

## PARTIE I

Q1) Covariance des variables aléatoires  $X$  et  $Y$ . IC<sup>a</sup>  $V(X) > 0$

a)  $\text{cov}(\lambda X + Y, \lambda X + Y) = E((\lambda X + Y - E(\lambda X + Y))(\lambda X + Y - E(\lambda X + Y))) = E((\lambda X + Y - E(\lambda X + Y))^2) = V(\lambda X + Y).$

$\forall \lambda \in \mathbb{R}, \text{cov}(\lambda X + Y, \lambda X + Y) = V(\lambda X + Y).$

$$V(\lambda X + Y) = \text{cov}(\lambda X + Y, \lambda X + Y) = \lambda^2 \underbrace{\text{cov}(X, X)}_{V(X)} + 2\lambda \underbrace{\text{cov}(X, Y)}_{V(Y)} + \underbrace{\text{cov}(Y, Y)}_{V(Y)}.$$

bilinéarité de la covariance  
+ propriété de la covariance

Alors  $\forall \lambda \in \mathbb{R}, V(\lambda X + Y) = \lambda^2 V(X) + 2\lambda \text{cov}(X, Y) + V(Y).$

b)  $\forall \lambda \in \mathbb{R}, \forall \lambda \in \mathbb{R}, \varphi(\lambda) = V(\lambda X + Y) = \lambda^2 V(X) + 2\lambda \text{cov}(X, Y) + V(Y).$

$\varphi$  est un polynôme de degré 2 et  $\forall \lambda \in \mathbb{R}, \varphi(\lambda) = V(\lambda X + Y) \geq 0.$

comme  $V(X) > 0$  :  $\varphi$  est un polynôme de degré 2 qui garde un signe constant sur  $\mathbb{R}.$

Ainsi  $\varphi$  a au plus une racine. Sa discriminant est alors négatif ou nul.

Alors  $(2 \text{cov}(X, Y))^2 - 4 V(X) V(Y) \leq 0. \quad 4(\text{cov}(X, Y))^2 \leq 4 V(X) V(Y).$

On a  $(\text{cov}(X, Y))^2 \leq V(X) V(Y).$

Supposons que :  $(\text{cov}(X, Y))^2 = V(X) V(Y).$  Alors  $\varphi$  admet un zéro et un seul  $\lambda_0$  car son discriminant est nul.

$V(\lambda_0 X + Y) = 0$  ;  $\lambda_0 X + Y$  est "constante avec une probabilité 1".

$\exists b \in \mathbb{R}, P(\lambda_0 X + Y = b) = 1. \quad P(Y = -\lambda_0 X + b) = 1. \quad \text{Poser } a = -\lambda_0.$

Alors  $P(Y = aX + b) = 1.$

Si  $\text{cov}(X, Y) = 0$  :  $\exists (a, b) \in \mathbb{R}^2, P(Y = aX + b) = 1.$

Réciproquement, supposons que :  $\exists (a, b) \in \mathbb{R}^2, P(Y = aX + b) = 1.$

Alors  $P(Y - aX = b) = 1.$   $Y - aX$  est "constante avec une probabilité 1".

Ainsi  $V(Y - aX) = 0$  ;  $\varphi(-a) = 0.$   $\varphi$  admet une racine ... et une seule ( $\varphi$  admet au plus une racine).  
 $\varphi$  est un polynôme de degré 2 ayant une racine et une seule.

le discriminant de  $\mathcal{Q}$  est alors nul. Ainsi  $(2\text{cov}(X,Y))^2 - 4V(X)V(Y) = 0$   
 Par conséquent  $\text{cov}(X,Y) = V(X)V(Y)$ .

Finalement  $\text{cov}(X,Y) = V(X)V(Y)$  n'est réalisable si il existe des  $a$  et  $b$  tels que  
 $P(Y = aX + b) = 1$ , autrement dit si et seulement si  $Y$  est une fonction quasi-affine de  $X$ .

Remarque 1.. On peut en conclure que :

$\text{cov}(X,Y) = V(X)V(Y)$  n'est réalisable si il existe des  $a$  et  $b$  tels que  
 $Y$  soit presque sûrement égale à  $aX + b$ .

2.. Sous l'hypothèse  $V(X) > 0$  on a :

$$\rightarrow (\text{cov}(X,Y))^2 \leq V(X)V(Y)$$

$$\rightarrow (\text{cov}(X,Y))^2 = V(X)V(Y) \Leftrightarrow \begin{cases} \exists (a,b) \in \mathbb{R}^2, P(Y = aX + b) = 1 \\ \text{ou} \\ \exists (a',b') \in \mathbb{R}^2, P(X = a'X + b') = 1 \end{cases}$$

$$\text{ou } (\text{cov}(X,Y))^2 = V(X)V(Y) \Leftrightarrow \begin{cases} V(X) = 0 \\ \text{ou} \\ \exists (a,b) \in \mathbb{R}^2, P(Y = aX + b) = 1 \end{cases}$$

Q2 Coefficient de corrélation linéaire des variables aléatoires  $X$  et  $Y$ .

Il a  $V(X) > 0$  et  $V(Y) > 0$ .

a)  $\rho = \frac{\text{cov}(X,Y)}{\sigma(X)\sigma(Y)}$  par définition.

$(\text{cov}(X,Y))^2 \leq V(X)V(Y)$  donc  $|\text{cov}(X,Y)| \leq \sqrt{V(X)}\sqrt{V(Y)} = \sigma(X)\sigma(Y)$

Ainsi  $\frac{|\text{cov}(X,Y)|}{\sigma(X)\sigma(Y)} \leq 1$  ;  $\left| \frac{\text{cov}(X,Y)}{\sigma(X)\sigma(Y)} \right| \leq 1$  ;  $|\rho| \leq 1$  ;  $\rho \in [-1, 1]$ .

$\rho = -1$  ou  $\rho = 1 \Leftrightarrow \rho^2 = 1 \Leftrightarrow \frac{\text{cov}(X,Y)}{\sigma(X)\sigma(Y)} = \pm 1 \Leftrightarrow (\text{cov}(X,Y))^2 = (\sigma(X))^2(\sigma(Y))^2$

Ainsi :  $\rho \in \{-1, 1\} \Leftrightarrow (\text{cov}(X,Y))^2 = V(X)V(Y)$ .

ou  $\rho \in \{-1, 1\}$  n'est réalisable si il existe des  $a$  et  $b$  tels que  $Y$  soit presque sûrement égale à  $aX + b$ .

b) si  $X$  et  $Y$  sont indépendants :  $\text{cov}(X, Y) = 0$  d'ac  $\rho = 0$ .

c)  $E(X) = 0$  et  $V(X) = 1$ . Notons que  $X$  possède un moment d'ordre 2 d'ac  $E(Y)$  existe.  
 $E(Y) = E(X^2) = V(X) + (E(X))^2 = 1 + 0 = 1$ .

Pour ce que  $Y = X^4$  possède une variance. Il suffit de prouver que  $E(X^4)$  existe.

Pour cela il suffit de prouver que  $X$  possède un moment d'ordre 4.

Pour  $\forall t \in \mathbb{R}$ ,  $f(t) = \frac{1}{\Gamma(\pi)} e^{-t^2}$ .

