

---

## Contrôle 2 - corrigé

---

**Durée :** 1h15.

*Toutes les réponses devront être soigneusement justifiées. La qualité de la rédaction sera prise en compte dans le barème. Tous documents autorisés. Calculatrices autorisées.*

**Exercice 1. USB en feu.**

Un fabricant de chargeur USB prétend que la température moyenne de fonctionnement de ses chargeurs est de 65 degrés Celsius dans un environnement à 20 degrés. Afin de tester la véracité de cette affirmation, on teste 10 chargeurs en les faisant charger pendant 1h dans une salle à 20 degrés, on obtient une température moyenne de 79° et l'écart-type de l'échantillon est de 10°. On suppose que la loi mère de cet échantillon est gaussienne de moyenne  $\mu$  degrés Celsius.

- En notant  $\bar{X}$  la température moyenne mesurée et  $S^2$  la variance de l'échantillon, quelle est la loi suivie par

$$\frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S}{\sqrt{10}}}?$$

On note  $F$  sa fonction de répartition.

- On cherche à tester l'affirmation du fabricant.
  - Déterminer l'hypothèse nulle.
  - Donner la formule permettant de déterminer la P-valeur associée. On pourra s'appuyer sur la fonction  $F$  définie à la question précédente (sans donner son expression exacte).
- On trouve une P-valeur de 0,0002. Que concluez-vous ?

**Solution de l'exercice 1.**

- D'après le cours il suit la loi de Student à 9 degrés de liberté.
- a) L'hypothèse nulle est  $\mu = 79$ .
- b) Notre test donne  $\bar{x} = 79$ ,  $s = 10$  donc  $\frac{\bar{x} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{10}}} = \frac{14}{\sqrt{10}} = 4,4$ , la P-valeur est donc

$$\mathbb{P}\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S}{\sqrt{10}}} \geq 4,4\right) = 1 - F(4,4) = 0,0002.$$

- On peut conclure avec un risque de 1 pour 1000 que le fabricant ment.

**Exercice 2. Sondage.**

Une enquête sur 1000 personnes tirées au hasard parmi la population française effectuée en 2020 donne que 20 d'entre elles sont végétariennes.

- En utilisant la méthode du pivot et une approximation gaussienne que l'on justifiera, indiquer un intervalle de confiance à 95% pour la proportion de personnes végétariennes en France en 2020.
- On effectue le même sondage en 2025, on obtient 40 personnes végétariennes parmi 1000 tirées au hasard. Peut-on conclure que le pourcentage de personnes végétariennes en France a augmenté ? On raisonnera avec un taux de risque de 5%.

**Solution de l'exercice 2.**

- Ici on fait une approximation gaussienne valide car  $0,02 \cdot 0,98 \cdot 1000 = 19,6 > 12$  : la statistique

$$\frac{\bar{X} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{1000}}}$$

suit approximativement une loi normale centrée réduite  $\mathcal{N}(0; 1)$ , et on trouve l'intervalle de confiance à 95% asymptotique  $2\% \pm 0,87\%$ .

- On peut de même donner l'intervalle de confiance à 95% asymptotique  $4\% \pm 1,21\%$ . Comme les deux intervalles se recoupent on ne peut pas conclure directement ; on fait alors un test de différence de moyenne en considérant que sous l'hypothèse nulle ( $p_1 = p_2$ ) que  $\bar{X}_1 - \bar{X}_2$  suit une loi gaussienne centrée de variance  $p(1-p)(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})$  où  $p = \frac{p_1+p_2}{2}$  et on remplace  $p_1$  et  $p_2$  par leurs estimateurs, ce qui comme

zone d'acceptation de l'hypothèse nulle l'intervalle de bornes  $\pm 1,96 \sqrt{\frac{0,03 \cdot 0,97}{500}}$  soit  $\pm 0,7\% < 2\%$ . On peut donc affirmer avec un risque de 5% que le pourcentage de personnes végétariennes a évolué, et donc au vu de l'observation qu'il a augmenté.

### Exercice 3. Brouillard à Noël.

On suppose que le taux d'humidité (qui est compris entre 0 et 1) à l'extérieur de Polytech Dijon le 24 décembre à minuit suit une loi mère dont la densité est donnée par : pour tout  $x \in [0, 1]$ ,

$$f_\lambda(x) = \lambda \frac{e^{\lambda x}}{e^\lambda - 1},$$

et  $f_\lambda(x) = 0$  si  $x \notin [0, 1]$ , où  $\lambda > 0$  est un paramètre que l'on cherche à déterminer.

1. Calculer la fonction de répartition de la loi mère en fonction de  $\lambda$ .
2. Montrer que l'espérance de la loi mère est égale à  $\frac{e^\lambda(\lambda - 1) + 1}{\lambda(e^\lambda - 1)}$ .
3. Expliquer comment la méthode des moments permet d'estimer  $\lambda$ . On admettra que la fonction

$$\begin{aligned} g : \quad ]0, +\infty[ &\rightarrow \left] \frac{1}{2}, 1 \right[ \\ \lambda &\mapsto \frac{e^\lambda(\lambda - 1) + 1}{\lambda(e^\lambda - 1)} \end{aligned}$$

est une bijection continue strictement croissante, dont la bijection réciproque  $g^{-1}$  est continue.

