TD 3 Probabilités - Couples de Variables Aléatoires Discrètes - 1SN

Exercice 1: Tirages sans remise.

On considère une urne constituée de N>1 boules numérotées de 1 à N. On tire deux boules sans remise dans cette urne. On note X_1 le numéro de la première boule et X_2 le numéro de la seconde boule.

- 1) Déterminer les lois de X_1, X_2 et du couple (X_1, X_2) (on prendra soin de préciser les domaines de ces variables et vecteur aléatoires).
- 2) Déterminer la covariance entre X_1 et X_2 . On rappelle que :

$$\sum_{j=1}^{n} j = \frac{n(n+1)}{2} \text{ et } \sum_{j=1}^{n} j^{2} = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6}$$

3) Déterminer la loi du couple (Z, U) avec $Z = X_1 - X_2$ et $U = X_1$ (on prendra soin de représenter graphiquement l'ensemble des valeurs possibles du couple (Z, U)). En déduire la loi de Z.

Exercice 2 : Décorrélation n'implique pas indépendance !

Soit X une variable aléatoire de loi normale $\mathcal{N}(0,1)$ et Y une variable aléatoire binaire prenant les valeurs +1 et -1 avec $P[Y=1]=P[Y=-1]=\frac{1}{2}$. On suppose que X et Y sont indépendantes et on pose Z=XY.

- 1) Déterminer la loi de Z
- 2) Déterminer la covariance du couple (X, Z) notée cov(X, Z)
- 3) Calculer P[X + Z = 0] et en déduire que X et Z ne sont pas indépendantes.

Exercice 3 : couple de variables aléatoires discrète et continue.

Soit (X,Y) un couple de variables aléatoires réelles telles que Y suit une loi exponentielle de paramètre c (de densité notée g (y)) et pour y>0 la loi de X sachant Y=y est la loi de Poisson de paramètre y:

$$\begin{split} g(y) &= ce^{-cy} & y > 0 \\ g(y) &= 0 & y \leq 0 \\ P\left[X = k|\, Y = y\right] &= \frac{y^k}{k!}e^{-y} & k \in \mathbb{N} \end{split}$$

Déterminer P[X = k].

Exercice 4 : parties entières et fractionnaires

Soit U une variable aléatoire de loi uniforme sur [0,1[. Si k est un entier fixé $(k \in \mathbb{N}^*)$, on définit les variables aléatoires X et Y de la façon suivante :

$$X = \operatorname{Ent}(kU)$$

 $Y = \operatorname{Frac}(kU) = kU - \operatorname{Ent}(kU)$

où $\operatorname{Ent}(kU)$ et $\operatorname{Frac}(kU)$ désignent les parties entières et fractionnaires de kU. Montrer que X et Y sont deux variables aléatoires indépendantes, la première de loi uniforme sur $\{0,...,k-1\}$, la seconde de loi uniforme sur [0,1]

Applications aux sciences du numérique

Exercice 5: paquets prioritaires et non prioritaires

On suppose que le nombre de paquets X arrivant dans un commutateur de réseau pendant un intervalle de temps Δ suit une loi de Poisson de paramètre λ . Afin de garantir une certaine qualité de service dans ce réseau, on distingue les paquets prioritaires des paquets non-prioritaires. On note $p \in]0,1[$ la probabilité qu'un paquet soit prioritaire et Y le nombre de paquets prioritaires arrivant au commutateur pendant l'intervalle de temps Δ . On suppose également que les instants d'arrivées de paquets sont des variables aléatoires indépendantes.

- 1) Déterminer la loi conditionnelle de Y | X = x puis la loi du couple (X, Y).
- 2) Quelle est la loi marginale de Y? Les variables aléatoires X et Y sont-elles indépendantes?
- 3) On pose Z = X Y. Que représente Z? En déduire sa loi (sans aucun calcul).
- 4) Quelle est la loi du couple (Z, Y)? Les variables aléatoires Z et Y sont-elles indépendantes?

Réponses

Exercice 1

1) X_1 et X_2 suivent des lois uniformes sur $\{1,...,N\}$ tandis que le couple (X_1,X_2) suit une loi uniforme sur $\{(i,j), i \in \{1,...,N\}, j \in \{1,...,N\}, i \neq j\}$, c'est-à-dire

$$P[X_1 = i, X_2 = j] = \frac{1}{N(N-1)}$$
 $i \in \{1, ..., N\}, j \in \{1, ..., N\}, i \neq j$