$t \mapsto t^4 f(t)$  est continue sur  $\mathbb{R}$ . Soit  $A \in \mathbb{R}_+$ .

$$\int_0^A t^4 f(t) dt = \frac{1}{\Gamma(\pi)} \int_0^A (t^3)' (-t e^{-t^2}) dt = \frac{1}{\Gamma(\pi)} [-t^3 e^{-t^2}]_0^A - \int_0^A (-3t^2) \frac{1}{\Gamma(\pi)} e^{-t^2} dt$$

$$\int_0^A t^4 f(t) dt = -A^3 e^{-A^2} + 3 \int_0^A t^2 f(t) dt.$$

$X$  possède un moment d'ordre 2 qui vaut 1 d'ac  $\int_0^{+\infty} t^2 f(t) dt$  existe.

$$t \mapsto t^4 f(t) \text{ étant paire} = \int_0^{+\infty} t^4 f(t) dt = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} t^4 f(t) dt = \frac{1}{2} E(X^4) = \frac{1}{2}.$$

$$\text{Alors } \lim_{A \rightarrow +\infty} \left( \int_0^A t^4 f(t) dt \right) = 0 + 3 \times \frac{1}{2} = 3/2.$$

$\int_0^{+\infty} t^4 f(t) dt$  existe et vaut  $3/2$ .  $t \mapsto t^4 f(t)$  étant pair :  $\int_{-\infty}^{+\infty} t^4 f(t) dt$  existe et vaut

$$2 \times \frac{3}{2} = 3.$$

Ainsi  $X$  possède un moment d'ordre 4 qui vaut 3.  $E(Y^4)$  existe et vaut 3.

Alors  $V(Y)$  existe et  $V(Y) = E(Y^2) - (E(Y))^2 = 3 - 1 = 2$ .

$$\underline{E(X) = 0, V(X) = 1, E(Y) = 1 \text{ et } V(Y) = 2.}$$

$X$  et  $Y$  possèdent un moment d'ordre 2 d'ac  $\text{cov}(X, Y)$  existe.

$$\text{cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = E(XY) = E(X^3).$$

$E(X^3)$  existe d'ac  $\int_{-\infty}^{+\infty} t^3 f(t) dt$  converge. Comme  $t \mapsto t^3 f(t)$  est impair :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} t^3 f(t) dt \text{ existe et vaut } 0; \underline{E(X^3) = 0. \text{ cov}(X, Y) = 0. \text{ Ainsi } \underline{\underline{\rho = 0}}.}$$

$\{x^2 \leq 1\} \cap \{x < -1\} = \emptyset$  donc  $P(\{x^2 \leq 1\} \cap \{x < -1\}) = 0$ ;  $P(\{y \leq 1\} \cap \{x < -1\}) = 0$   
 Notons  $\phi$  la fonction de répartition de  $x$ .  $\phi$  définit une bijection de  $\mathbb{R}$  sur  $]0, 1[$ .

$P(y \leq 1) = P(x^2 \leq 1) = P(-1 \leq x \leq 1) = \phi(1) - \phi(-1) = \phi(1) - (1 - \phi(1)) = 2\phi(1) - 1$ .

Or  $2\phi(1) - 1 \neq 0$  car  $2\phi(1) - 1 = 0 \Rightarrow \phi(1) = \frac{1}{2} = \phi(0)$  ! Ainsi  $P(y \leq 1) \neq 0$ .

$P(x < -1) = P(x \leq -1) = \phi(-1) = 1 - \phi(1) \neq 0$

Ainsi  $P(\{y \leq 1\} \cap \{x < -1\}) = 0$  et  $P(y \leq 1)P(x < -1) \neq 0$ .

$\rho = 0$  mais  $x$  et  $y$  ne sont pas indépendantes.

La réciproque de 2°b est fautive. Quel scoop !

PARTIE II

ⓐ) Calculs préliminaires.

a) Fixons  $q$  dans  $\mathbb{N}$  et notons par convention que :  $\forall n \in \mathbb{I}q, +\infty\mathbb{I}$ ,  $\sum_{k=q}^n C_k^q = C_{n+1}^{q+1}$ .

•  $\sum_{k=q}^q C_k^q = C_q^q = 1 = C_{q+1}^{q+1}$  ; l'égalité vaut pour  $n=q$ .

• Supposons l'égalité vraie  $n \in \mathbb{I}q, +\infty\mathbb{I}$  et montrons la pour  $n+1$ .

$\sum_{k=q}^{n+1} C_k^q = \sum_{k=q}^n C_k^q + C_{n+1}^q = C_{n+1}^{q+1} + C_{n+1}^q = C_{n+2}^{q+2} = C_{(n+1)+1}^{q+2}$  ce qui achève la récurrence.

$\forall q \in \mathbb{N}, \forall n \in \mathbb{I}q, +\infty\mathbb{I}$ ,  $\sum_{k=q}^n C_k^q = C_{n+1}^{q+1}$ .

Remarque.. On peut retrouver directement le résultat avec  $C_k^q = C_{k+1}^{q+1} - C_k^{q+1}$  pour  $k \geq q+1$ ...

b)  $\forall n \in \mathbb{N}^0$ ,  $\sum_{k=1}^n k = \sum_{k=1}^n C_k^2 = C_{n+1}^{3+2} = C_{n+1}^3 = \frac{(n+1)n}{2}$  ... d'après a) avec  $q=1$ .

a) donne avec  $q=2$  :  $\forall n \in \mathbb{I}2, +\infty\mathbb{I}$ ,  $C_{n+1}^3 = \sum_{k=2}^n C_k^2 = \sum_{k=2}^n \frac{k(k-1)}{2}$ .

Ainsi  $\forall n \in \mathbb{I}2, +\infty\mathbb{I}$ ,  $\sum_{k=2}^n k(k-1) = 2 C_{n+1}^3 = 2n \frac{(n+1)(n-2)}{3!} = \frac{1}{3} (n+1)(n)(n-2)$ .

a) donc avec  $q=3$  :  $\forall n \in \mathbb{I}, +0\mathbb{I}$ ,  $C_{n+1}^4 = \sum_{k=3}^n C_k^3 = \sum_{k=3}^n \frac{k(k-1)(k-2)}{3!}$ .

$\forall n \in \mathbb{I}, +0\mathbb{I}$ ,  $\sum_{k=3}^n k(k-1)(k-2) = 3! C_{n+1}^4 = 3! \frac{(n+1)n(n-1)(n-2)}{4!} = \frac{1}{4} (n+1)n(n-1)(n-2)$ .

Résumés :  $\forall n \in \mathbb{N}^0$ ,  $\sum_{k=1}^n k = \frac{(n+1)n}{2}$  ;  $\forall n \in \mathbb{I}, +0\mathbb{I}$ ,  $\sum_{k=2}^n k(k-1) = \frac{(n+1)n(n-1)}{3}$  et

$\forall n \in \mathbb{I}, +0\mathbb{I}$ ,  $\sum_{k=3}^n k(k-1)(k-2) = \frac{(n+1)n(n-1)(n-2)}{4}$ .