4. Calculer la variance de la loi mère en fonction de  $\lambda$ .
5. (bonus) En observant l'humidité le 24 décembre à minuit à l'extérieur de Polytech Dijon pendant les 100 dernières années, on observe une humidité moyenne de 85%, ce qui donne par la méthode des moments que  $\lambda = 6,6$ . En utilisant une approximation gaussienne, donner un intervalle de confiance à 95% pour  $\lambda$ .

### Solution de l'exercice 3.

1. Par définition, on a que la fonction de répartition est donnée par :

$$F_\lambda(t) = \int_{-\infty}^t f_\lambda(x) dx,$$

or pour tout  $x < 0$  et tout  $x > 1$  on a  $f_\lambda(x) = 0$  donc pour tout  $t < 0$  on a  $F_\lambda(t) = \int_{-\infty}^t 0 \cdot dx = 0$  tandis que pour tout  $t > 1$  on a  $F_\lambda(t) = 1 - \int_t^\infty 0 \cdot dx = 1$ . Enfin, pour tout  $t \in [0, 1]$ , on calcule

$$\begin{aligned} F_\lambda(t) &= \int_0^t \frac{\lambda}{e^\lambda - 1} e^{\lambda x} dx \\ &= \frac{1}{e^\lambda - 1} [e^{\lambda x}]_0^t \\ &= \frac{e^{\lambda t} - 1}{e^\lambda - 1}. \end{aligned}$$

2. Notons  $X$  une variable aléatoire de loi la loi mère ; alors  $X$  est à valeur dans  $[0, 1]$  et comme la densité est  $f_\lambda$  il s'agit de calculer

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(X) &= \int_0^1 \frac{\lambda}{e^\lambda - 1} x e^{\lambda x} dx \\ &= \frac{\lambda}{e^\lambda - 1} \int_0^1 x e^{\lambda x} dx \\ &= \frac{\lambda}{e^\lambda - 1} \left( \left[ \frac{x e^{\lambda x}}{\lambda} \right]_0^1 - \int_0^1 \frac{e^{\lambda x}}{\lambda} dx \right) \\ &= \frac{\lambda}{e^\lambda - 1} \left( \frac{e^\lambda}{\lambda} - \frac{e^\lambda - 1}{\lambda^2} \right) \\ &= \frac{\lambda e^\lambda - e^\lambda + 1}{\lambda(e^\lambda - 1)} \\ &= \frac{e^\lambda(\lambda - 1) + 1}{\lambda(e^\lambda - 1)}\end{aligned}$$

3. La méthode des moments nous garantit que  $\bar{X}_n$  converge vers l'espérance de  $X$  lorsque  $n$  tend vers  $+\infty$ , en particulier  $g^{-1}(\bar{X}_n)$  converge vers  $\lambda = g^{-1}(\mathbb{E}(X))$  quand la taille de l'échantillon  $n$  tend vers  $+\infty$ , par continuité de  $g^{-1}$ .
4. De manière similaire à la question 2, on calcule désormais l'espérance de  $X^2$  où  $X$  suit la loi de densité  $f_\lambda$ , ce qui donne

$$\begin{aligned}\int_0^1 \frac{\lambda}{e^\lambda - 1} x^2 e^{\lambda x} dx &= \frac{\lambda}{e^\lambda - 1} \int_0^1 x^2 e^{\lambda x} dx \\ &= \frac{\lambda}{e^\lambda - 1} \left( \left[ \frac{x^2 e^{\lambda x}}{\lambda} \right]_0^1 - \int_0^1 2x \frac{e^{\lambda x}}{\lambda} dx \right),\end{aligned}$$

or d'après la question 2 on a  $\int_0^1 x e^{\lambda x} dx = \frac{e^\lambda(\lambda - 1) + 1}{\lambda^2}$  d'où

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(X^2) &= \frac{1}{e^\lambda - 1} \left( e^\lambda - 2 \cdot \frac{e^\lambda(\lambda - 1) + 1}{\lambda^2} \right) \\ &= \frac{e^\lambda(\lambda^2 - 2\lambda + 2) - 2}{\lambda^2(e^\lambda - 1)}\end{aligned}$$

d'où finalement la variance

$$\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2 = \frac{e^\lambda(\lambda^2 - 2\lambda + 2) - 2}{\lambda^2(e^\lambda - 1)} - \left( \frac{e^\lambda(\lambda - 1) + 1}{\lambda(e^\lambda - 1)} \right)^2$$

5. Pour  $\lambda = 6,6$  on trouve que la variance vaut  $0,74 - (0,85)^2 = 0,02$ , d'où l'intervalle de confiance approximatif pour la moyenne :  $0,85 \pm 1,96 \times \frac{\sqrt{0,02}}{\sqrt{100}} = 85\% \pm 2,8\%$  soit  $[82,2; 87,8]$ . En appliquant la fonction  $g^{-1}$  (par calcul numérique), on trouve l'intervalle de confiance à 95% pour  $\lambda$  suivant :  $[5,5; 8,1]$ .