2) Il est clair que $E\left[X_{1}\right]=E\left[X_{2}\right]=\frac{N+1}{2}.$ De plus

$$E[X_1 X_2] = \sum_{i \neq j} ij \frac{1}{N(N-1)}$$

$$= \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i \neq j} ij$$

$$= \frac{1}{N(N-1)} \left[\sum_{i,j} ij - \sum_{i} i^2 \right]$$

Des calculs simples permettent d'obtenir

$$E[X_1X_2] = \frac{(N+1)(3N+2)}{12}$$

et par suite

$$cov(X_1, X_2) = -\frac{N+1}{12}$$

3) Le changement de variables est tel que

$$\begin{cases} Z = X_1 - X_2 \\ U = X_1 \end{cases} \iff \begin{cases} X_1 = U \\ X_2 = U - Z \end{cases}$$

donc il est bijectif de

$$\{(i, j), i \in \{1, ..., N\}, j \in \{1, ..., N\}, i \neq j\}$$

dans

$$\{(u, z), u \in \{1, ..., N\}, z \in \{u - N, ..., u - 1\}, z \neq 0\}$$

Le couple (Z,U) suit une loi uniforme sur son ensemble de définition. Z est à valeurs dans $\{-(N-1),...,-2,-1\} \cup \{1,2,...,N-1\}$ et On a

$$P[Z=z] = \frac{N-|z|}{N(N-1)}$$
 $z \in \{-(N-1), ..., -2, -1\} \cup \{1, 2, ..., N-1\}$

Exercice 2

1) On détermine la fonction de répartition de ${\cal Z}$

$$\begin{array}{lcl} P\left[Z < z \right] & = & P\left[XY < z \right] \\ & = & P\left[X < z, Y = 1 \right] + P\left[-X < z, Y = -1 \right] \end{array}$$

Puisque X et Y sont indépendantes, on a

$$\begin{split} P\left[Z < z\right] &= P\left[X < z\right] P\left[Y = 1\right] + P\left[X > -z\right] P\left[Y = -1\right] \\ &= F(z) \times \frac{1}{2} + F(z) \times \frac{1}{2} \\ &= F(z) \end{split}$$

où F(z) est la fonction de répartition de la loi normale $\mathcal{N}(0,1)$. Donc $Z \sim \mathcal{N}(0,1)$. 2) On a

$$\begin{array}{rcl} {\rm cov}\,(X,Z) & = & E\,[XZ] - E\,[X]\,E\,[Z] \\ & = & E\,\big[X^2Y\big] - E\,[X]\,E\,[XY] \\ & = & E[X^2]E[Y] - E\,[X]\,E\,[XY] \end{array}$$

où on a utilisé l'indépendance de X et de Y pour obtenir la dernière égalité. Puisque $X \sim \mathcal{N}(0,1)$, on a E[X] = 0. Puisque Y prend les valeurs ± 1 de manière équiprobable, on a E[Y] = 0. Donc

$$cov(X, Z) = 0$$

3)

$$P[X + Z = 0] = P[X + XY = 0]$$

= $P[X(1 + Y) = 0]$
= $P[Y = -1] = \frac{1}{2}$

On a une chance sur 2 d'avoir Z = -X, donc X et Z ne sont pas indépendantes même si cov(X, Z) = 0. Ceci est un exemple de couple de variables aléatoires non indépendantes de covariance nulle

Exercice 3

L'objectif de cet exercice est d'étudier un exemple de couple de variables aléatoires (X,Y) tel que l'une des deux variables Y est discrète tandis que l'autre variable X est continue. En utilisant les résultats concernant les probabilités conditionnelles, on obtient

$$P[Y = k] = \int_{\mathbb{R}} P[X = k|Y = y]g(y)dy$$
$$= \int_{0}^{+\infty} \frac{y^{k}}{k!} e^{-y} \times ce^{-cy}dy$$
$$= \int_{0}^{+\infty} \frac{cy^{k}}{k!} e^{-(c+1)y}dy.$$

En effectuant le changement de variables u = (c+1)y, on obtient

$$\begin{split} P\left[Y=k\right] &= \int_0^{+\infty} \frac{c}{k!} \frac{u^k}{(c+1)^k} e^{-u} \times \frac{du}{c+1} \\ &= \frac{c}{(c+1)^{k+1}}, \ k \in \mathbb{N} \end{split}$$

en utilisant le fait que

$$\Gamma(k+1) = \int_0^{+\infty} u^k e^{-u} du = k!.$$

Exercice 4

Loi de X

Il est clair que X est à valeurs dans $\{0, ..., k-1\}$. De plus

$$\begin{split} P\left[X=i\right] &= P\left[i \leq kU < i+1\right] \\ &= P\left[\frac{i}{k} \leq U < \frac{i+1}{k}\right] \\ &= \int_{\frac{i}{k}}^{\frac{i+1}{k}} du = \frac{1}{k} \end{split}$$

Donc X suit la loi uniforme sur $\{0, ..., k-1\}$

Loi de Y

Il est clair que Y est à valeurs dans [0, 1].

