

## TD n° 4

## Exercice 1. Running Time.

Q1. Soit  $X_n \sim \mathcal{U}(\{0, 1\}^n)$ . On a:  $\mathbb{E}[T(X_n)] \leq k \cdot n^2$  avec  $k$  fixé.

D'après l'inégalité de Markov:

$$P(T(X_n) \geq n^2 f(n)) \leq \frac{\mathbb{E}[T(X_n)]}{n^2 f(n)} = \frac{k}{f(n)} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0.$$

Q2. Notons  $T_{\max} = \max_{\omega \in \Omega} T(\omega)$ .

$$k n^2 \geq \mathbb{E}[T] = \sum_{\omega \in \Omega} T(\omega) \frac{1}{2^n} \geq T_{\max} \frac{1}{2^n}$$

D'où  $T_{\max} \leq k \cdot n^2 \cdot 2^n$ . On conclut que  $T_{\max} = O(n^2 2^n)$ .

## Exercice 2. Coquilles dans un TD

Q1. Notons  $N$  le temps de relecture pour enlever les 4 coquilles.  
et  $N_i$  pour la  $i$ -ième coquille.

$N_i \sim \mathcal{G}(1/3)$  et  $N = \max(N_1, N_2, N_3, N_4)$ .

$$\begin{aligned} P(N \leq n) &= \prod_{i=1}^4 P(N_i \leq n) \quad \begin{array}{c} \uparrow \\ \text{indépendance} \end{array} = \prod_{i=1}^4 \sum_{k=1}^n P(N_i = k) \\ &= \prod_{i=1}^4 \sum_{k=1}^n \left(\frac{2}{3}\right)^{k-1} \frac{1}{3} \\ &= \prod_{i=1}^4 \frac{1}{3} \times \frac{1 - \left(\frac{2}{3}\right)^n}{1/3} \\ &= \left(1 - \left(\frac{2}{3}\right)^n\right)^4 \end{aligned}$$

Avec  $n = 10$ , on a  $P(N \leq 10) \approx 0,9$ .

Q2. Le problème du collectionneur de vignettes, mais, à chaque étape, on peut corriger plusieurs requilles, alors qu'on ne peut avoir qu'un magnet.

Q3.. D'après Tchebychev,

$$P(10 \cdot n < X < 10 \cdot n) = 1 - P(|X - \mu| \geq n) \leq 1 - \frac{\sigma^2}{n^2}$$

On a bien le resultat demandé pour  $n \geq 50$ .

Exercice 3. Tester la pièce.

On lance  $n$  fois la pièce. Le nombre de "Pile's" est  $X \sim \mathcal{B}(n, p)$ .

$$\mathbb{E}[X] = n \cdot p \quad \text{Var}[X] = np(1-p)$$

$$P(|X - \mathbb{E}[X]| \geq n/10) \leq \frac{\text{Var}[X]}{(n/10)^2} = \frac{p(1-p)}{n/100} \leq \frac{25}{n}$$

Pour avoir une probabilité d'au moins 0,9, il faut

$$0,9 \leq 1 - 25/n \Leftrightarrow 25/n \leq 0,1 \Leftrightarrow n \geq 250$$

Exercice 4. Comparer Markov, Tchebychev et Chernoff.

$$X \sim \mathcal{B}(n, 1/6) \quad \mathbb{E}[X] = n/6 \quad \text{Var}[X] = 5n/36.$$

$$\text{Markov : } P(X \geq n/4) \leq \frac{n/6}{n/4} = \frac{4}{6}$$

$$\text{Tchebychev : } P(|X - \mathbb{E}[X]| \geq n/12) \leq \frac{5n/36}{(n/12)^2} = \frac{144 \times 5}{36} \times \frac{1}{n} = 20/n$$

$$\text{Chernoff : } P(X \leq (1 - \frac{1}{2}) \mathbb{E}[X]) \leq \exp\left(-\frac{1/4}{5/12} \cdot \frac{n}{6}\right) = \exp\left(-\frac{n}{60}\right).$$