Remarque : Plus généralement :  $\forall q \in \mathbb{N}^0$ ,  $\forall n \in \mathbb{I}$ ,  $\sum_{k=q}^n k(k-1)\dots(k-q+1) = \frac{(n+1)n(n-1)\dots(n-q+1)}{q+1}$

A) Q2 Lois des variables aléatoires  $X$  et  $Y$ .

a)  
 $\forall i, j \in \mathbb{I}, +0\mathbb{I}$ , le nombre de parties  $\bar{a}$   $k$  éléments d'un ensemble  $\bar{a}$   $j$  éléments est  $C_j^k$  ;  
 $\forall i, n \in \mathbb{I}, +0\mathbb{I}$ , \_\_\_\_\_  $C_n^i$

$\forall i, j \in \{0, 1\}$  (resp.  $n \in \{0, 1\}$ ) le nombre de parties  $\bar{a}$   $k$  éléments d'un ensemble  $\bar{a}$   $j$  (resp.  $n$ ) éléments est 0!

Soit  $j \in \mathbb{I}, +1\mathbb{I}$ . L'événement  $\{Y \leq j\}$  est réalisé si et seulement si on a tiré simultanément deux jetons ayant un numéro dans  $\mathbb{I}, j\mathbb{I}$ .

Alors  $\text{card}(\{Y \leq j\}) = C_j^2$ . Le pur card est  $C_n^2$ .

Alors  $\forall j \in \mathbb{I}, +1\mathbb{I}$ ,  $P(Y \leq j) = \frac{C_j^2}{C_n^2} = \frac{j(j-1)/2}{n(n-1)/2} = \frac{j(j-1)}{n(n-1)}$ .

Par conséquent :  $\forall j \in \mathbb{I}, +1\mathbb{I}$ ,  $P(Y \leq j) = \frac{j(j-1)}{n(n-1)}$  (en effet  $P(Y \leq 1) = 0$ ).

$\forall j \in \mathbb{I}, +1\mathbb{I}$ ,  $P(Y=j) = P(Y \leq j) - P(Y \leq j-1) = \frac{j(j-1)}{n(n-1)} - \frac{(j-1)(j-2)}{n(n-1)} = \frac{(j-1)(j-1+1)}{n(n-1)} = \frac{j(j-1)}{n(n-1)}$ .

$$\forall j \in \llbracket 1, n \rrbracket, P(Y=j) = \frac{2(j-1)}{n(n-1)} \text{ ricomp : } \forall j \in \llbracket 1, n \rrbracket, P(Y=j) = \frac{2(j-1)}{n(n-1)} \text{ car } P(Y=1) = 0.$$

doit  $i \in \llbracket 3, n-3 \rrbracket$ .

$\{X \geq i\}$  est réalisé si et seulement si on tire 2 boules dont le numéro appartient à l'ensemble  $\llbracket i, n \rrbracket \dots$  qui a  $n-i+1$  éléments.  $\text{card}(\{X \geq i\}) = \binom{n-i+1}{2}$

$$\text{Ainsi } \forall i \in \llbracket 3, n-3 \rrbracket, P(X \geq i) = \frac{\binom{n-i+1}{2}}{\binom{n}{2}} = \frac{(n-i+1)(n-i)/2}{n(n-1)/2} = \frac{(n-i+1)(n-i)}{n(n-1)}$$

$$\text{ricomp } \forall i \in \llbracket 1, n \rrbracket, P(X \geq i) = \frac{(n-i+1)(n-i)}{n(n-1)} \text{ car } P(X \geq n) = 0.$$

$$\forall i \in \llbracket 0, n-1 \rrbracket, P(X=i) = P(X \geq i) - P(X \geq i+1) = \frac{(n-i+1)(n-i)}{n(n-1)} - \frac{(n-i)(n-i-1)}{n(n-1)}$$

$$\forall i \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket, P(X=i) = \frac{n-i}{n(n-1)} [n-i+1 - n+i-1] = \frac{2(n-i)}{n(n-1)}$$

$$\text{comme } P(X=n) = 0 : \forall i \in \llbracket 1, n \rrbracket, P(X=i) = \frac{2(n-i)}{n(n-1)}$$

b) Poser  $Z = n+3-X$ .  $X(\omega) \in \llbracket 3, n-3 \rrbracket$  donc  $Z(\omega) \in \llbracket 1, n \rrbracket = Y(\omega)$ .

$$\forall j \in Z(\omega), P(Z=j) = P(n+3-X=j) = P(X=n+3-j) = \frac{2(n-(n+3-j))}{n(n-1)} = \frac{2(j-1)}{n(n-1)} = P(Y=j)$$

Ainsi  $n+3-X$  et  $Y$  ont même loi.

$$\text{Alors } \underline{E(n+3-X) = E(Y)} \text{ et } \underline{V(n+3-X) = V(Y)}$$

$$E(Y) = E(n+3-X) = n+3 - E(X) ; \underline{E(X) = n+3 - E(Y)}$$

$$V(Y) = V(n+3-X) = V(X) ; \underline{V(X) = V(Y)}$$

$$V(aX+b) = a^2 V(X) \dots$$

Q3 a)  $E(Y) = \sum_{j=2}^n j P(Y=j) = \sum_{j=2}^n \frac{2j(j-1)}{n(n-1)} = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{j=2}^n j(j-1) = \frac{2}{n(n-1)} \times \frac{(n+1)n(n-1)}{3}$

$E(Y) = \frac{2}{3}(n+1)$       $E(X) = n+1$       $E(Y) = \frac{1}{3}(n+1)$

b)  $E(Y(Y-1)) = \sum_{j=2}^n j(j-1) P(Y=j) = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{j=2}^n j(j-1)(j-1) = \frac{2}{n(n-1)} \times \frac{(n+1)n(n-1)(n-2)}{4}$

relation de transfert

$E(Y(Y-1)) = \frac{(n+1)(n-2)}{2}$       $E(Y^2) = E(Y(Y-1)) + 2E(Y) = \frac{(n+1)(n-2)}{2} + \frac{4}{3}(n+1)$

$E(Y^2) = \frac{n+2}{6}(3n-6+8) = \frac{(n+1)(3n+2)}{6}$

$E(Y^2) = \frac{(n+1)(3n+2)}{6}$

$V(Y) = E(Y^2) - (E(Y))^2 = \frac{(n+1)(3n+2)}{6} - \frac{4}{9}(n+1)^2$

$V(Y) = \frac{n+1}{18} [9n+6-8n-8] = \frac{(n+1)(n-2)}{18}$

$V(X) = V(Y) = \frac{(n+1)(n-2)}{18}$

Q4 Covariance et coefficient de corrélation linéaire des variables aléatoires

X et Y.

a) Soit  $(i, j) \in \mathbb{N}^2$  tel que  $1 \leq i < j \leq n$ .

$(\{X=i\} \cap \{Y=j\})$  est réalisé si et seulement si on a obtenu le jeton numéroté  $i$  et le jeton numéroté  $j$ . Ainsi  $\text{card}(\{X=i\} \cap \{Y=j\}) = 1$ .

