

---

CORRECTION EXAMEN PROBABILITÉS - 1TR

Mercredi 22 Octobre 2014 (8h-9h45)

Partiel sans document (Une feuille A4 recto-verso autorisée)

---

**Exercice 1: Couple de variables aléatoires continues**

On considère un couple de variables aléatoires  $(X, Y)$  de densité de probabilité

$$p(x, y) = \begin{cases} e^{-y} & \text{si } y \geq x \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

1. Déterminer les densités marginales de  $X$  et  $Y$  et indiquer les lois obtenues en s'aidant des tables de lois. En déduire les moyennes  $E[X]$ ,  $E[Y]$  et les variances  $\text{Var}[X]$ ,  $\text{Var}[Y]$ .

*Réponse* : après avoir fait un dessin représentant le domaine de définition du couple  $(X, Y)$ , on observe que  $X$  et  $Y$  sont des variables aléatoires continues à valeurs dans  $\mathbb{R}^+$ . De plus, pour  $x > 0$ , la densité de  $X$  est définie comme suit

$$p(x, \cdot) = \int_x^\infty e^{-y} dy = e^{-x}.$$

On reconnaît une loi gamma  $\Gamma(1, 1)$  (c'est aussi une loi exponentielle de paramètre  $\lambda = 1$ ) telle que  $E[X] = \text{Var}[X] = 1$ . Pour  $y > 0$ , la densité de  $Y$  est définie par

$$p(\cdot, y) = \int_0^y e^{-y} dx = ye^{-y}.$$

On reconnaît donc une loi gamma  $\Gamma(1, 2)$  telle que  $E[Y] = \text{Var}[Y] = 2$ .

2. Déterminer la loi du couple  $(Z, T)$  avec  $Z = Y - X$  et  $T = X$ . En déduire la loi de  $Z$ .

*Réponse* : le changement de variables est clairement bijectif puisque

$$\begin{cases} Z = Y - X \\ T = X \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} X = T \\ Y = Z + T \end{cases}$$

De plus, le domaine  $X \geq 0, Y \geq 0$  se transforme en  $T \geq 0, Z + T \geq 0$ , c'est-à-dire que le couple  $(Z, T)$  prend ses valeurs dans  $\Delta = \{(z, t) | t \geq 0, z \geq -t\}$ . La matrice Jacobienne de ce changement de variables est

$$J = \begin{pmatrix} \frac{\partial x}{\partial z} & \frac{\partial x}{\partial t} \\ \frac{\partial y}{\partial z} & \frac{\partial y}{\partial t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 1 \end{pmatrix} \text{ avec } |\det(J)| = 1.$$

On en déduit la densité du couple  $(Z, T)$

$$q(z, t) = e^{-z-t} I_\Delta(z, t)$$

où  $I_\Delta$  est la fonction indicatrice sur  $\Delta$  (telle que  $I_\Delta(z, t) = 1$  si  $(z, t) \in \Delta$  et  $I_\Delta(z, t) = 0$  sinon). Pour déterminer la loi de  $Z$ , il suffit d'intégrer cette densité puisque  $q(z, \cdot) = \int_{\mathbb{R}} q(z, t) dt$ . On obtient le résultat suivant

$$q(z, \cdot) = \int_0^{+\infty} e^{-z-t} dt = e^{-z} \quad \text{si } z > 0$$

c'est-à-dire  $q(z, \cdot) = e^{-z} I_{\mathbb{R}^+}(z)$ . La variable aléatoire  $Z$  suit donc une loi gamma  $\Gamma(1, 1)$ .

