- 級 2017 偶敦

問2

確率密度関数のパラメータの<mark>最良の推定量を選択する</mark>ことを題材とした問題。真面目に期待値 や分散を計算する能力と、 max を含む順序統計量を扱う能力が問われる。

[1]

 X_1, X_2, \cdots, X_n の実現値 x_1, x_2, \cdots, x_n のうち. 最大値を x_{max} とする。 負の対数尤度 $-l_n L(\phi)$ を最小にする $l^{(c)}$ 5x-9 β E ボめる。

$$-\ln L(\theta) = -\ln \frac{\pi}{f(x_i; \theta)}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} -\ln f(x_i; \theta)}{\ln \theta} \qquad (x_{max} \leq \theta)$$

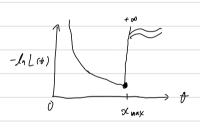
$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} \ln \theta}{\ln \theta + \dots + \infty + \dots + \ln \theta} \qquad (0 < \theta < x_{max})$$

$$= \frac{\ln \ln \theta}{\ln \theta} \qquad (x_{max} \leq \theta)$$

$$= \frac{\ln \ln \theta}{\ln \theta} \qquad (x_{max} \leq \theta)$$

$$= \frac{\ln \ln \theta}{\ln \theta} \qquad (x_{max} \leq \theta)$$

これを最かにするのは、右図より中:Xmaxのときて"ある。



[2]
$$E(\theta') = \theta \quad \xi \hat{\pi} \, \xi.$$

$$E(\theta') = E\left[\begin{array}{c} \frac{2}{\Omega} \, \frac{2}{\xi_{i}} \, X_{i} \end{array}\right]$$

$$E(\psi) = E(\widehat{n}, X_i, X_i)$$

$$= \frac{2}{n} \sum_{i=1}^{n} E(X_i)$$

$$= \frac{2}{n} \sum_{i=1}^{n} \cdot \frac{\psi}{2}$$

$$= \frac{2}{n} \cdot n \cdot \frac{\psi}{2}$$

$$=\frac{2}{n}\cdot n\cdot \frac{4}{2}$$

Xmax の累積分布関数 F(x) もぶめ、それを微分 L7 確率密度関数を得る。

(:一樣分布の平均)

$$F(x) = P(X_{max} \le x)$$

$$= P(\max(X_1, X_2, \dots, X_n) \leq x)$$

=
$$P(X_1 \leq X, X_2 \leq X, \dots, X_n \leq X)$$

$$= P(X_1 \leq x) P(X_2 \leq x) \cdots P(X_n \leq x)$$

$$= \inf_{x \in \mathcal{X}} P(X_x \leq x)$$

$$= \prod_{n=1}^{n} P(X_{n} \in X)$$

$$= \begin{cases} \left(\frac{1}{2} \cdot X \right)^{n} & 0 \leq X \leq 0 \\ 0 & 0 \leq X \leq 0 \end{cases}$$

$$\frac{1}{4} \cdot x \qquad f(x; \phi)$$

(:: 独立性)

確字密度閱数 g(x) は.

$$g(x) = \frac{dF(x)}{dx} = \begin{cases} 0 & (x < 0 \text{ i.e.} x > 0) \\ \frac{n}{t} (\frac{1}{t}x)^{n-1} & (0 \le x \le t) \end{cases}$$

$$E(\theta'') = \frac{n+1}{n} E(\chi_{max})$$

$$= \frac{n+1}{n} \int_{0}^{\theta} \chi \cdot \frac{n}{\theta} (\frac{1}{\theta} \chi)^{n-1} d\chi$$

$$= (\theta_{0}^{2})$$

[4]

二つの推定量が共に不偏推定量であるので、分散の小さい推定量がより望ましい推定量となる。

ここまでで X_i と X_{max} のp.d.f. がわかっているので、

を適用

すれば積分式より分散が求まることが見通せる。

$$V[\theta'] = \left(\frac{2}{n}\right)^{2} V\left[\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right]$$

$$= \left(\frac{2}{n}\right)^{2} \sum_{i=1}^{n} V(X_{i}) \qquad (: X_{n} \neq t_{n})$$

$$= \left(\frac{2}{n}\right)^{2} \cdot n \cdot E\left[\left(X_{i} - E\left(X_{i}\right)\right)^{2}\right]$$

$$= \frac{4}{n} \cdot \int_{0}^{\theta} \left(X - \frac{\theta}{2}\right)^{2} \cdot \frac{1}{\theta} dX$$

$$= \left(\theta \stackrel{?}{\otimes}\right)$$

$$= \frac{\theta^{2}}{3n}$$

$$V[\theta''] = \left(\frac{n+1}{n}\right)^{2} V\left[X_{max}\right]$$

$$= \left(\frac{n+1}{n}\right)^{2} \left[E\left[X_{max}^{2}\right] - E\left[X_{max}\right]^{2}\right]$$

$$= \left(\frac{n+1}{n}\right)^{2} \left[\int_{0}^{\theta} x^{2} \cdot \frac{n}{\theta} \left(\frac{1}{\theta}x\right)^{n-1} dx - \left(\frac{n}{n+1}\right)^{2}\right]$$

$$= \left(\frac{n+1}{n}\right)^{2} \left[\frac{n \theta^{2}}{n+2} - \left(\frac{n \theta}{n+1}\right)^{2}\right]$$

$$= \left(\frac{n \theta^{2}}{n}\right)$$

$$= \left(\frac{n \theta^{2}}{n}\right)$$

以上より、N>1 で V(も")くV(も) がわかり、も"の方が望ましいと言える。

間4

複数の確率変数のうち一つが定まった時の条件付き分布を求める問題。

どの変数が定まるかによって、求め方が異なる点に注意する。

[1] 解答卷照

(2)

相関係数の定義通りだめる。 Cov(K, Y+Z) = Cov(K,Y) + Cov(X,Z)

を使うと楽になる。

原冈

$$C = \frac{Cov[X,Z]}{\sqrt{V(X)V(Z)}} = \frac{1}{\sqrt{1 \cdot (k^2+1)}} Cov(X, \alpha + kX + Y)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{k^2+1}} \left\{ k Cov(X,X) + Cov(X,Y) \right\}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{k^2+1}} \left\{ k + 0 \right\}$$

$$= \frac{k}{\sqrt{k^2+1}}$$

[3]

 $X = \alpha \in \neq i \land k \in Z = \alpha + k \times + Y \quad \forall \quad Z \sim \mathcal{N}(\alpha + k \times , 1)$

[4]

[3]と同じように、 X = 「夫(Z - Q - Y) として解こうとすると間違える。

なせ。だめなのかの明確な答えがめかっていないか。「原因」と「結果」のうち、

「結果」が得られたときの「原因」の分布は、ペイズの公式を使う必要があるみたい。

② マンスタラルでは、

彩果

条件付き分布 f(x12) を求めるために、その対数を考える。

よ、て、
$$N\left(\frac{k(z-a)}{k^2+1}, \frac{1}{k^2+1}\right)$$
 に従う。