$P(\{X=i\} \cap \{Y=j\}) = \frac{1}{\text{card } \Omega} = \frac{1}{n^2} = \frac{2}{n(n-1)}$

$\forall (i, j) \in \mathbb{N}^2, 1 \leq i < j \leq n \Rightarrow P(\{X=i\} \cap \{Y=j\}) = \frac{2}{n(n-1)}$

b)  $E[X(Y-1)] = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=2}^n i(j-1) P(\{X=i\} \cap \{Y=j\})$

$E[X(Y-1)] = \sum_{j=2}^n \sum_{i=1}^{j-1} i(j-1) P(\{X=i\} \cap \{Y=j\}) = \sum_{j=2}^n \sum_{i=1}^{j-1} i(j-1) \frac{2}{n(n-1)}$   
 $P(\{X=i\} \cap \{Y=j\}) = \begin{cases} \frac{2}{n(n-1)} & \text{si } 1 \leq i < j \leq n \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

$$E[X(Y-1)] = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{j=2}^n (j-2) \sum_{i=1}^{j-1} 1 = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{j=2}^n (j-2) \frac{j(j-1)}{2} = \frac{1}{2n(n-1)} \sum_{j=3}^n j(j-1)(j-2)$$

$$E(X(Y-1)) = \frac{1}{n(n-1)} \frac{(n+1)n(n-1)(n-2)}{4} = \frac{(n+1)(n-2)}{4} \quad E[X(Y-1)] = \frac{(n+1)(n-2)}{4}$$

$$E(XY) = E[X(Y-1) + X] = E[X(Y-1)] + E[X] = \frac{(n+1)(n-2)}{4} + \frac{2(n+1)}{3} = \frac{n+1}{12} (3n-6+8)$$

$$E(XY) = \frac{(n+1)(3n+2)}{12}$$

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{(n+1)(3n+2)}{12} - \frac{n+1}{3} \cdot \frac{2}{3}(n+1) = \frac{n+1}{36} (9n+6-8n-8)$$

$$\text{Cov}(X, Y) = \frac{(n+1)(n-2)}{36}$$

$$\text{Supposons } n \geq 3. \quad V(X) = V(Y) = \frac{(n+1)(n-1)}{36} > 0$$

$$\rho = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma(X)\sigma(Y)} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{V(X)}\sqrt{V(Y)}} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{V(X)} = \frac{\frac{(n+1)(n-2)}{36}}{\frac{(n+1)(n-1)}{36}} = \frac{1}{2} \quad \rho = \frac{1}{2}$$

Q5) q) soit  $j \in \llbracket p, n \rrbracket$ .  $\{Y \leq j\}$  signifie que l'on a tiré p jetons dont le numéro appartient à  $\llbracket 1, j \rrbracket$ .

Alors card  $\{Y \leq j\} = C_j^p$ . Ainsi  $P(Y \leq j) = \frac{C_j^p}{C_n^p}$  car card  $\Omega = C_n^p$ .

$$\text{Supposons que } j > p. \quad P(Y=j) = P(Y \leq j) - P(Y \leq j-1) = \frac{C_j^p}{C_n^p} - \frac{C_{j-1}^p}{C_n^p} = \frac{C_j^p - C_{j-1}^p}{C_n^p} = \frac{C_{j-1}^{p-1}}{C_n^p}$$

$$\text{si } j=p: P(Y=j) = P(Y \leq j) - \underbrace{P(Y \leq j-1)}_{=0} = P(Y=j) = \frac{C_j^p}{C_n^p} = \frac{C_p^p}{C_n^p} = \frac{1}{C_n^p} = \frac{C_{p-1}^{p-1}}{C_n^p} !$$

$$\text{Finalement: } \forall j \in \llbracket p, n \rrbracket, \quad P(Y \leq j) = \frac{C_j^p}{C_n^p} \quad \text{et} \quad P(Y=j) = \frac{C_{j-1}^{p-1}}{C_n^p}$$



Soit  $i \in \llbracket 1, n-p+1 \rrbracket$ .  $\{X \geq i\}$  signifie que les  $p$  jetons tirés ont un numéro appartenant à  $\llbracket i, n \rrbracket$ . Or  $\llbracket i, n \rrbracket$  possède  $n-i+1$  éléments.

$$\text{Ainsi } P(X \geq i) = \frac{C_{n-i+1}^p}{C_n^p}.$$

$$\text{Supposons que : } i < n-p+2. \quad P(X=i) = P(X \geq i) - P(X \geq i+1) = \frac{1}{h^p} (C_{n-i}^p - C_{n-i-1}^p) = C_{n-i}^{p-1} / C_n^p.$$

$$\text{Supposons } i = n-p+2. \quad P(X=i) = P(X \geq i) - \underbrace{P(X \geq i+1)}_{=0} = P(X \geq i) = P(X \geq n-p+2) = \frac{C_p^p}{C_n^p} = \frac{1}{C_n^p} = C_{n-(n-p+1)}^{p-1} / C_n^p$$

$$\text{Finalement : } \forall i \in \llbracket 1, n-p+1 \rrbracket, \quad P(X \geq i) = \frac{C_{n-i+1}^p}{C_n^p} \text{ et } P(X=i) = \frac{C_{n-i}^{p-1}}{C_n^p}.$$

$$d) \quad X(R) = \llbracket 1, n-p+1 \rrbracket. \quad (n+1-X)(R) = \llbracket p, n \rrbracket = Y(R).$$

$$\forall j \in \llbracket p, n \rrbracket, \quad P(n+1-X=j) = P(X=n+1-j) = \frac{C_{n-(n+1-j)}^{p-1}}{C_n^p} = \frac{C_{j-1}^{p-1}}{C_n^p} = P(Y=j).$$

Ainsi  $n+1-X$  et  $Y$  ont même loi.

$$\text{Si donc : } \underline{E(X) = n+1 - E(Y)} \text{ et } \underline{V(X) = V(Y)}.$$

Q6) Espérances et variances des variables aléatoires  $X$  et  $Y$ .

$$a) \quad \underline{j C_{j-1}^{p-1} = \frac{j(j-1)!}{(p-1)!(p-j)!} = p \frac{j!}{p!(p-j)!} = p \binom{j}{p} \text{ pour tout } j \in \llbracket p, n \rrbracket.$$

$$E(Y) = \sum_{j=p}^n \frac{j C_{j-1}^{p-1}}{C_n^p} = \sum_{j=p}^n \frac{p \binom{j}{p}}{C_n^p} = \frac{p}{C_n^p} \sum_{j=p}^n \binom{j}{p} = \frac{p}{C_n^p} C_{n+1}^{p+1} = \frac{p}{C_n^p} \frac{n+1}{p+1} C_n^p = \frac{p(n+1)}{p+1}.$$

$$\underline{E(Y) = \frac{p(n+1)}{p+1}}. \quad E(X) = n+1 - E(Y) = (n+1) \left( 1 - \frac{p}{p+1} \right) = \frac{n+1}{p+1}. \quad \underline{E(X) = \frac{n+1}{p+1}}.$$

$$b) \quad \text{Soit } j \in \llbracket p, n \rrbracket. \quad (j+1) \binom{j}{p-1} = (j+1) \frac{j!}{(p-1)!(j-p)!} = p \frac{(j+1)j!}{p!(j-p)!} = p \binom{j+1}{p} = p \frac{(j+1)!}{(p+1)!(j+1-p)!} = p \binom{j+1}{p+1}.$$

$$\underline{(j+1) \binom{j}{p-1} = p \binom{j+1}{p+1}}.$$

$$E[Y(Y+1)] = \sum_{j=p}^n j(j+1)p(Y=j) = \sum_{j=p}^n \frac{j(j+1)C_{j-1}^{p-1}}{C_n^p} = \frac{1}{C_n^p} p(p+1) \sum_{j=p}^n C_{j+1}^{p+1}$$

