

Site :  Luminy  St-Charles  St-Jérôme  Cht-Gombert  Aix-Montperrin  Aubagne-SATIS  
 Sujet Session de  1er semestre -  2ème semestre -  Session unique Durée de l'épreuve : 3h  
 Examen de  L1/ L2/ L3 -  M1/ M2 -  LP -  DU Nom Diplôme : MAS  
 Code Apogée du module : SMSAU02C Libellé du module : **Statistique**.  
 Document autorisé :  OUI- NON Calculette autorisée  OUI- NON

---

## Examen à mi-parcours : Mercredi 2 Novembre 2021 (3 heures)

*Les documents, notes de cours et calculatrices sont interdits, à l'exception d'une feuille A4 recto-verso. Le soin apporté à la rédaction sera un élément d'appréciation.*

**Exercice 1.** Soit  $\Gamma$  la matrice  $\begin{pmatrix} 4 & -2 \\ -2 & 1 \end{pmatrix}$ .

1. Montrez que  $\Gamma$  est une matrice de covariance.

Soit  $(X, Y)$  un couple de variables aléatoires centrées, de matrice de covariance  $\Gamma$ .

2.  $X$  et  $Y$  sont-elles indépendantes ?
3. Calculer  $\text{var}(X + 2Y)$ . Qu'en déduisez-vous pour le couple  $(X, Y)$  ?
4. Le couple  $(X, Y)$  admet-il une densité ? On pourra raisonner par l'absurde.

**Exercice 2.** Soit  $(X, Y)$  un couple de variables aléatoires de densité  $\sqrt{\frac{2}{\pi}} \exp(-\frac{y^2}{2} + xy - \frac{x^2}{2} - x) \mathbb{1}_{0 \leq x \leq y}$ .

1. Les variables  $X$  et  $Y$  sont-elles indépendantes ? Justifiez votre réponse.
2. Quelle est la loi de  $X$  ?
3. Quelle est la loi du couple  $(X, Y - X)$  ?  $X$  et  $Y - X$  sont-elles indépendantes ?

### Problème.

1. **Lois Gamma.** Pour tout réel  $x > 0$ , on définit  $\Gamma(x) = \int_0^{+\infty} t^{x-1} e^{-t} dt$ . On rappelle que pour tout  $x > 1$ , on a  $\Gamma(x) = (x-1)\Gamma(x-1)$ , et que pour tout entier  $k \geq 1$ ,  $\Gamma(k) = (k-1)!$ . Pour tout réel  $k > 0$  et tout réel  $\lambda > 0$ , on pose

$$g_{k,\lambda}(t) = \frac{\lambda^k}{\Gamma(k)} t^{k-1} e^{-\lambda t} \mathbb{1}_{\mathbb{R}^+}(t).$$

- (a) Vérifiez que  $g_{k,\lambda}$  est une densité de probabilité.

Dans toute la suite, on note  $X$  une variable aléatoire de densité  $g_{k,\lambda}$ .

- (b) Montrez que pour tout  $p > -k$ ,  $\mathbb{E}(X^p) = \frac{1}{\lambda^p} \frac{\Gamma(p+k)}{\Gamma(k)}$ . En déduire que si  $k > 2$ ,

$$\mathbb{E}(X) = \frac{k}{\lambda}, \quad \text{var}(X) = \frac{k}{\lambda^2}.$$

$$\mathbb{E}\left(\frac{1}{X}\right) = \frac{\lambda}{k-1}, \quad \text{var}\left(\frac{1}{X}\right) = \frac{\lambda^2}{(k-1)^2(k-2)}.$$

- (c) Montrez que pour tout  $\mu > 0$ ,  $\mu X$  est de densité  $g_{k,\lambda/\mu}$ .

- (d) Montrez que si  $Y$  est indépendante de  $X$  et de densité  $g_{k',\lambda}$ , la variable  $X + Y$  est de loi  $g_{k+k',\lambda}$ .
2. **Statistique classique.** On observe  $x = (x_1, \dots, x_n)$  et on suppose que  $x$  est une réalisation de  $X = (X_1, \dots, X_n)$  où les variables  $X_i$  sont indépendantes de densité  $g_{k,\lambda}$ , avec  $k$  connu et  $\lambda$  inconnu. On pose  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ , et on propose  $\hat{\theta}_n = S_n/nk$  comme estimateur de  $1/\lambda$ .
- Montrez que  $\hat{\theta}_n$  est un estimateur sans biais de  $1/\lambda$  de risque quadratique  $R(\hat{\theta}_n, \lambda) = \frac{1}{nk\lambda^2}$ .
  - En utilisant (1.c) et (1.d), montrez que  $\lambda\hat{\theta}_n$  est de densité  $g_{nk,nk}$ . En déduire que pour tout  $\epsilon > 0$ ,
- $$\mathbb{P}[|\lambda\hat{\theta}_n - 1| \geq \epsilon] \leq \frac{1}{\epsilon^2 nk}.$$
- (c) Montrez que  $\left[\frac{0.9}{\hat{\theta}_n}, \frac{1.1}{\hat{\theta}_n}\right]$  est un intervalle de confiance pour  $\lambda$  de coefficient de sécurité 95%, quand  $n \geq \frac{2000}{k}$ .
- Pour  $k > 2$ , on considère les deux estimateurs suivants de  $\lambda$  :
- $$\hat{\lambda}_n = \frac{1}{\hat{\theta}_n} = \frac{nk}{S_n} \quad \tilde{\lambda}_n = \frac{k-1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{X_i}.$$
- En utilisant les questions (2.b) et (1.b), montrez que le risque quadratique de  $\hat{\lambda}_n$  vaut  $R(\hat{\lambda}_n, \lambda) = \frac{\lambda^2}{nk-1} \frac{nk+2}{nk-2}$ .
  - Montrez que le risque quadratique de  $\tilde{\lambda}_n$  vaut  $R(\tilde{\lambda}_n, \lambda) = \frac{\lambda^2}{n(k-2)}$ .
  - Existe-t-il un meilleur estimateur entre  $\hat{\lambda}_n$  et  $\tilde{\lambda}_n$ ? Si oui, lequel?
3. **Statistique bayésienne.** On suppose que l'on sait que  $\lambda \leq 10$ . Pour prendre en compte cette information a priori, on suppose que  $\lambda$  est une réalisation d'une variable  $\Lambda$  de loi a priori  $\mathcal{E}(\lambda_0 = 1/2)$ .
- Calculez  $\mathbb{P}(\Lambda \geq 10)$ . Commentez.
  - Montrez que la loi a posteriori de  $\Lambda$  a pour densité  $g_{kn+1,s_n+\lambda_0}$ . En déduire que

$$\mathbb{E}[\Lambda | X] = \frac{kn+1}{S_n + \lambda_0} := \check{\lambda}_n.$$

$\check{\lambda}_n$  est-il un estimateur admissible de  $\lambda$ ?