충분통계량의 응용

- 최소분산추정량의 추정
- 1. 최소분산추정량이란 모든 불편추정량 중 최소분산을 만족하는 추정량이다.
- 1) 충분 통계량으로 조건을 걸면 더 효율적인 불편 추정량을 구할 수 있다.
- 2. 기댓값의 성질에서, $E[E(x_2|x_1)] = E(x_2)$ 이고, $var[E(x_2|x_1)] \le var(x_2)$ 임이 알려져 있다.
- 1) 불편추정량을 Y_2 , 충분통계량을 Y_1 으로 표현하고, 위 관계를 가져오면
- (1) $E[E(Y_2|Y_1)] = E[Y_2] = \theta$ 이고, $var[E(Y_2|Y_1)] \le var(Y_2)$ 이므로
- (2) 충분통계량으로 통제한 불편추정량은 그냥 불편추정량에 관한 함수보다 항상 분산이 작다.

- 라오-블랙웰 정리
- 1. 어떤 정수 n에 대해 $X_1, ..., X_n$ 이 pdf $f(x; \theta)$ 또는 pmf $f(x; \theta)$ 를 갖는 분포에서 추출한 확률표본이라고 하자.
- 1) 이 때, $Y_1 = u_1(X_1, ..., X_n)$ 이 θ 에 대한 충분통계량이고,
- 2) $Y_2 = u_2(X_1, ..., X_n)$ 이 θ 에 대한 불편추정량 이라고 하면
- 3) $E(Y_2|Y_1) = \varphi(y_1)$ 이라는 함수로 정의할 경우, 이 통계량 $\varphi(y_1)$ 은
- (1) θ 에 대한 충분통계량 Y_1 에 대한 함수이고
- $(2) \theta$ 의 불편추정량이고
- (3) 일반 불편추정량 Y_2 보다 분산이 작다.

- 라오-블랙웰 정리
- 2. MLE 추정량과 충분통계량의 관계
- 1) $X_1, ..., X_n$ 이 pdf 또는 pmf $f(x; \theta)$ 를 갖는 분포에서 추출한 확률표본이다.
- (1) 만약 θ 에 대한 충분통계량 $Y_1 = u_1(X_1, ..., X_n)$ 이 존재하고,
- (2) θ 에 대한 MLE 추정량 $\hat{\theta}$ 이 유일하게 존재할 경우
- (3) $\hat{\theta}$ 는 Y_1 으로 이루어진 함수이다.
- 2) 증명
- (1) $f(Y_1; \theta)$ 이 Y_1 의 pdf 또는 pmf라고 하자. 이 때 우도함수는
- $-L(\theta;X) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) \text{ odd } \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = f(u_1(X_1,...,X_n); \theta) \cdot H(X_1,...,X_n)$
- (2) 이 때, 우변에서 θ 는 오직 $u_1(X_1,...,X_n)$ 과만 연관이 되었으므로,
- (3) <u>우도함수를 최대화하기 위해선</u> $u_1(X_1,...,X_n)$ 이 θ 에 대한 함수여야 한다.

- 라오-블랙웰 정리
- 3. 라오-블랙웰 정리의 제약조건
- 1) $X_1, X_2, X_3 를 \theta > 0$ 인 지수분포에서 추출한 확률표본이라 하자.

pdf
$$f(x; \theta) = \left(\frac{1}{\theta}\right)^3 e^{\frac{-(X_1 + X_2 + X_3)}{\theta}}$$

- 2) 이 때, 인수분해 법칙에 따라 $Y_1 = \sum_{i=1}^{3} x_i = \theta$ 에 대한 충분통계량이다.
- (1) 또한, $E(Y_1) = E(X_1) + E(X_2) + E(X_3) = 3\theta$
- (2) 따라서 $E\left(\frac{Y_1}{3}\right)$ 는 θ 에 대한 최소분산불편추정량이다.