$$E[Y(Y+1)] = p(p+1) \frac{1}{C_n^p} \sum_{k=p+1}^{n+1} C_k^{p+1} = p(p+1) \frac{1}{C_n^p} C_{n+2}^{p+2} = p(p+1) \frac{1}{C_n^p} \frac{(n+2)(n+1)}{(p+2)(p+1)} C_n^p$$

$$E[Y(Y+1)] = \frac{p(n+2)(n+1)}{p+2}$$

$$E(Y^2) = E[Y(Y+1) - Y] = E[Y(Y+1)] - E[Y] = \frac{p(n+2)(n+1)}{p+2} - \frac{p(n+1)}{p+1} = \frac{p(n+1)[(n+2)(p+1) - (p+2)]}{(p+2)(p+1)}$$

$$E(Y^2) = \frac{p(n+1)(np+2p+n+2-p-2)}{(p+1)(p+2)} = \frac{p(n+1)(np+n+p)}{(p+1)(p+2)}$$

$$E(Y^2) = \frac{p(n+1)(n+p+n+p)}{(p+1)(p+2)}$$

$$V(X) = V(Y) = E(Y^2) - (E(Y))^2 = \frac{p(n+1)(n+p+n+p)}{(p+1)(p+2)} - \left(\frac{p(n+1)}{p+1}\right)^2 = \frac{p(n+1)}{p+1} \left(\frac{np+n+p}{p+2} - \frac{p(n+1)}{p+1}\right)$$

$$V(X) = V(Y) = \frac{p(n+1)}{p+2} \frac{[np+n+p+p^2+n+n+p - p^2n - p^2 - 2pn - 2p]}{(p+2)(p+1)} = \frac{p(n+1)}{(p+1)^2(p+2)} (n-p)$$

$$V(X) = V(Y) = \frac{p(n+1)(n-p)}{(p+1)^2(p+2)}$$

Q7 Covariance et coefficient de corrélation linéaire de variables aléat.  $X$  et  $Y$ .

o] Soit  $(i, j) \in \mathbb{N}^2$  tel que:  $p \leq j \leq n$  et  $1 \leq i \leq j - p + 1$ .

Dans cette question nous supposons  $p \geq 2$

$(X=i) \cap (Y=j)$  est réalisé si et seulement si on a obtenu les jetons numérotés  $i$  et  $j$  et  $p-2$  jetons dont le numéro appartient à  $\llbracket i+1, j-1 \rrbracket$ .

$\llbracket i+1, j-1 \rrbracket$  possède  $j-1-i$  éléments ainsi  $\text{card}((X=i) \cap (Y=j)) = C_{j-i-1}^{p-2}$ .

$$\text{Alors } p((X=i) \cap (Y=j)) = \frac{C_{j-i-1}^{p-2}}{C_n^p} \text{ si } (i, j) \in \mathbb{N}^2; p \leq j \leq n \text{ et } 1 \leq i \leq j - p + 1.$$

Remarque ...  $P(X=i \cap Y=j) = 0$  si  $(i,j) \in \mathbb{N}^2$  et si l'un n'a pas  $p \leq j \leq n$  et  $1 \leq i \leq j-p+1$ .

$$b) E[(Y+1)(Y-X)] = \sum_{i=1}^{n-p+1} \sum_{j=p}^n (j+1)(j-i) P(X=i \cap Y=j) = \sum_{j=p}^n \sum_{i=1}^{j-p+1} (j+1)(j-i) P(X=i \cap Y=j).$$

$$\text{rien sup: } E[(Y+1)(Y-X)] = \sum_{j=p}^n \sum_{i=1}^{j-p+1} (j+1)(j-i) \frac{C_{j-i-1}^{p-2}}{C_n^p} = \frac{p-1}{C_n^p} \sum_{j=p}^n (j+1) \sum_{i=1}^{j-p+1} C_{j-i}^{p-1}$$

$$(j-i) C_{j-i-1}^{p-2} = (p-1) C_{j-i}^{p-1}$$

$$a) \sum_{i=1}^{j-p+1} C_{j-i}^{p-1} = \sum_{k=p-1}^{j-1} C_k^{p-1} = C_j^p \quad \text{pour tout } j \in \llbracket p, n \rrbracket.$$

$$\text{Alors } E[(Y+1)(Y-X)] = \frac{p-1}{C_n^p} \sum_{j=p}^n (j+1) C_j^p = \frac{p-1}{C_n^p} (p+1) \sum_{j=p}^n C_{j+1}^{p+1} = \frac{p-1}{C_n^p} (p+1) C_{n+2}^{p+2}$$

$$E[(Y+1)(Y-X)] = \frac{(p-1)(p+1)}{C_n^p} \cdot \frac{(n+2)(n+1)}{(p+2)(p+1)} C_n^p = \frac{(p-1)(n+2)(n+1)}{p+2}.$$

$$E[(Y+1)(Y-X)] = \frac{(p-1)(n+2)(n+1)}{p+2}.$$

$$(Y+1)(Y-X) = Y^2 - XY + Y - X. \quad XY = Y^2 + Y - X - (Y+1)(Y-X)$$

$$E(XY) = E(Y^2) + E(Y) - E(X) - E[(Y+1)(Y-X)] = \frac{p(n+1)(np+n+p)}{(p+1)(p+2)} + \frac{p(n+1)}{p+1} - \frac{n+1}{p+1} - \frac{(p-1)(n+2)(n+1)}{p+2}$$

$$E(XY) = \frac{n+1}{(p+1)(p+2)} [np^2 + np + p^2 + p^2 + 2p - p - 2 + pn + 4 - 4p^2 + 2] = \frac{n+1}{(p+1)(p+2)} (np + n + p)$$

$$E(XY) = \frac{(n+1)[(p+1)(n+p)]}{(p+2)(p+2)}.$$

$$c) \text{COV}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{(n+1)(np+n+p)}{(p+1)(p+2)} - \frac{p(n+1)}{p+1} \cdot \frac{n+1}{p+1} = \frac{(n+1)[(p+2)(np+n+p) - p(n+1)(p+2)]}{(p+2)(p+1)^2}$$

$$\text{COV}(X, Y) = \frac{n+1}{(p+2)(p+1)^2} [np^2 + np + p^2 + np + n + p - np^2 - 2np - p^2 - 2p], \quad \text{COV}(X, Y) = \frac{(n+1)(n-p)}{(p+2)(p+1)^2}.$$

$$\rho = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{V(X)}\sqrt{V(Y)}} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{V(X)} = \frac{(n+1)(n-p)}{(p+2)(p+3)^2} \times \left[ \frac{p(n+1)(n-p)}{(p+1)^2(p+2)} \right]^{-1} = \frac{1}{p} \dots \text{si } n > p.$$

si  $n > p$  :  $\rho = \frac{1}{p}$ .

