

**Exercice 1.**

**Partie I.**

1. Soit  $X$  une v.a de loi paramétrée  $P_\theta$  ayant pour densité de probabilité

$$f(x, \theta) = \theta \alpha^\theta x^{-(\theta+1)}, x \geq \alpha > 0.$$

Où  $\alpha$  est une constante donnée. Pour le  $n$ -échantillon  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  issu de la v.a, construire un estimateur  $\widehat{\theta}_n$  pour le paramètre  $\theta$ .

2. En déduire une statistique exhaustive, associée au modèle, que l'on notera  $T(X)$ . Dire si  $\widehat{\theta}_n$  peut s'écrire en fonction de la statistique  $T(X)$ . Conclure en justifiant.

**Partie II.**

1. On considère le  $n$ -échantillon  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  dont les v.a  $(X_i, 1 \leq i \leq n)$  obéissent à une loi exponentielle de paramètre  $\alpha$  inconnu. On cherche à construire un estimateur  $S(X)$  pour le paramètre  $e^{-\alpha}$ , pour cela, on propose un nouvel échantillon

$(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$  où pour  $1 \leq i \leq n$  :

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } X_i > 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

1. Construire un estimateur pour le paramètre  $e^{-\alpha}$ . Est-il sans biais ?  
2. Calculer le risque associé à cette estimation.

**Exercice 2.**

**Partie I.**

Un petit avion commercial, peut accueillir 30 passagers. Une étude effectuée a confirmé que 20% des clients parmi 30 ayant réservé ne se présentent pas à l'heure de l'embarquement et cela pose un problème pour la compagnie aérienne chargée de ce vol. On propose la v.a  $Z$  qui représente le nombre de clients qui ne viennent pas sachant qu'ils ont déjà réservé.

1. Trouver la loi de la v.a  $Z$  et préciser ses paramètres de dispersion.  
2. À un niveau de confiance  $1 - \alpha = 95\%$ , proposer un intervalle de confiance permettant l'estimation du nombre de clients à prévoir.

**Partie II.**

À une boulangerie, on désire acheter 100 baguettes de pain dont le poids moyen est de 248.5 grammes et une variance de 25 grammes. On veut savoir si le poids est considérablement respecté, autrement dit, on veut valider si une baguette de pain pèse 250 grammes (elle peut peser moins).

À niveau égale à 3%, construire un test classique associé à nos hypothèses.

Exercice 01: 10 pts

Partie I:  $X \sim P_\theta$  de d.d.p  $f(x, \theta) = \theta \alpha^\theta x^{-(\theta+1)}$ ,  $x \geq \alpha$ ,  $\alpha > 0$  (donnée)

1. Construire un estimateur  $\hat{\theta}_n(x)$  pour  $\theta$ : Soit le n-échantillon  $(x_1, \dots, x_n)$  issu de  $X$ .

Calculons d'abord  $E(X_i)$

$$E(X_i) = \theta \alpha^\theta \int_{\alpha}^{\infty} x_i \cdot x_i^{-(\theta+1)} \frac{1}{\Gamma(\theta+1)} dx_i$$

$$= \theta \alpha^\theta \int_{\alpha}^{\infty} x_i^{-\theta} dx_i = \theta \alpha^\theta \left[ -\frac{x_i^{-\theta+1}}{-\theta+1} \right] = \frac{\alpha \theta}{\theta-1}, \theta > 0 (\theta \neq 1), \alpha > 0$$

Par la méthode des moments, on peut estimer convenablement le paramètre  $\theta$  comme suit:

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \frac{\alpha \theta}{\theta-1}, \text{ par conséquent}$$

$$\hat{\theta}_n(x) = \frac{\bar{X}_n}{\bar{X}_n - \alpha}, \alpha > 0$$

02/1 pt

2. Le fait que  $P_\theta$  appartient aux familles exponentielles, nous permet de conclure une statistique exhaustive que l'on notera  $T(x)$ .

En effet: la vraisemblance s'écrit sous la forme

$$L(x, \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) = \underbrace{(\theta \alpha^\theta)^n}_{a(\theta)} e^{-\underbrace{(\theta+1) \sum_{i=1}^n \ln(x_i)}_{b(\theta) T(x)}} \underbrace{\frac{1}{\Gamma(\theta+1)^n}}_{h(x)}$$

→ Remarque que  $x_i^{-(\theta+1)} = e^{-(\theta+1) \ln(x_i)}$ ,  $x_i \geq \alpha > 0$ .

→ Il est bien clair que  $\hat{\theta}_n(x)$  ne s'écrit pas en fct de la statistique exhaustive  $T(x)$ , par suite, le théorème de R. Blackwell permet de conclure l'existence d'un estimateur  $T^*$  plus efficace que  $\hat{\theta}_n(x)$ .

tel que:  $T^* = E(\hat{\theta}_n(x) / T(x))$

qui a la variance minimale.