## Exercice 5. Chernoff Bound Interval.

Q1. On a :  $\mathbb{E}[e^{\lambda X}] = (1-p) + p e^{\lambda}$

$$= 1 - \mathbb{E}[X] + \mathbb{E}[X] e^{\lambda}$$

Convexité de  $\exp(\lambda -)$

et croissance de  $\mathbb{E}[-]$

$$\begin{aligned} & \hookrightarrow = \mathbb{E}[(1-X)e^0 + e^{\lambda}X] \\ & \geq \mathbb{E}[e^{\lambda X + (1-X) \cdot 0}] \geq \mathbb{E}[e^{\lambda X}] \end{aligned}$$

Q2. Pour  $\lambda > 0$ ,

$$\mathbb{P}(X \geq (1+\varepsilon)\mu) = \mathbb{P}(e^{\lambda X} \geq e^{\lambda \mu (1+\varepsilon)})$$

$$\leq \frac{\mathbb{E}[e^{\lambda X}]}{e^{\lambda \mu (1+\varepsilon)}}$$

Par inégalité de Markov

De plus,  $\mathbb{E}[e^{\lambda X}] = \mathbb{E}[e^{\lambda(X_1 + \dots + X_n)}]$

$$= \prod \mathbb{E}[e^{\lambda X_i}]$$

$$= e^{\sum p_i (e^{\lambda} - 1)}$$

En effet,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[e^{\lambda X_i}] & \leq (1-p_i) + p_i e^{\lambda} \\ & = 1 + p_i (e^{\lambda} - 1) \\ & \leq e^{p_i (e^{\lambda} - 1)} \end{aligned}$$

$$\text{Donc, } \mathbb{P}(X \geq (1+\varepsilon)\mu) \leq \frac{e^{\mu(e^{\lambda} - 1)}}{e^{\lambda \mu (1+\varepsilon)}} \quad \text{où } \lambda = \ln(1+\varepsilon).$$

## Exercice 6. Fonction génératrice

$$1) \quad G_X(\gamma) = \mathbb{E}[\gamma^X] = \sum_{n=0}^{+\infty} \gamma^n \mathbb{P}(X=n)$$

$$G'_X(\gamma) = \sum_{n=1}^{+\infty} n \gamma^{n-1} \mathbb{P}(X=n) \Rightarrow \mathbb{E}[X] = G'_X(1)$$

$$G''_X(\gamma) = \sum_{n=2}^{+\infty} n(n-1) \gamma^{n-2} \mathbb{P}(X=n)$$

$$\text{Var}[X] = G''_X(1) + G'_X(1) - (G'_X(1))^2$$

$$\begin{aligned} \text{Q2. } G_X(\lambda) &= \mathbb{E}[\lambda^X] = \sum_{k=0}^{+\infty} \lambda^k \mathcal{C}(\lambda) \frac{\lambda^k}{k!} \\ &= \mathcal{C}(\lambda) \exp(\lambda \lambda) \end{aligned}$$

$$\text{Q3. } G_X(1) = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(X=n) = 1$$

$$\text{d'où } \mathcal{C}(\lambda) \exp(\lambda) = 1 \text{ pour tout } \lambda \in \mathbb{R}$$

$$\text{On en déduit } \mathcal{C}(\lambda) = \exp(-\lambda).$$

$$\text{Q4. } G_X(\lambda) = \exp(\lambda(\lambda - 1))$$

$$\mathbb{E}[X] = G'_X(1) = \lambda e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = \lambda$$

$$\begin{aligned} \text{Var}[X] &= G''_X(1) + G'_X(1) - (G'_X(1))^2 \\ &= \lambda^2 \cancel{e^{-\lambda}} \cancel{e^{\lambda}} \quad \lambda \quad - \lambda^2 \\ &= \lambda \end{aligned}$$