Q8)  $\forall (u, v) \in \mathbb{R}^2$ ,  $\frac{\partial G}{\partial u}(u, v) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n P(X=i \cap Y=j) i (1+u)^{i-1} (1+v)^j$ .

$$\frac{\partial G}{\partial u}(0, 0) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n P(X=i \cap Y=j) i = \sum_{i=1}^n i \sum_{j=1}^n P(X=i \cap Y=j).$$

$(Y=j)_{j \in \mathbb{I}_n}$  est un système complet d'événements donc  $\sum_{j=1}^n P(X=i \cap Y=j) = P(X=i)$ .

$$\frac{\partial G}{\partial u}(0, 0) = \sum_{i=1}^n i P(X=i) = E(X).$$

$\frac{\partial G}{\partial u}(0, 0) = E(X)$ . De même  $\frac{\partial G}{\partial v}(0, 0) = E(Y)$ .

$$\forall (u, v) \in \mathbb{R}^2, \frac{\partial^2 G}{\partial u^2}(u, v) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=2}^n P(X=i \cap Y=j) i(i-1) (1+u)^{i-2} (1+v)^j$$

$$\frac{\partial^2 G}{\partial u^2}(0, 0) = \sum_{i=2}^n i(i-1) \sum_{j=1}^n P(X=i \cap Y=j) = \sum_{i=2}^n i(i-1) P(X=i) = E[X(X-1)].$$

$\frac{\partial^2 G}{\partial u^2}(0, 0) = E[X(X-1)]$ . De même  $\frac{\partial^2 G}{\partial v^2}(0, 0) = E[Y(Y-1)]$ .

$$\forall (u, v) \in \mathbb{R}^2, \frac{\partial G}{\partial u}(u, v) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n P(X=i \cap Y=j) i (1+u)^{i-1} (1+v)^j$$

$$\forall (u, v) \in \mathbb{R}^2, \frac{\partial^2 G}{\partial v \partial u}(u, v) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n P(X=i \cap Y=j) ij (1+u)^{i-1} (1+v)^{j-1}$$

$$\frac{\partial^2 G}{\partial v \partial u}(0, 0) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n P(X=i \cap Y=j) ij \quad \underline{\underline{\frac{\partial^2 G}{\partial v \partial u}(0, 0) = E(XY)}}.$$

b)  $(u, v) \in \mathbb{R}^2$  et  $\omega = u + v + uv$ . De plus  $u \neq 0, v \neq 0$  et  $\omega \neq 0$ .

$$G(u, v) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n P(\{X=i\} \cap \{Y=j\}) (1+u)^i (1+v)^j$$

$$G(u, v) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{j-1} \frac{2}{n(n-1)} (1+u)^i (1+v)^j = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{j=1}^n (1+v)^j \sum_{i=1}^{j-1} (1+u)^i$$

$$G(u, v) = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{j=1}^n (1+v)^j (1+u) \times \frac{1 - (1+u)^{j-1}}{1 - (1+u)}$$

$\uparrow$   
 $1+u \neq 1$

$$G(u, v) = \frac{2}{n(n-1)} \frac{(1+u)}{(1+u)} \sum_{j=1}^n (1+v)^j - \frac{2}{n(n-1)} \frac{1}{(1+u)} \sum_{j=1}^n \underbrace{((1+v)(1+u))^j}_{1+w}$$

$$G(u, v) = \frac{2(1+u)(1+v)}{n(n-1)u} \frac{1 - (1+v)^n}{1 - (1+v)} + \frac{2}{n(n-1)u} (1+w) \frac{1 - (1+w)^n}{1 - (1+w)}$$

$\uparrow$   
 $1+v \neq 0$   
 $1+w \neq 0$

$$G(u, v) = \frac{2(1+w)}{n(n-1)u} \left[ \frac{1 - (1+w)^n}{-w} - \frac{1 - (1+v)^n}{-v} \right]$$

$$G(u, v) = \frac{2(1+w)}{n(n-1)u} \left[ \frac{(1+w)^n - 1}{w} - \frac{(1+v)^n - 1}{v} \right]$$

$$\frac{(1+w)^n - 1}{w} = \frac{1}{w} \left[ \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} w^k - 1 \right] = \frac{1}{w} \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} w^k = \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} w^{k-1}$$

De même  $\frac{(1+v)^n - 1}{v} = \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} v^{k-1}$

$$G(u, v) = \frac{2(1+w)}{n(n-1)u} \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} (w^{k-1} v^{k-1}) = \frac{2(1+w)}{n(n-1)u} \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} (w^{k-1} v^{k-1})$$

$$\forall p \in \mathbb{N}, \forall (a, b) \in \mathbb{R}^2, a^p - b^p = (a-b) \sum_{i=0}^{p-1} a^i b^{p-1-i} \text{ dnc}$$

$$\forall k \in \mathbb{N}, w^k - v^k = (w-v) \sum_{i=0}^{k-1} w^i v^{k-1-i} = (w-v) \sum_{i=0}^{k-1} w^i v^{k-1-i}$$

$$G(u, v) = \frac{2(1+v)(1+w)}{n(n-1)} \sum_{k=2}^n \left( \binom{n}{k} \sum_{i=0}^{k-2} w^i v^{k-1-i} \right)$$

Remarque.. Pour  $\forall (u,v) \in \mathbb{R}^2$ ,  $H(u,v) = \sum_{k=2}^n \left( C^k \sum_{i=0}^{k-2} (u+v+uv)^i v^{k-1-i} \right) = \sum_{k=2}^n \left( C^k \sum_{i=0}^{k-2} \omega^i v^{k-1-i} \right)$   
avec  $\omega = u+v+uv$

Alors si  $(u,v) \in \mathbb{R}^2$  et si  $\omega = u+v+uv$ ,  $u \neq 0, v \neq 0, \omega \neq 0$  :  $G(u,v) = \frac{2(1+v)(1+\omega)}{n(n-1)} H(u,v)$

$(u,v) \rightarrow G(u,v)$  et  $(u,v) \rightarrow \frac{2(1+v)(1+u+v+uv)}{n(n-1)} H(u,v)$  états polynômes factorisés

qui coïncident sur  $\mathbb{R}^2 \setminus \{(u,v) \in \mathbb{R}^2 \mid u=0 \text{ ou } v=0 \text{ ou } u+v+uv=0\}$ , elle est égale sur  $\mathbb{R}^2$ .

Ainsi  $\forall (u,v) \in \mathbb{R}^2$ ,  $G(u,v) = \frac{2(1+v)(1+u+v+uv)}{n(n-1)} H(u,v)$ .

ou  $\forall (u,v) \in \mathbb{R}^2$ ,  $\omega = u+v+uv \Rightarrow G(u,v) = \frac{2(1+v)(1+\omega)}{n(n-1)} H(u,v) = \frac{2(1+v)(1+\omega)}{n(n-1)} \sum_{k=2}^n \left( C^k \sum_{i=0}^{k-2} \omega^i v^{k-1-i} \right)$

cl  $\frac{\partial \omega}{\partial u} = 1+v$  et  $\frac{\partial \omega}{\partial v} = 1+u$ .

Soit  $(u,v) \in \mathbb{R}^2$  et  $\omega = u+v+uv$ .

$$\frac{\partial G}{\partial u}(u,v) = \frac{2(1+v)}{n(n-1)} \left[ (1+v) H(u,v) + (1+u) \frac{\partial H}{\partial u}(u,v) \right]$$

Alors  $E(X) = \frac{\partial G}{\partial u}(0,0) = \frac{2}{n(n-1)} \left[ H(0,0) + \frac{\partial H}{\partial u}(0,0) \right]$ .

