Programme de colle - Semaine 10

Notation

On adoptera les principes suivants pour noter les étudiants :

- \times si l'étudiant sait répondre à la question de cours, il aura une note > 8.
- \times si l'étudiant ne sait pas répondre à la question de cours ou s'il y a trop d'hésitations, il aura une note ≤ 8 .

Questions de cours

• Stabilité des lois de Poisson

Si $X \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda)$ et $Y \hookrightarrow \mathcal{P}(\mu)$ avec X et Y indépendantes, alors $X + Y \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda + \mu)$.

Démonstration.

- Comme $X(\Omega) = \mathbb{N}$ et $Y(\Omega) = \mathbb{N}$, on a : $(X + Y)(\Omega) \subset \mathbb{N}$.
- Soit $k \in \mathbb{N}$. La famille $([X = i])_{i \in \mathbb{N}}$ est un SCE. Ainsi, d'après la formule des probabilités totales :

$$\begin{split} &\mathbb{P}([X+Y=k]) \\ = & \sum_{i=0}^{+\infty} \mathbb{P}([X=i] \cap [X+Y=k]) \\ = & \sum_{i=0}^{+\infty} \mathbb{P}([X=i] \cap [Y=k-i]) \\ = & \sum_{i=0}^{+\infty} \mathbb{P}([X=i]) \ \mathbb{P}([Y=k-i]) & (par \ indépendance \ de \ X \ et \ Y) \\ = & \sum_{i=0}^{+\infty} \mathbb{P}([X=i]) \ \mathbb{P}([Y=k-i]) \\ & + \sum_{i=0}^{+\infty} \mathbb{P}([X=i]) \ \mathbb{P}([Y=k-i]) & (car \ [Y=k-i] = \varnothing \\ & si \ k-i \notin Y(\Omega)) \\ = & \sum_{i=0}^{k} \mathbb{P}([X=i]) \ \mathbb{P}([Y=k-i]) \end{split}$$

• La dernière ligne est obtenue en constatant :

$$\left\{ \begin{array}{l} k-i \in Y(\Omega) = \mathbb{N} \\ i \in \llbracket 0, +\infty \rrbracket \end{array} \right. \Leftrightarrow \left\{ \begin{array}{l} 0 \leqslant k-i \\ 0 \leqslant i \end{array} \right. \Leftrightarrow \left\{ \begin{array}{l} i \leqslant k \\ 0 \leqslant i \end{array} \right. \Leftrightarrow \left\{ \begin{array}{l} 0 \leqslant i \leqslant k \end{array} \right.$$

• Ainsi, en reprenant les égalités précédentes :

$$\mathbb{P}([X+Y=k]) = \sum_{i=0}^{k} \mathbb{P}([X=i]) \, \mathbb{P}([Y=k-i])$$

$$= \sum_{i=0}^{k} \frac{\lambda^{i}}{i!} \, e^{-\lambda} \, \frac{\mu^{k-i}}{(k-i)!} \, e^{-\mu} \qquad \qquad (car \, X \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda) \, et \, Y \hookrightarrow \mathcal{P}(\mu))$$

$$= e^{-\lambda} e^{-\mu} \sum_{i=0}^{k} \frac{1}{i! \, (k-i)!} \, \lambda^{i} \, \mu^{k-i}$$

$$= e^{-(\lambda+\mu)} \, \frac{1}{k!} \sum_{i=0}^{k} \frac{k!}{i! \, (k-i)!} \, \lambda^{i} \, \mu^{k} - i$$

$$= e^{-(\lambda+\mu)} \, \frac{1}{k!} \sum_{i=0}^{k} \binom{k}{i} \, \lambda^{i} \, \mu^{k} - i$$

$$= e^{-(\lambda+\mu)} \, \frac{1}{k!} \, (\lambda+\mu)^{k} \qquad (d'après \, la \, formule \, du \, binôme \, de \, Newton)$$

Finalement : $X + Y \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda + \mu)$.

• Inégalité de Cauchy-Schwarz

Attention : cette propriété n'est pas au programme. Il est néanmoins nécessaire de connaître sa démonstration.