$$\text{Q5. } X \sim \mathcal{B}(n, p).$$

$$G_X(\lambda) = \sum_{k=0}^{+\infty} \lambda^k \mathbb{P}(X=k)$$

$$\begin{aligned} &= \sum_{k=0}^n \lambda^k \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= (p\lambda + 1-p)^n \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X] &= G'_X(1) = n p (p+1-p)^{n-1} \\ &= n p \end{aligned}$$

$$\text{Var}[X] = G''_X(1) + G'_X(1) - (G'_X(1))^2$$

$$\begin{aligned} &= n(n-1)p^2 + np - n^2 p^2 \\ &= p^2(n^2 - n - n^2) + np \\ &= np(1-p). \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{Q6. } G_S(z) &= \mathbb{E}[z^S] = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{E}[z^S \mid N=n] \cdot \mathbb{P}(N=n) \\
 &= \sum_{n=1}^{+\infty} \mathbb{E}[z^{X_1 + \dots + X_n}] \cdot \mathbb{P}(N=n) + \mathbb{P}(N=0) \\
 &= \sum_{n=1}^{+\infty} \mathbb{E}[z^{X_1} \dots z^{X_n}] \cdot \mathbb{P}(N=n) + \mathbb{P}(N=0) \\
 &= \sum_{n=1}^{+\infty} (\mathbb{E}[z^{X_1}])^n \cdot \mathbb{P}(N=n) \\
 &= G_N(G_{X_1}(z))
 \end{aligned}$$

car les  $(X_i)_{i \geq 0}$  sont i.i.d

Si  $X_i \sim \mathcal{G}(q)$  et  $N \sim \mathcal{G}(p)$ ,

$$\begin{aligned}
 G_N(z) &= \sum_{n=1}^{+\infty} z^n q (1-q)^{n-1} = zq \sum_{n=0}^{+\infty} (1-q)^n z^n \\
 &= zq / (1 - (1-q)z)
 \end{aligned}$$

D'où

$$\begin{aligned}
 G_S(z) &= \frac{pzq}{(1 - (1-q)z)(1 - (1-p)(qz / (1 - (1-q)z)))} \\
 &= \frac{pzq}{1 - z + qz - qz + pqz} \\
 &= \frac{(pq)z}{1 - (1-pq)z}
 \end{aligned}$$

On peut en déduire que  $S \sim \mathcal{G}(pq)$ .

## Exercice 7. Probabilités conditionnelles.

Q1. On pose  $\Omega' = \Omega \setminus Y^{-1}(\{0\})$ , puis

$$X: \mathbb{N}^* \longrightarrow \Omega'$$

$$P': \Omega' \longrightarrow [0, 1]$$

$$n \longmapsto Y(n).$$

$$\omega \longmapsto P(\omega) / P(Y \neq 0).$$

$$Q2. \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2 = \text{Var}[X] \geq 0$$

$$\text{D'où } \mathbb{E}[X^2] \geq \mathbb{E}[X]^2.$$

$$Q3. \mathbb{E}[Y] = \sum_{y=0}^{+\infty} y P(Y=y) = \sum_{y=1}^{+\infty} y P(Y=y) \geq P(Y \geq 1) = P(Y \neq 0)$$

$$\frac{\mathbb{E}[Y]^2}{\mathbb{E}[Y]} = \frac{\mathbb{E}[X]^2 \cdot P(Y \neq 0)^2}{\mathbb{E}[X^2] \cdot P(Y \neq 0)} \leq P(Y \neq 0) \cdot 1$$

↑ par Q2.

## Exercice 8. Bucket Sort.

Q1. Si on reçoit  $x = \overline{b_k \dots b_0}^2$ , on le met dans le bucket numéroté  $\overline{b_k \dots b_{k-m}}^2$  (c'est un bitshift de  $k-m$ ).

Q2. Soit  $X \sim \mathcal{U}([0, 2^k - 1])$ .  
 $P(\text{On place } X \text{ dans leseau } i) = 1/n.$

D'où,

$$P(X_i = \ell) = \binom{n}{\ell} \left(\frac{1}{n}\right)^\ell \cdot \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{n-\ell}$$

C'est une loi binomiale  $B(n, 1/n)$ .

