\theta)^2}{2}\right) dx = p(X \le c) = \Phi(c-\theta)$ 라고 하면
- 1) $\Phi(c-\theta)$ 의 불편추정량을 구하려고 할 때
- (1) $\mathbf{u}(\mathbf{x}) = \begin{cases} 1, & x \le c \\ 0, & x > c \end{cases}$ 인 함수를 정의하면 $\mathbf{u}(\mathbf{x})$ 의 기댓값은
- (2) $E[u(x)] = 1 \cdot P[x \theta \le c \theta] + 0 \cdot P[x \theta > c \theta] = \Phi(c \theta)$ $\circ \mid C \mid$.
- (3) 따라서, u(x)는 $\Phi(c-\theta)$ 에 대한 불편추정량 이다.

- 조건부 기댓값 기법
- 1. $X_{10} \dots, X_n$ 이 pdf $N(\theta, 1)$ 에서 추출한 확률표본이라고 하고, $\int_{-\infty}^{1} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x_i-\theta)^2}{2}\right) dx = p(X \le c) = \Phi(c-\theta)$ 라고 하면
- 2) 이 때, $N(\theta,1)$ 에서 θ 에 대한 완비충분통계량인 $\overline{X}=\frac{\sum x_i}{n}$ 의 분포와 X_1 의 결합 분포를 정의하면
- (1) 이는 N([θ , θ], [1, $\frac{1}{n}$]) 인 이변량 정규이다.(단, $\rho = \frac{1}{\sqrt{n}}$)
- (2) 따라서, 조건부 기댓값의 선형함수로 변환하면, 우리가 구하려는 조건부 기댓값 E(u(x)|X) 를 구할 수 있다.
- (3) 우선, $E(X|\overline{X})$ 를 구하면, 이 조건부 기댓값은
- $\theta + \rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2} (\overline{X} \theta) = \overline{X}$ (평균)
- $\sigma_1^2(1-\rho^2) = \frac{n-1}{n}$ (분산)
- 을 따르는 이변량 정규를 따른다.

- 조건부 기댓값 기법
- 1. $X_1, ..., X_n$ 이 pdf $N(\theta, 1)$ 에서 추출한 확률표본이라고 하고, $\int_{-\infty}^{c} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x_i \theta)^2}{2}\right) dx = p(X \le c) = \Phi(c \theta)$ 라고 하면
- 3) 이제, $E(u(X)|\overline{X})$ 를 구하면

$$(1) \int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{u}(X) \sqrt{\frac{n}{n-1}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{n(x-\overline{x})^2}{2(n-1)}\right) dx = \int_{-\infty}^{c} \sqrt{\frac{n}{n-1}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{n(x-\overline{x})^2}{2(n-1)}\right) dx$$

(2)
$$Z = \sqrt{\frac{n(x-\bar{x})^2}{(n-1)}}$$
 로 변수변환을 실시하면, $c' = \frac{\sqrt{n}(c-\bar{x})}{\sqrt{n-1}}$ 일떄

$$-\int_{-\infty}^{c'} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) dx = \Phi(c') = \Phi\left(\frac{\sqrt{n}(c-\bar{x})}{\sqrt{n-1}}\right)$$
 이고, 이것이 MVUE 이다.