3. Déterminer la loi conditionnelle de  $X|Y = y$  et  $E[X|Y]$ . En déduire  $E[X]$  en utilisant le théorème des espérances conditionnelles. Vérifier qu'on obtient le même résultat qu'à la première question.  
*Réponse* : la loi conditionnelle de  $X|Y = y$  est de densité

$$p(x|y) = \frac{p(x, y)}{p(\cdot, y)} = \frac{e^{-y}}{ye^{-y}} I_{\mathbb{D}}(x, y)$$

avec  $D = \{(x, y) | y \geq x \geq 0\}$ , c'est-à-dire

$$p(x|y) = \begin{cases} \frac{1}{y} & \text{si } 0 \leq x \leq y \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

Il s'agit de la loi uniforme sur l'intervalle  $]0, y]$ . La moyenne de cette loi est

$$E(X|Y = y) = \int_0^y x \frac{1}{y} dx = \frac{y}{2}.$$

En utilisant le théorème des espérances conditionnelles, on obtient

$$E(X) = E[E(X|Y)] = \frac{1}{2}E(Y) = 1.$$

Bien entendu, on retrouve le résultat de la première question.

## Exercice 2: Couple de variables aléatoires discrètes

On considère deux variables aléatoires indépendantes  $X$  et  $Y$  de lois de Poisson de paramètres  $\lambda$  et  $\mu$ , c'est-à-dire telles que

$$P[X = i] = \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda}, \quad i \in \mathbb{N} \quad \text{et} \quad P[Y = j] = \frac{\mu^j}{j!} e^{-\mu} \quad j \in \mathbb{N}.$$

- Déterminer la loi du couple  $(Z, T)$  avec  $Z = X + Y$  et  $T = X$ . En déduire la loi de  $Z$  ainsi que sa moyenne  $E[Z]$  et sa variance  $\text{Var}[Z]$ .

*Réponse :* le couple  $(Z, T)$  est à valeurs dans  $\mathbb{N}^2$  avec

$$P[Z = m, T = n] = P[X + Y = m, X = n] = P[X = n, Y = m - n].$$

Cette probabilité est nulle pour  $m - n < 0$ , c'est-à-dire pour  $m < n$ . Par contre, pour  $m \geq n \geq 0$ , on a

$$P[Z = m, T = n] = \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda} \times \frac{\mu^{m-n}}{(m-n)!} e^{-\mu} = \frac{\lambda^n \mu^{m-n}}{n!(m-n)!} e^{-\lambda-\mu}.$$

La loi de  $Z$  est la loi marginale du couple  $(Z, T)$  telle que

$$P[Z = m] = \sum_{n=0}^m \frac{\lambda^n \mu^{m-n}}{n!(m-n)!} e^{-\lambda-\mu} = e^{-\lambda-\mu} \mu^m \sum_{n=0}^m \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^n \frac{1}{n!} \frac{1}{(m-n)!}.$$

En utilisant les relations  $C_m^n = \frac{m!}{n!(m-n)!}$  et  $(x + y)^m = \sum_{n=0}^m C_m^n x^n y^{m-n}$ , on obtient

$$P[Z = m] = \frac{1}{m!} e^{-\lambda-\mu} \mu^m \left(\frac{\lambda}{\mu} + 1\right)^m = \frac{(\lambda + \mu)^m}{m!} e^{-\lambda-\mu}.$$

Donc  $Z$  suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda + \mu$  avec  $E(Z) = \text{Var}[Z] = \lambda + \mu$ .

- Déterminer la fonction caractéristique de  $Z$  et retrouver la loi de  $Z$  déterminée à la question précédente.

*Réponse :* la fonction caractéristique de  $Z$  s'écrit

$$\phi_Z(t) = E(e^{itZ}) = E(e^{itX} e^{itY}).$$

Puisque  $X$  et  $Y$  sont des variables aléatoires indépendantes, on obtient (ceci a été vu en cours)

$$\phi_Z(t) = E(e^{itX}) E(e^{itY}) = \phi_X(t) \phi_Y(t).$$

En utilisant les tables, obtient la fonction caractéristique d'une loi de Poisson et on en déduit

$$\phi_Z(t) = \exp[\lambda(e^{it} - 1)] \exp[\mu(e^{it} - 1)] = \exp[(\lambda + \mu)(e^{it} - 1)].$$

On en conclut que  $Z$  suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda + \mu$  et on retrouve le résultat de la question précédente.

- Déterminer la loi conditionnelle de  $Z|T = t$  et  $E[Z|T]$ . En déduire  $E[Z]$  en utilisant le théorème des espérances conditionnelles. Vérifier qu'on obtient le même résultat qu'à la première question.