Noter que si  $(p,q) \in \mathbb{N}^2$ ,  $\omega^p v^q = \begin{cases} 1 \text{ si } p=q=0 \text{ et } u=v=0 \\ 0 \text{ si } (p,q) \neq (0,0) \text{ et } u=v=0 \end{cases}$

Alors  $H(0,0) = C_n^2$  car  $\sum_{i=0}^{k-2} \omega^i v^{k-1-i} = \begin{cases} 0 \text{ si } k > 2, u=v=0 \\ 1 \text{ si } k=2, u=v=0 \end{cases} \left. \begin{matrix} i=0, k-1-i=0 \\ \updownarrow \\ i=0, k=2 \end{matrix} \right\}$

$$\frac{\partial H}{\partial u}(u,v) = \sum_{k=2}^n C^k \sum_{i=1}^{k-2} i(1+v) \omega^{i-1} v^{k-1-i}$$

$\frac{\partial \omega}{\partial u} = 1+v$

$$u \sum_{i=1}^{k-2} i(1+v) \omega^{i-1} v^{k-1-i} = \begin{cases} 0 \text{ si } k=2, u=v=0 \\ 0 \text{ si } k > 3, u=v=0 \\ 1 \text{ si } k=3, u=v=0 \end{cases} \left. \begin{matrix} i-1 = k-1-i=0 \\ \updownarrow \\ i=1 \text{ et } k=3 \end{matrix} \right\}$$

Ainsi  $\frac{\partial H}{\partial u}(0,0) = C_n^3$ .

Finaleme  $E(X) = \frac{2}{n(n-1)} [C_n^2 + C_n^3] = \frac{2}{n(n-1)} C_{n+1}^3 = \frac{2}{n(n-1)} \cdot \frac{(n+1)n(n-1)}{3!} = \frac{n+1}{3}$

$E(X) = \frac{n+1}{3}$

$\frac{\partial G}{\partial v}(u, v) = \frac{2}{n(n-1)} [(1+v)H(u, v) + (1+u)(1+v)H(u, v) + (1+v)(1+u) \frac{\partial H}{\partial v}(u, v)]$

$E(Y) = \frac{\partial G}{\partial v}(0, 0) = \frac{2}{n(n-1)} [H(0, 0) + H(0, 0) + \frac{\partial H}{\partial v}(0, 0)] = \frac{2}{n(n-1)} [2C_n^2 + \frac{\partial H}{\partial v}(0, 0)]$

$\frac{\partial H}{\partial v}(u, v) = \sum_{k=2}^n C_n^k \left( \underbrace{\sum_{i=1}^{k-2} i(1+u)\omega^{i-1} v^{k-1-i}}_{\begin{cases} 0 \text{ si } k=2, u=v=0 \\ 0 \text{ si } k>3, u=v=0 \\ 1 \text{ si } k=3, u=v=0 \end{cases}} + \underbrace{\sum_{i=0}^{k-3} \omega^i (k-2-i) v^{k-3-i}}_{\begin{cases} 0 \text{ si } k=2, u=v=0 \\ 0 \text{ si } k>3, u=v=0 \\ 1 \text{ si } k=3, u=v=0 \end{cases}} \right)$

$\frac{\partial H}{\partial v}(0, 0) = C_n^3 (1+1) = 2C_n^3$

Alors  $E(Y) = \frac{2}{n(n-1)} [2C_n^2 + 2C_n^3] = 2 \frac{2}{n(n-1)} [C_n^2 + C_n^3] = 2E(X) = \frac{2}{3}(n+1)$

$E(Y) = \frac{2}{3}(n+1)$

$\frac{\partial G}{\partial u}(u, v) = \frac{2(1+v)}{n(n-1)} [(1+v)H(u, v) + (1+u) \frac{\partial H}{\partial u}(u, v)]$

$\frac{\partial^2 G}{\partial v \partial u}(u, v) = \frac{2}{n(n-1)} [(1+v)H(u, v) + (1+u) \frac{\partial H}{\partial u}(u, v)] + \frac{2(1+v)}{n(n-1)} [(1+u) \frac{\partial H}{\partial v}(u, v) + (1+v) \frac{\partial^2 H}{\partial v \partial u}(u, v)]$

$E(XY) = \frac{\partial^2 G}{\partial v \partial u}(0, 0) = \frac{2}{n(n-1)} [H(0, 0) + \frac{\partial H}{\partial u}(0, 0) + H(0, 0) + \frac{\partial H}{\partial v}(0, 0) + \frac{\partial H}{\partial u}(0, 0) + \frac{\partial^2 H}{\partial v \partial u}(0, 0)]$

$E(XY) = \frac{2}{n(n-1)} [2H(0, 0) + 2 \frac{\partial H}{\partial u}(0, 0) + \frac{\partial H}{\partial v}(0, 0) + \frac{\partial^2 H}{\partial v \partial u}(0, 0)]$

$E(XY) = \frac{2}{n(n-1)} [2C_n^2 + 2C_n^3 + 2C_n^3 + \frac{\partial^2 H}{\partial v \partial u}(0, 0)] = \frac{2}{n(n-1)} [2C_n^2 + 4C_n^3 + \frac{\partial^2 H}{\partial v \partial u}(0, 0)]$

calculer  $\frac{\partial^2 H}{\partial v \partial u}(0, 0)$ .

$$\frac{\partial H}{\partial u}(u, v) = \sum_{k=2}^n C_k^k \sum_{i=1}^{k-2} i (1+v) \omega^{i-1} v^{k-2-i}$$

$$\frac{\partial H}{\partial v}(u, v) = \sum_{k=2}^n C_k^k \left[ \underbrace{\sum_{i=1}^{k-2} i \omega^{i-1} v^{k-1-i}}_{\substack{0 \text{ si } u=v=0 \text{ et } k=2 \\ 0 \text{ si } u=v=0 \text{ et } k=3 \\ 3 \text{ si } u=v=0 \text{ et } k=3}} + \underbrace{\sum_{i=2}^{k-2} i(1+v)(i-1)(1+u) \omega^{i-2} v^{k-i}}_{\substack{0 \text{ si } u=v=0 \text{ et } k \neq 4 \\ 2 \times 1 \text{ si } u=v=0 \text{ et } k=4 \\ i-2 = k-2-i = 0 \text{ et } i=2 \\ k=4}} + \underbrace{\sum_{i=1}^{k-3} i(1+v) \omega^{i-1} (k-2-i) v^{k-3-i}}_{\substack{0 \text{ si } u=v=0 \text{ et } k \neq 4 \\ 1 \text{ si } u=v=0 \text{ et } k=4 \\ i-1 = k-3-i = 0 \text{ et } i=1 \\ k=4}}$$

Alors  $\frac{\partial H}{\partial v}(0, 0) = C_2^2 + 2C_3^3 + C_4^4 = C_2^2 + 3C_3^3$

Alors  $E(XY) = \frac{2}{n(n-1)} [2C_2^2 + 4C_3^3 + C_4^4 + 3C_4^4] = \frac{2}{n(n-1)} [2C_2^2 + 5C_3^3 + 3C_4^4]$

$$E(XY) = \frac{2}{n(n-1)} [2C_2^2 + 2C_3^3 + 3C_3^3 + 3C_4^4] = \frac{2}{n(n-1)} [2C_{n+1}^3 + 3C_{n+1}^4] = \frac{2}{n(n-1)} [2C_{n+2}^4 + C_{n+1}^4]$$

$$E(XY) = \frac{2}{n(n-1)} \frac{1}{4!} [2n(n+2)(n+1)n(n-1) + (n+1)n(n-1)(n-2)]$$

$$E(XY) = \frac{1}{32} (n+1) [2(n+2) + n-2] ; \quad \underline{\underline{E(XY) = \frac{(n+1)(3n+2)}{32}}}$$

