Université Saâd Dahlab-Blida1
Faculté des Sciences
Département de Maths
$3^{ème}$année Maths

Le 8 Juillet 2021
Durée: 1h15

Rattrapage de Statistique

Exercice1:(4 points)

Soit X une v.a normale telle que $P(X \prec 2) = 0.0668$ et $P(X \succ 12) = 0.1587$

Calculer la valeur de a telle que $P(|X - E(X)|^2) = 0.95$

Exercice2:(7 points)

Soit X une v.a de densité f définie par

$$f(x, \lambda) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda}} e^{-\frac{x^2}{2\lambda}} \quad \text{pour } x \in IR$$

et λ paramètre de IR

(1)Sans faire de calcul:

-Reconnaitre la loi de la va X

-Donner $E(X)$ et $VarX$

(2) Calculer $E(X^4)$

(3) Ecrire la fonction de vraisemblance de λ associée à une n-réalisation $(x_1, x_2, ..., x_n)$ du n-échantillon $(X_1, X_{2,...,} X_n)$ de X. Montrer qu'il existe un estimateur du maximum de vraisemblance $\overline{\lambda}$, associé au n-échantillon.

(4) Montrer que $\overline{\lambda}$ est un estimateur efficace du paramètre λ.

Exercice3:(9 points)

Une ferme à Boufarik produit des citrons. On pèse 16 citrons choisis au hasard dans cette ferme. Les résultats, en grammes, sont:

65.06	71.44	67.93	69.02	67.28	62.34	66.23	64.16
68.56	70.45	64.91	69.90	65.52	66.75	68.54	67.90

On suppose que le poids en grammes d'un citron est une va $X \rightsquigarrow N(\mu, \sigma^2)$ avec μ et σ inconnus.

a) Donner les estimations ponctuelles de μ et σ^2.

b) Determiner un intervalle de confiance pour μ au niveau 95%

c) Determiner un intervalle de confiance pour σ^2 au niveau 90%

d) Determiner un intervalle de confiance pour σ au niveau 90%.

Tami Omar

Exercice2:(7 points)

Soit X une v.a de densité f définie par

$f(x,\lambda) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda}} e^{-\frac{x^2}{2\lambda}}$ pour $x \in IR$

et λ paramètre de IR

(1)Sans faire de calcul:

-Reconnaitre la loi de la va X

-Donner $E(X)$ et $Var X$

(2) Calculer $E(X^4)$

(3) Ecrire la fonction de vraisemblance de λ associée à une n-réalisation $(x_1, x_2, ..., x_n)$ du n-échantillon $(X_1, X_2, ..., X_n)$ de X. Montrer qu'il existe un estimateur du maximum de vraisemblance $\overline{\lambda}$, associé au n-échantillon.

(4) Montrer que $\overline{\lambda}$ est un estimateur efficace du paramètre λ.

X . v.a c

sa densité $f(x,\lambda) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda}} e^{-\frac{x^2}{2\lambda}}$ $x \in \mathbb{R}$

1 $Y \sim \mathcal{N}(m,\sigma^2)$, $f(x, m, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-m)^2}$ $x \in \mathbb{R}$

$X \sim \mathcal{N}(0,\lambda)$ on a $E(X) = 0$ et $Var(X) = \lambda$

(car si $Y \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2)$ $E(Y) = m$, $Var(Y) = \sigma^2$)

2_ calculons $E(X^4)$

$$E(X^4) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^4 \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda}} \cdot e^{-\frac{x^2}{2\lambda}} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda}} \int_{-\infty}^{+\infty} x^3 \cdot x e^{-\frac{x^2}{2\lambda}} dx$$

D I

x^3 + $x e^{-\frac{x^2}{2\lambda}}$

$3x^2$ − $-\lambda e^{-x^2/2\lambda}$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda}} \left(\cancel{\left[x^3 \cdot \left(-\lambda e^{-x^2/2\lambda}\right) \right]_{-\infty}^{+\infty}} \to 0 - \int_{-\infty}^{+\infty} 3x^2 \cdot \left(-\lambda e^{-x^2/2\lambda}\right) dx \right)$$

$$= 3\lambda \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda}} \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \cdot e^{-x^2/2\lambda} dx \right) = 3\lambda E(X^2) = 3 \cdot \lambda^2$$

or $Var(X) = E(X^2) - E(X)^2$ donc $E(X^2) = Var(X) + E(X)^2 = \lambda + 0^2$

donc $E(X^4) = 3\lambda^2$

(3) Ecrire la fonction de vraisemblance de λ associée à une n-réalisation $(x_1, x_2, ..., x_n)$ du n-échantillon $(X_1, X_2, ..., X_n)$ de X. Montrer qu'il existe un estimateur du maximum de vraisemblance $\overline{\lambda}$, associé au n-échantillon.