*Réponse :* la loi conditionnelle de  $Z|T = t$  est définie par

$$P[Z = m|T = n] = \frac{P[Z = m, T = n]}{P[T = n]}, \quad m \geq n \geq 0.$$

On en déduit

$$P[Z = m|T = n] = \frac{\frac{\lambda^n \mu^{m-n}}{n!(m-n)!} e^{-\lambda-\mu}}{\frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda}} = \frac{\mu^{m-n}}{(m-n)!} e^{-\mu}, \quad m \geq n \geq 0.$$

et par suite

$$E[Z|T = n] = \sum_{m=n}^{\infty} mP[Z = m|T = n].$$

Le changement de variables  $k = m - n$  permet d'obtenir

$$E[Z|T = n] = \sum_{k=0}^{\infty} (k+n) \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu} = e^{-\mu} \left[ \sum_{k=1}^{\infty} k \frac{\mu^k}{k!} + n \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\mu^k}{k!} \right] = e^{-\mu} [\mu e^{\mu} + n e^{\mu}] = \mu + n.$$

En utilisant le théorème des espérances conditionnelles, on obtient

$$E(Z) = E[E(Z|T)] = E(\mu + T) = \mu + \lambda.$$

Bien entendu, on retrouve le résultat de la première question.

### Exercice 3: Approximation de la loi d'une somme de variables binaires

On considère une suite de variables aléatoires indépendantes  $(X_i)_{i \in \mathbb{N}^*}$  (avec  $\mathbb{N}^* = \mathbb{N} \setminus \{0\}$ ) de lois de Bernoulli telles que

$$P[X_i = 1] = p \quad \text{et} \quad P[X_i = 0] = q$$

avec  $p + q = 1$ .

1. Quelle est la loi de  $Y_n = \sum_{i=1}^n X_i$  ?

*Réponse :* C'est la loi du nombre de succès à la suite de  $n$  expériences indépendantes de type succès/échec avec  $P[\text{succès}] = p$  et  $P[\text{échec}] = q$ . Il s'agit donc d'une loi binomiale  $\mathcal{B}(n, p)$  (de moyenne  $np$  et de variance  $npq$ ).

2. Que donne l'application du théorème de la limite centrale à la variable aléatoire  $Y_n$  ? En déduire qu'on peut pour  $n$  "grand" approcher la loi de  $Y_n$  par une loi normale dont on précisera les paramètres. En déduire une expression de  $P[Y_n < a]$  à l'aide de la fonction de répartition  $F$  d'une loi normale centrée réduite définie par

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-u^2/2} du.$$

*Réponse :* les variables aléatoires  $X_i$  étant indépendantes et de même loi de moyenne  $m = np$  et de variance  $\sigma^2 = npq$ , l'application du théorème de la limite centrale nous permet d'obtenir

$$\frac{Y_n - m}{\sigma} = \frac{Y_n - np}{\sqrt{npq}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1).$$

Pour  $n$  "grand", on peut donc approcher la loi de  $Y_n$  par une loi normale  $\mathcal{N}(np, npq)$ . On en déduit

$$P[Y_n < a] = P\left[\frac{Y_n - np}{\sqrt{npq}} < \frac{a - np}{\sqrt{npq}}\right] = F\left[\frac{a - np}{\sqrt{npq}}\right].$$

## Barème

Exercice 1 (8 points)

1. 3 pts (loi de  $X$  + loi de  $Y$  + tables)
2. 2 pts
3. 3 pts (loi de  $X|Y$  avec domaine +  $E[X|Y]$  +  $E[X]$ )

Exercice 2 (9 points)

1. 5 pts (loi de  $(Z, T)$  + domaine + loi de  $Z$  (2pts) +  $E[Z]$ )
2. 1 pt
3. 3pts (loi de  $Z|T$  +  $E[Z|T]$  +  $E[Z]$ )

Exercice 3 (3 points)

1. 1 pt
2. 1 pt
3. 1 pt