Soient X et Y deux v.a. discrètes admettant un moment d'ordre 2.

$$(Cov(X,Y))^2 \le V(X)V(Y)$$

 $D\'{e}monstration.$

1. On montre que :

$$\forall \lambda \in \mathbb{R}, \ \mathbb{V}(X + \lambda Y) = \mathbb{V}(X) + 2\lambda \operatorname{Cov}(X, Y) + \lambda^2 \mathbb{V}(Y)$$

Soit $\lambda \in \mathbb{R}$.

$$\begin{split} \mathbb{V}(X+\lambda Y) &= \operatorname{Cov}(X+\lambda Y,X+\lambda Y) \\ &= \operatorname{Cov}(X,X+\lambda Y) + \lambda \operatorname{Cov}(Y,X+\lambda Y) & (par \ lin\'{e}arit\'{e}\ \grave{a}\ gauche \\ de \ la\ covariance) \end{split}$$

$$&= \operatorname{Cov}(X,X) + \lambda \operatorname{Cov}(X,Y) + \lambda \operatorname{Cov}(Y,X) + \lambda^2 \operatorname{Cov}(Y,Y) & (par \ lin\'{e}arit\'{e}\ \grave{a}\ droite \\ de \ la\ covariance) \end{split}$$

$$&= \operatorname{Cov}(X,X) + 2\lambda \operatorname{Cov}(X,Y) + \lambda^2 \operatorname{Cov}(Y,Y) & (par \ sym\'{e}trie\ de\ la\ covariance) \end{split}$$

$$&= \mathbb{V}(X) + 2\lambda \operatorname{Cov}(X,Y) + \lambda^2 \mathbb{V}(Y)$$

2. Le polynôme P définit par :

$$\forall \lambda \in \mathbb{R}, \ P(\lambda) = \lambda^2 \mathbb{V}(Y) + 2\lambda \operatorname{Cov}(X, Y) + \mathbb{V}(X)$$

est un polynôme de degré 2 en λ .

De plus, pour tout $\lambda \in \mathbb{R}$, $P(\lambda) = \mathbb{V}(X + \lambda Y) \ge 0$, car une variance est toujours positive. Donc son discriminant est négatif, *i.e.*

$$(2\operatorname{Cov}(X,Y))^2 - 4\mathbb{V}(Y)\mathbb{V}(X) \leqslant 0$$

On obtient donc : $(Cov(X, Y))^2 \leq V(X)V(Y)$.

• Propriétés de la covariance

(On demandera la démonstration des propriétés 1., 2., 4. ou 1., 3., 4.)

1. Symétrie :

$$Cov(X, Y) = Cov(Y, X)$$

2. Linéarité à gauche :

$$\forall (\lambda, \mu) \in \mathbb{R}^2$$
, $Cov(\lambda X_1 + \mu X_2, Y) = \lambda Cov(X_1, Y) + \mu Cov(X_2, Y)$

3. Linéarité à droite :

$$\forall (\lambda, \mu) \in \mathbb{R}^2$$
, $Cov(X, \lambda Y_1 + \mu Y_2) = \lambda Cov(X, Y_1) + \mu Cov(X, Y_2)$

4. Soit $a \in \mathbb{R}$,

$$Cov(a, X) = 0$$

Preuve.

1. Par définition de la covariance,

$$Cov(X,Y) = \mathbb{E}((X - \mathbb{E}(X))(Y - \mathbb{E}(Y)))$$
$$= \mathbb{E}((Y - \mathbb{E}(Y))(X - \mathbb{E}(X)))$$
$$= Cov(Y,X)$$