Pour y < 0, il est clair que P[Y < y] = 0

Pour $y \ge 1$, il est clair que P[Y < y] = 1

Pour $y \in [0, 1[$, on a

$$\begin{split} P\left[Y < y\right] &= P\left[\bigcup_{i=0}^{k-1} \{Y < y, X = i\} \right] \\ &= \sum_{i=0}^{k-1} P\left[Y < y, X = i\right] \\ &= \sum_{i=0}^{k-1} P\left[kU - i < y, i \le kU < i + 1\right] \\ &= \sum_{i=0}^{k-1} P\left[U < \frac{y+i}{k}, \frac{i}{k} \le U < \frac{i+1}{k}\right] \\ &= \sum_{i=0}^{k-1} P\left[\frac{i}{k} \le U < \frac{y+i}{k}\right] \\ &= \sum_{i=0}^{k-1} \frac{y}{k} = y \end{split}$$

Donc Y suit la loi uniforme sur [0,1]

Indépendance de X et de Y

Pour montrer que X et Y sont deux variables aléatoires indépendantes, il suffit de montrer que

$$P\left[X=i,Y< y\right] = P\left[X=i\right]P\left[Y< y\right] \qquad \forall i \in \left\{0,...,k-1\right\}, \forall y \in \left[0,1\right]$$

Or

$$\begin{split} P\left[X=i,Y < y\right] &= P\left[i \leq kU < i+1, kU-i < y\right] \\ &= P\left[U < \frac{y+i}{k}, \frac{i}{k} \leq U < \frac{i+1}{k}\right] \\ &= \frac{y}{k} \text{ (d'après ce qui précède)} \end{split}$$

On a bien P[X = i, Y < y] = P[X = i] P[Y < y], ce qui signifie que X et Y sont des variables aléatoires indépendantes.

Exercice 5

1) Comme X suit une loi de Poisson de paramètre λ , on a

$$P[X = x] = \frac{\lambda^x}{x!} \exp(-\lambda), \forall x \in \mathbb{N}$$

Sachant que X=x, il y a x paquets dans le réseau. Chaque paquet ayant une probabilité p d'être prioritaire, on en en déduit (loi binomiale)

$$P[Y = y | X = x] = {x \choose y} p^y (1 - p)^{x - y} \quad y \in \{0, ..., x\}.$$

La loi du couple (X, Y) est donc définie par

$$P[Y = y, X = x] = P[Y = y | X = x]P[X = x] = \binom{x}{y} p^{y} (1 - p)^{x - y} \times \frac{\lambda^{x}}{x!} \exp(-\lambda) \quad (x, y) \in \mathbb{N} \times \{0, ..., x\}.$$

2) La loi marginale de Y est définie par

$$P[Y=y] = \sum_{x \in \mathbb{N}} P[Y=y, X=x] = \sum_{x=y}^{+\infty} P[Y=y, X=x], \quad y \in \mathbb{N}$$

car toutes les valeurs de P[Y = y, X = x] sont nulles pour x < y. On en déduit

$$P[Y = y] = \sum_{x=y}^{+\infty} \frac{x!}{y!(x-y)!} p^y (1-p)^{x-y} \times \frac{\lambda^x}{x!} \exp(-\lambda) = \frac{p^y}{y!} \exp(-\lambda) \sum_{x=y}^{+\infty} \frac{1}{(x-y)!} (1-p)^{x-y} \lambda^x.$$

En faisant le changement de variables z = x - y, on obtient

$$P[Y = y] = \frac{p^y}{y!} \exp(-\lambda) \sum_{z=0}^{+\infty} \frac{1}{z!} (1-p)^z \lambda^{z+y} = \frac{(\lambda p)^y}{y!} e^{-\lambda} \sum_{z=0}^{+\infty} \frac{1}{z!} [\lambda (1-p)]^z$$

soit

$$P[Y=y] = \frac{(\lambda p)^y}{y!} e^{-\lambda} e^{\lambda(1-p)} = \frac{(\lambda p)^y}{y!} e^{-\lambda p}, \quad y \in \mathbb{N}.$$

On reconnait une loi de Poisson de paramètre λp , i.e., $Y \sim \mathcal{P}(\lambda p)$. Les variables aléatoires X et Y ne sont pas indépendantes car pour x < y, on a

$$P[Y = y, X = x] = 0 \neq P[Y = y]P[X = x].$$

- 3) Z = X Y représente le nombre de paquets non prioritaires. Comme la probabilité qu'un paquet ne soit pas prioritaire est q = 1 p, on en déduit $Z \sim \mathcal{P}(\lambda q)$.
 - 4) La loi du couple (Z, Y) est définie par

$$P[Z = i, Y = j] = P[X - Y = i, Y = j] = P[X = i + j, Y = j], \forall (i, j) \in \mathbb{N}^2$$

soit, en utilisant la loi de (X, Y) déterminée précédemment

$$P[Z = i, Y = j] = \frac{(i+j)!}{i!j!} p^{j} (1-p)^{i} \frac{\lambda^{i+j}}{(i+j)!} e^{-\lambda}.$$

En remarquant que $e^{-\lambda} = e^{-\lambda(p+q)}$, on obtient

$$P[Z=i,Y=j] = \frac{(\lambda q)^i}{i!} e^{-\lambda q} \times \frac{(\lambda p)^j}{i!} e^{-\lambda p} = P[Y=j] P[Z=i].$$

Les variables aléatoires Z et Y sont donc indépendantes.