02/1 pt

## Partie II :

1. Considérons  $(x_1, \dots, x_n)$  telle que  $x_i$  sont i.i.d suivant  $\mathcal{E}(d)$ , d'inconnue,  $d > 0$ .  
 Pour construire un estimateur  $S(x)$  pour le paramètre  $e^{-d}$ , on définit la v.a

$$Y_i = \mathbb{1}_{\{x_i > 1\}}, i=1, \dots, n$$

Sachant que  $\forall i \in \{1, \dots, n\}, Y_i \sim \mathcal{B}(p)$ , où  $p = P(Y_i = 1) = P(x_i > 1)$   
 $= 1 - F_{x_i}(1) = 1 - (1 - e^{-d}) = e^{-d}$

par conséquent  $p = e^{-d}$  est inconnu. Or  $E(Y_i) = p$ . Un estimateur classique que l'on puisse proposer est  $\bar{Y}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ .  
 $\bar{Y}_n$  est effectivement sans biais, puisque  $E(\bar{Y}_n) = E(Y_i) = e^{-d}$ .

2. le risque associé à cet estimateur est :

$$R(\bar{Y}_n, p) = \text{Var}(\bar{Y}_n) + \text{biais}^2$$

$$= \frac{1}{n} e^{-d} (1 - e^{-d})$$

Conclusion : pour n assez grand,  $R(\bar{Y}_n, p) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$

## Exercice 02 : 10pts

### Partie (I) :

$n=30$  passagers. Soit  $Z$  v.a qui indique le nombre de passagers qui ne viennent pas

1.  $Z \sim \mathcal{B}(n, p)$ ,  $n=30$ ,  $p=20\%$ ,  $E(Z) = n \cdot p = 6$ ,  $\text{Var}(Z) = np(1-p) = 4.8$

2. En se donnant un niveau de confiance  $1 - \alpha = 95\%$  ( $\alpha = 5\%$ )  
 l'intervalle de confiance  $I$  permettant l'estimation (encadrement) du nombre de clients à prévoir est obtenu comme suit :

Soit  $p_1 = 1 - p$  proportion des clients qui se présentent pas.

Donc, le nombre à prévoir sera donc par :  
 $N_{\text{à prévoir}} = n \cdot p_1$

Par suite, nous allons construire un intervalle de confiance pour  $p$  ensuite passer à  $p_1 = 1-p$  et enfin à  $n$  à prévoir.

Ainsi, d'après le cours :

$$I_{(pour p)} = \left[ \bar{X}_n - 1.96 \sqrt{\frac{\bar{X}_n(1-\bar{X}_n)}{n}}, \bar{X}_n + 1.96 \sqrt{\frac{\bar{X}_n(1-\bar{X}_n)}{n}} \right]$$

où  $P(p \in I) = 1 - \alpha = 0.95$ ,  $\bar{X}_n = \hat{p}_n = 0.2$ ,  $n = 30$

Par conséquent :  $I_{(pour p)} = [0.0574, 0.342]$ , ~ donc

$I_{(pour p_1)} = [0.658, 0.942]$  et alors

$I_{pour (n \text{ à prévoir})} = [20, 28]$  car  $30 \times 0.658 = 19.74 \approx 20$  passages  
et  $30 \times 0.942 = 28.26 \approx 28$  passages

04pts

Partie (II):

$\alpha = 3\%$ , le test effectif est celui qui défend :

$H_0: m = m_0 = 250 \text{ (gr)} ; \text{ contre } H_1: m < m_0 = 250$

Sachant que la moyenne (poids moyen) observée est :  $\bar{X}_n(u) = \bar{X}_n = 248.5 \text{ (gr)}$

$\sigma = 5 \text{ (gr)}$

On désigne par la v.a.  $X$  : poids des baguettes.

$n = 100$  baguettes (assez grand pour appliquer le T.L.C.)

Donc  $\sqrt{n} \left( \frac{\bar{X}_n - m}{\sigma} \right) \xrightarrow[n \text{ assez grand}]{\text{loi}} N(0,1)$

La règle de rejet de l'hypothèse  $H_0$  est :  $R = \{X / \bar{X}_n < k\}$   
Sous  $H_0$  :  $P_{m_0}(R) = 3\% = 0.03$  donc  $P\left(N < 10 \frac{(k - 250)}{5}\right) = 0.03 \Leftrightarrow N \sim N(0,1)$   
 $\frac{10(k - 250)}{5} = q_{1-\alpha}$

Puis que  $F(q_{1-\alpha}) = 1 - F(q_{1-\alpha})$ , F. f.d.r de  $N$ , donc  
d'après la table  $q_{1-\alpha} = -1.88$  (quantile d'ordre 0.97)  
donc  $k = 249.06$ , Ainsi  $R = [0, 249.06[$ .

Puis  $\bar{X}_n = 248.5 \notin R$ , alors  $H_0$  est repoussée  
(i.e. baguette de pain pèse en moyenne moins  
que 250 gr)