2. Soit $(\lambda, \mu) \in \mathbb{R}^2$. Soient X_1, X_2 et Y des v.a.r. admettant un moment d'ordre 2.

$$\begin{aligned} \operatorname{Cov}(\lambda X_1 + \mu X_2, Y) &= & \mathbb{E}((\lambda X_1 + \mu X_2)Y) - \mathbb{E}(\lambda X_1 + \mu X_2)\mathbb{E}(Y) & (d'après \ la \ formule \ de \ Koenig-Huyghens) \\ &= & \mathbb{E}(\lambda X_1 Y + \mu X_2 Y) - \mathbb{E}(\lambda X_1 + \mu X_2)\mathbb{E}(Y) \\ &= & \lambda \mathbb{E}(X_1 Y) + \mu \mathbb{E}(X_2 Y) - (\lambda \mathbb{E}(X_1) + \mu \mathbb{E}(X_2))\mathbb{E}(Y) & (par \ linéarité \ de \ l'espérance) \\ &= & \lambda \mathbb{E}(X_1 Y) + \mu \mathbb{E}(X_2 Y) - \lambda \mathbb{E}(X_1)\mathbb{E}(Y) - \mu \mathbb{E}(X_2)\mathbb{E}(Y) \\ &= & \lambda (\mathbb{E}(X_1 Y) - \mathbb{E}(X_1)\mathbb{E}(Y)) + \mu (\mathbb{E}(X_2 Y) - \mathbb{E}(X_2)\mathbb{E}(Y)) \\ &= & \lambda \operatorname{Cov}(X_1, Y) + \mu \operatorname{Cov}(X_2, Y) & (d'après \ la \ formule \ de \ Koenig-Huyghens) \end{aligned}$$

- 3. Idem point précédent
- 4. Soit $a \in \mathbb{R}$ et X une v.a.r. admettant un moment d'ordre 2. D'après la formule de Koenig-Huyghens, on a :

$$Cov(a, X) = \mathbb{E}(aX) - \mathbb{E}(a)\mathbb{E}(X) = a\mathbb{E}(X) - \mathbb{E}(a)\mathbb{E}(X)$$

Or $a \in \mathbb{R}$, donc $\mathbb{E}(a) = a$. D'où Cov(a, X) = 0.

Connaissances exigibles

Réduction

- Matrices de passages, représentations matricielles d'un endomorphisme dans des bases différentes, changement de bases
- Matrices semblables, lien entre puissances kième de 2 matrices semblables
- Valeurs propres, vecteurs propres, spectre, sous-espaces propres
- Liens entre éléments propre de f et éléments propre de $A = \operatorname{Mat}_{\mathscr{B}}(f)$, caractérisation des éléments propres, lien entre inversibilité et la valeur propre 0, valeurs propres d'une matrice triangulaire
- Polynômes annulateurs
- Lien entre diagonalisabilité et dimensions des sous-espaces propres
- Diagonalisabilité des matrices symétriques
- Les élèves ne savent pas trigonaliser une matrice seuls. On les guidera toujours pour un tel exercice

Remarque : les élèves doivent connaître les méthodes pour :

- passer de la représentation par endomorphisme à la représentation matricielle et vice versa.
- montrer qu'un vecteur est un vecteur propre
- déterminer les valeurs propres d'un endomorphisme ou d'une matrice
- déterminer les sous-espaces propres d'un endomorphisme ou d'une matrice
- savoir repérer si une matrice est diagonalisable dans les cas simples (triangulaire, symétrique)
- savoir repérer si 0 est valeur propre d'un endomorphisme grâce à matrice représentative
- déterminer une matrice de passage et savoir interpréter son inverse.
- diagonaliser une matrice (sans les guider dans les étapes de diagonalisation)

Couples de v.a.r.

- On ne considère que des couples de v.a. discrètes.
- Les colleurs sanctionneront très sévèrement les confusions entre objets mathématiques : probabilité / événement, variable aléatoire / événement, expérience / variable aléatoire, etc.
- Lois de couples, lois marginales, lois conditionnelles.
- Indépendance (pour 2 ou n v.a.), lemme des coalitions.
- Loi d'une fonction d'un couple de v.a. discrète Z = g(X, Y). En particulier, loi de la somme, du produit, du maximum, du minimum. Stabilité par somme de la loi binomiale et de la loi de Poisson.
- Espérance de la somme, du produit.
- Covariance, lien avec la variance. X et Y indépendantes implique Cov(X,Y)=0.
- Variance d'une somme.
- Coefficient de corrélation linéaire.