3- la fonction de vraisemblance de λ

$$f_{(X_1,\dots,X_n)}(x_1,\dots,x_n) = \prod_{i=1}^{n} f_{X_i}(x_i)$$

$$= \prod_{i=1}^{n} \frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda}} e^{-\frac{x_i^2}{2\lambda}}$$

$$= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda}}\right)^n e^{-\frac{1}{2\lambda}\sum_{i=1}^{n} x_i^2}$$

$$\boxed{L(x_1,\dots,x_n,\lambda) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda}}\right)^n e^{-\frac{1}{2\lambda}\sum x_i^2}}$$

vecteur aléatoire

$$(X_1,\dots,X_n) : \Omega \longrightarrow \mathbb{R}^n$$

$$\omega \longmapsto (X_1(\omega), X_2(\omega), \dots, X_n(\omega))$$

$$f_{X_1}(x_1) \quad f_{X_2}(x_2) \quad f_{X_n}(x_n)$$

$X_1, \dots, X_n$ iid

indépendant de même loi de X

loi de X est $\mathcal{N}(0, \lambda)$

donc $\forall i \in \{1, \dots, n\}$ $X_i \sim \mathcal{N}(0, \lambda)$

donc $f_{X_i}(x_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda}} e^{-\frac{1}{2\lambda}x^2}$ $\forall i = \overline{1,n}$

cherchons $\underset{\lambda>0}{\arg\max}\ \mathcal{L}(x_1,\dots,x_n,\lambda)$

on a $\underset{\lambda>0}{\arg\max}\ \mathcal{L}(x_1,\dots,x_n,\lambda) = \underset{\lambda>0}{\arg\max}\ \ln \mathcal{L}(x_1,\dots,x,\lambda)$

on pose $g(\lambda) = \ln \mathcal{L}(x_1,\dots,x,\lambda)$ $\quad \lambda>0$

$$g(\lambda) = \ln\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda}^{\,n}} \cdot e^{-\frac{1}{2\lambda}\sum_{i=1}^{n} x_i^2}\right) = \ln\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda}^{\,n}}\right) + \ln\left(e^{-\frac{1}{2\lambda}\sum_{i=1}^{n} x_i^2}\right)$$

$$= -\ln\left(\sqrt{2\pi\lambda}^{\,n}\right) - \frac{1}{2\lambda}\sum_{i=1}^{n} x_i^2$$

$$g(\lambda) = -\frac{n}{2}\ln(2\pi\lambda) - \frac{1}{2\lambda}\sum x_i^2$$

$$g'(\lambda) = \frac{-n}{2\lambda} + \frac{1}{2\lambda^2}\sum_{i=1}^{n} x_i^2$$

$$g'(\lambda_0) = 0 \iff \frac{-n}{2\lambda_0} + \frac{1}{2\lambda_0^2}\sum_{i=1}^{n} x_i^2 = 0$$

$$\frac{n}{2\lambda_0} = \frac{1}{2\lambda_0^2}\sum_{i=1}^{n} x_i^2 \iff \lambda_0 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i^2$$

on a $g''(\lambda) = \frac{+n}{2\lambda^2} - \frac{1}{2}\cdot\frac{2}{\lambda^3}\sum_{i=1}^{n} x_i^2 = \frac{n}{2\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^3}\sum x_i^2$

$$g''(\lambda_0) = \frac{n}{2\,\frac{1}{n^2}\left(\sum x_i^2\right)^2} - \frac{1}{\frac{1}{n^3}\left(\sum x_i^2\right)^3}\sum x_i^2 = \frac{n^3}{2\left(\sum x_i^2\right)^2} - \frac{n^3}{\left(\sum x_i^2\right)^2} = \frac{-n^3}{2\left(\sum x_i^2\right)^2} < 0$$

on a $g''(\lambda_0) < 0$ donc $\underset{\lambda>0}{\arg\max}\ g(\lambda) = \underset{\lambda>0}{\arg\max}\ \ln \mathcal{L}(x_1,\dots,x_n) = \lambda_0 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i^2$

l'estimateur du maximum du vraisemblance est $\hat{\lambda} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i^2$

explication

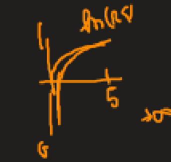
$$f : A \longrightarrow \mathbb{R}, \quad A \subset \mathbb{R}$$
$$x \longmapsto f(x)$$