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{(n+1)(3n+2)}{32} - \frac{n+1}{3} \cdot \frac{2(n+1)}{3} = \frac{n+1}{36} [9n+6-8n-8]$$

$$\underline{\underline{\text{Cov}(X, Y) = \frac{(n+1)(n-2)}{36}}}$$

Ne reste plus qu'à calculer  $E(X^2)$ ,  $V(X)$ ,  $E(Y^2)$  et  $V(Y)$ .

$$\frac{\partial G}{\partial u}(u, v) = \frac{2(1+v)}{n(n-1)} [(1+v)H(u, v) + (1+u) \frac{\partial H}{\partial u}(u, v)]$$



$$\frac{\partial^2 G}{\partial u^2}(u, v) = \frac{2(1+v)}{n(n-1)} \left[ (1+v) \frac{\partial^2 H}{\partial u^2}(u, v) + (1+v) \frac{\partial^2 H}{\partial u^2}(u, v) + (1+v) \frac{\partial^2 H}{\partial u^2}(u, v) \right].$$

$$E[X(X-1)] = \frac{\partial^2 G}{\partial u^2}(0, 0) = \frac{2}{n(n-1)} \left[ 2 \frac{\partial^2 H}{\partial u^2}(0, 0) + \frac{\partial^2 H}{\partial u^2}(0, 0) \right] = \frac{2}{n(n-1)} \left[ 2 C_n^3 + \frac{\partial^2 H}{\partial u^2}(0, 0) \right].$$

$$\frac{\partial H}{\partial u}(u, v) = \sum_{k=2}^n C_n^k \sum_{i=2}^{k-2} i(1+v) \omega^{i-1} v^{k-i} \quad ; \quad \frac{\partial^2 H}{\partial u^2}(u, v) = \sum_{k=2}^n C_n^k \sum_{i=3}^{k-2} \underbrace{i(i-1)(1+v)^2 \omega^{i-2} v^{k-i}}_{= \begin{cases} 0 & \text{if } k \neq 4, u=v=0 \\ 2 & \text{if } k=4, u=v=0 \end{cases}}$$

$$\frac{\partial^2 H}{\partial u^2}(0, 0) = 2 C_n^4.$$

$$E[X(X-1)] = \frac{2}{n(n-1)} [2 C_n^3 + 2 C_n^4] = \frac{4}{n(n-1)} C_{n+1}^4 = \frac{4}{n(n-1)} \frac{(n+1)v(n-1)(n-2)}{24} = \frac{1}{6} (n+1)(n-2).$$

$$E[X^2] = E[X(X-1)] + E[X] = \frac{1}{6} (n+1)(n-2) + \frac{1}{3} (n+1) = \frac{1}{6} (n+1)(n-2+2) = \frac{n(n+1)}{6}.$$

$$E[X^2] = \frac{n(n+1)}{6}. \quad V(X) = E[X^2] - (E[X])^2 = \frac{n(n+1)}{6} - \left(\frac{n+1}{3}\right)^2 = \frac{n+1}{18} (3n - 2n - 2).$$

$$V(X) = \frac{(n+1)(n-2)}{18}.$$

$$\frac{\partial G}{\partial v}(u, v) = \frac{2}{n(n-1)} \left[ (1+v) H(u, v) + (1+v)(1+u) H(u, v) + (1+v)(1+v) \frac{\partial H}{\partial v}(u, v) \right].$$

$$\frac{\partial G}{\partial v}(u, v) = \frac{2}{n(n-1)} \left[ 2(1+u)(1+v) H(u, v) + (1+v)^2 (1+u) \frac{\partial H}{\partial v}(u, v) \right] \text{ car } (1+v) = (1+u)(1+v).$$

$$\frac{\partial^2 G}{\partial v^2}(u, v) = \frac{2}{n(n-1)} \left[ 2(1+u) H(u, v) + 2(1+u)(1+v) \frac{\partial H}{\partial v}(u, v) + 2(1+v)(1+u) \frac{\partial H}{\partial v}(u, v) + (1+v)^2 (1+u) \frac{\partial^2 H}{\partial v^2}(u, v) \right].$$

$$\frac{\partial^2 G}{\partial v^2}(0, 0) = \frac{2}{n(n-1)} \left[ 2 H(0, 0) + 4 \frac{\partial H}{\partial v}(0, 0) + \frac{\partial^2 H}{\partial v^2}(0, 0) \right] = \frac{2}{n(n-1)} \left[ 2 C_n^2 + 8 C_n^3 + \frac{\partial^2 H}{\partial v^2}(0, 0) \right].$$

$$\frac{\partial H}{\partial v}(u, v) = \sum_{k=2}^n C_n^k \left( \sum_{i=1}^{k-2} i(1+u) \omega^{i-1} v^{k-i} + \sum_{i=0}^{k-3} \omega^i (k-i) v^{k-i} \right)$$

$$\frac{\partial^2 H}{\partial v^2}(u, v) = \sum_{k=2}^n C_n^k \left[ \sum_{i=2}^{k-2} i(i-1)(1+u)^2 \omega^{i-2} v^{k-i} + \sum_{i=1}^{k-3} i(k-i)(1+u) \omega^{i-1} v^{k-i} + \sum_{i=0}^{k-4} \omega^i (k-i)(k-i-1) \omega^{k-i} \right]$$

$$\frac{\partial^2 H}{\partial v^2}(0, 0) = 2 C_n^4 + C_n^4 + C_n^4 + 2 C_n^4 = 6 C_n^4.$$

$$E[Y(Y-1)] = \frac{\partial^2 G}{\partial t^2}(0,0) = \frac{L}{n(n-1)} [2L^2 + 8L^3 + 6L^4] = 2L^2 \frac{L}{n(n-1)} [L^2 + L^3 + 3L^3 + 3L^4].$$

$$E[Y(Y-1)] = \frac{4}{n(n-1)} [L_{n+1}^3 + 3L_{n+1}^4] = \frac{4}{n(n-1)} \left[ \frac{(n+1)n(n-1)}{3!} + 3 \frac{(n+1)(n)(n-1)(n-2)}{4!} \right]$$

$$E[Y(Y-1)] = L \left[ \frac{n+1}{3} + \frac{(n+1)(n-1)}{4} \right] = \frac{n+1}{6} [4 + 3(n-1)] = \frac{(n+1)(3n-2)}{6}.$$

$$E[Y^2] = E[Y(Y-1)] + E[Y] = \frac{(n+1)(3n-2)}{6} + \frac{L}{3}(n+1) = \frac{n+1}{6} [3n-2+4] = \frac{(n+1)(3n+2)}{6}$$

$$E[Y^2] = \frac{(n+1)(3n+2)}{6}. \quad V(Y) = E[Y^2] - (E[Y])^2 = \frac{(n+1)(3n+2)}{6} - \left(\frac{L(n+1)}{3}\right)^2$$

$$V(Y) = \frac{n+1}{18} (9n+6-8n-8); \quad V(Y) = \frac{(n+1)(n-2)}{38}.$$

Suppose  $n > 2$ .  $V(Y) = V(Y) > 0$ .

$$\rho = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{V(X)} \sqrt{V(Y)}} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{V(X)} = \frac{(n+1)(n-1)/36}{(n+1)(n-1)/38} = \frac{1}{2}. \quad \underline{\underline{\rho = \frac{1}{2}}}$$