- 라오-블랙웰 정리
- 3) 한편, $Y_2 = X_2 + X_3$ 이고 $Y_3 = X_3$ 라고 정의하면
- (1) 역함수는 $x_1 = y_1 y_2$, $x_2 = y_2 y_3$, $x_3 = y_3$ 이고
- (2) 야코비안은 [1] 이다.
- (3) 결합 pdf $f(y_1, y_2, y_3; \theta) = \left(\frac{1}{\theta}\right)^3 e^{\frac{-(y_1)}{\theta}}$
- (4) y_1 과 y_3 의 주변 pdf는 $f(y_1; \theta) = \int_0^{y_3} \left(\frac{1}{\theta}\right)^3 e^{\frac{-(y_1)}{\theta}} dy_2 = \left(\frac{1}{\theta}\right)^3 (y_1 y_3) e^{\frac{-(y_1)}{\theta}}$
- (5) y_3 의 주변 pdf는 $\int_{y_2}^{\infty} \int_{0}^{y_1} \left(\frac{1}{\theta}\right)^3 e^{\frac{-(y_1)}{\theta}} dy_2 dy_1 = \left(\frac{1}{\theta}\right) e^{\frac{-(y_3)}{\theta}}$ 4) $g(y_1|y_3) = \frac{\left(\frac{1}{\theta}\right)^3 (y_1 y_3) e^{\frac{-(y_3)}{\theta}}}{\left(\frac{1}{\theta}\right) e^{\frac{-(y_3)}{\theta}}} = \left(\frac{1}{\theta}\right)^2 (y_1 y_3) e^{\frac{-(y_1 y_3)}{\theta}} \text{ 이므로}$
- (1) $E(\frac{Y_1}{2}|y_3) = E(\frac{Y_1}{2}|y_3)$

• 라오-블랙웰 정리

4)
$$g(y_1|y_3) = \frac{\left(\frac{1}{\theta}\right)^3(y_1 - y_3)e^{\frac{-(y_1)}{\theta}}}{\left(\frac{1}{\theta}\right)e^{\frac{-(y_3)}{\theta}}} = \left(\frac{1}{\theta}\right)^2(y_1 - y_3)e^{\frac{-(y_1 - y_3)}{\theta}} = \left(\frac{1}{\theta}\right)^2(y_1 - y_3)e^{\frac{-(y_1 - y_3)}$$

(1)
$$E(\frac{Y_1}{3}|y_3) = E(\frac{Y_1 - Y_3}{3}|y_3) + E(\frac{Y_3}{3}|y_3)$$

$$= \left(\frac{1}{3}\right) \int_{y_3}^{\infty} \left(\frac{1}{\theta}\right)^2 (y_1 - y_3)^2 e^{\frac{-(y_1 - y_3)}{\theta}} dy_1 + \frac{Y_3}{3}$$

$$= \left(\frac{1}{3}\right) \frac{\Gamma(3)\theta^3}{\theta^2} + \frac{Y_3}{3} = \frac{2\theta}{3} + \frac{Y_3}{3}$$

- (2) 이 때 $\gamma(y_3) = E(\frac{2\theta}{3} + \frac{Y_3}{3}) = \theta$ 이고, 라오블랙웰 정리에 따라 $\frac{Y_1}{3}$ 보다 분산이 작다.
- (3) 하지만, 충분통계량 이라고 간주하기에 $\gamma(y_3)$ 는 내부에 θ 를 포함하고 있으므로, 충분통계량이 아니다. 따라서, θ 의 MVUE로 간주할 수 없다.

예제

- MLE 추정량과 충분통계량의 관계
- $1. \quad X_1, ..., X_n$ 이 $\Gamma(1, 1/\theta)$ 를 따르는 확률변수에서 추출한 iid 확률표본이라고 할 때
- 1) 이 분포의 우도함수는
- (1) $L(\theta; X) = \theta^n e^{-\theta \sum x_i} \ O[\Gamma].$
- 2) 로그 우도 함수는
- (1) $I(\theta) = n\log\theta \theta \sum x_i$ 이고
- (2) $0 \mid \mathbb{H} \frac{\partial I(\theta)}{\partial \theta} = \frac{n}{\theta} \sum x_i = 0 \text{ MM } \hat{\theta} = \frac{n}{\sum x_i} = \overline{x}$
- 3) 이 때, MLE $\hat{\theta}$ 는 충분통계량 Y = $\sum x_i$ 의 함수이다.
- (1) $E(\hat{\theta}) = nE\left(\frac{1}{\sum x_i}\right) = n \int_0^\infty \frac{\theta^n}{\Gamma(n)} t^{-1} t^{n-1} e^{-\theta t} dt$
- (2) 이 때, $z = \theta t$ 로 변수변환하면
- $\theta \frac{n}{(n-1)!} \Gamma(n-1) = \theta \frac{n}{n-1}$
- (3) 따라서 $\frac{(n-1)\widehat{\theta}}{n} = \frac{(n-1)}{\sum x_i}$ 는 θ 의 최소분산불편추정량이다.