$\left.\underset{x\in A}{\arg\max}\ f(x)\right\}$ معنى ال x الذي من أجله الدالة f تأخذ أكبر قيمة

$\left.\underset{x\in A}{\max}\ f(x)\right\}$ معنى أكبر قيمة $f(x)$ تأخذها الدالة f في A

par exemple $f :]0,5] \longrightarrow \mathbb{R}$
$$x \longmapsto x^2$$

$\underset{x\in]0,5]}{\max}\ f(x) = 25$ $\qquad$ $\underset{x\in]0,5]}{\arg\max}\ f(x) = 5$



$\underset{x\in]0,5]}{\max}\ \ln f(x) = \ln(25)$ $\qquad$ $\underset{x\in]0,5]}{\arg\max}\ \ln f(x) = 5$

(4) Montrer que $\bar{\lambda}$ est un estimateur efficace du paramètre λ.

4) montrons que $\bar{\lambda}$ est un estimateur efficace du paramètre λ

$\bar{\lambda}$ est un estimateur efficace $\iff Var(\bar{\lambda}) = \frac{1}{I_n(\lambda)}$

calculons $Var(\bar{\lambda})$

$$Var(\bar{\lambda}) = Var\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i^2\right) = Var\left(\frac{\lambda}{n}\frac{1}{\lambda}\sum_{i=1}^{n} X_i^2\right) = Var\left(\frac{\lambda}{n}\sum\left(\frac{X_i-0}{\sqrt{\lambda}}\right)^2\right)$$

$$= \frac{\lambda^2}{n^2} Var\left(\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{X_i-0}{\sqrt{\lambda}}\right)^2\right)$$

$U = \sum_{i=1}^{n}\left(\frac{X_i-0}{\sqrt{\lambda}}\right)^2 \sim \chi^2_n$ car $\frac{X_i-0}{\sqrt{\lambda}} \sim N(0,1)$ $i=\overline{1,n}$

$$Var(\bar{\lambda}) = \frac{\lambda^2}{n^2} Var(U) = \frac{\lambda^2}{n^2}\frac{\frac{n}{2}}{\left(\frac{1}{2}\right)^2} = \frac{\lambda^2}{n^2}\cdot\frac{n}{2}\cdot 4 = \frac{2\lambda^2}{n}$$

car $\chi^2_n = \Gamma\left(\frac{n}{2}, \frac{1}{n}\right)$

si $Y \sim \Gamma(a,p)$

$E(Y) = \frac{a}{p}$ | $Var(Y) = \frac{a}{p^2}$

$$Var(\bar{\lambda}) = \frac{2\lambda^2}{n}$$

calculons $I_n(\lambda)$: information de fisher du paramètre λ du n-echantillon $(X_1, \dots, X_n)$

on a $I_n(\lambda) = n I_1(\lambda)$

on a $I_1(\lambda) = -E\left(\frac{\partial^2 \ln f(X,\lambda)}{\partial \lambda^2}\right)$

$$\ln f(x,\lambda) = \ln\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda}} \cdot e^{-\frac{1}{2\lambda}x^2}\right) = -\frac{1}{2}\ln(2\pi\lambda) - \frac{x^2}{2\lambda}$$

$$\frac{\partial \ln[f(x,\lambda)]}{\partial \lambda} = -\frac{1}{2\lambda} + \frac{x^2}{2\lambda^2} \quad / \quad \frac{\partial^2 \ln f(x,\lambda)}{\partial^2 \lambda} = +\frac{1}{2\lambda^2} - \frac{x^2}{\lambda^3}$$

$$I_1(\lambda) = -E\left(\frac{1}{2\lambda^2} - \frac{X^2}{\lambda^3}\right) = E\left(\frac{X^2}{\lambda^3} - \frac{1}{2\lambda^2}\right) = \frac{E(X^2)}{\lambda^3} - \frac{1}{2\lambda^2}$$

mais $E(X^2) = \lambda$ donc $I_1(\lambda) = \frac{\lambda}{\lambda^3} - \frac{1}{2\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2} - \frac{1}{2\lambda^2} = \frac{1}{2\lambda^2}$

donc $I_n(\lambda) = n . I_1(\lambda) = \frac{n}{2\lambda^2}$ donc $\frac{1}{I_n(\lambda)} = \frac{2\lambda^2}{n}$

ainsi $Var(\bar{\lambda}) = \frac{1}{I_n(\lambda)} = \frac{2\lambda^2}{n}$ donc $\bar{\lambda}$ est un estimateur efficace de λ