Q3. Notons  $T$  le temps de calcul du bucket sort.

$$\mathbb{E}[T] = \sum_{i=0}^{2^k-1} \mathbb{E}[T_i] + O(n)$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[T_i] &= \mathbb{E}[M X_i^2] = M (\text{Var}[X_i] + \mathbb{E}[X_i]^2) \\ &\leq M \left( n \cdot \frac{1}{n} \cdot \frac{n-1}{n} + \frac{n^2}{n^2} \right) = M n \left[ 2 - \frac{1}{n} \right] \leq 2 M n \end{aligned}$$

D'où,  $\mathbb{E}[T] = O(n)$ .

Fim du TD

## Exercice 1. Algorithme probabiliste pour calculer la médiane.

Q1. la partie (a) est en  $O(n)$ ,  
 puis (b) en  $O(n^{3/4} \log n) = O(n)$ ,  
 puis (c) en  $O(n)$   $\setminus O(n^{3/4})$   
 puis (d) en  $O(n)$   
 et enfin (e) en  $O(n^{3/4} \log n) = O(\log n)$ .

D'où l'algorithme est en  $O(n)$ .

Q2. Erreur 1: On a  $\mathbb{E}[Y_i] = \sum \mathbb{E}[Y_i] = n \cdot n^{-1/4} = n^{3/4}$

Par inégalité de Bienaymé-Tchebychev appliquée à

$$\mathbb{P}(|X - \mathbb{E}[X]| \geq a) \leq \frac{\text{Var}[X]}{a^2}.$$



## Exercice 1. Black jack.

Loi faible des grands nombres:

Soit  $\bar{X}$  le nombre de parties de Blackjack gagnées.

$$P(|\bar{X} - 1/2| \geq 5\%) \leq \frac{\text{Var}[X]}{n(5\%)^2} \leq \frac{1}{n \cdot (5\%)^2}$$

Pour avoir  $P(\text{il me triche pas}) \geq 10\%$  il suffit d'avoir  $n \geq \frac{1}{(10\%)(5\%)^2} = 4000$

D'après Chernoff,

$$P(X \geq \frac{1}{2} + (5\%)) \leq \exp(-2(5\%)^2/n)$$

$$\exp(-2(5\%)^2/n) \leq 10\% \Leftrightarrow 2 \cdot (5\%)^2/n \leq \ln(10) \\ \Leftrightarrow n \geq \ln(10) / (2 \cdot (5\%)^2)$$

D'où  $n \geq 461$ . Beaucoup plus précis...

## Exercice 2. Random Algorithm.

Algorithme B:

On lance  $k(x)$  fois l'algorithme A sur l'entrée  $x$ .

On note  $(A_i)$  les résultats des exécutions de A.

On renvoie la réponse majoritaire

Si  $x \notin L$ , alors on a :  $\mathbb{E}[X] \leq k/3$ .

Si  $x \in L$ , alors on a :  $\mathbb{E}[X] \geq 3k/4$ .

Par inégalité de Chernoff, on a:

• si  $x \notin L$ , alors

$$P(B(x) = 1) = P(X \geq k/2) \leq \exp\left(-\frac{(k/2)^2}{2 \cdot \frac{1}{2}} \cdot \frac{k}{3}\right) = \exp\left(-\frac{k}{30}\right).$$

• si  $x \in L$ , alors

$$P(B(x) = 0) = P(X \leq k/2) \leq \exp\left(-\frac{1}{2 \cdot 9} \times \frac{3k}{4}\right) = \exp(-k/24)$$

$$\Rightarrow k = 30|x| / \log_2 e$$

### Exercice 3. Interrupteurs

Partie I.

Q1 On pose  $Y := \mathbb{1}_{X \geq 1/4}$ . On a:

$$1 = E[X] = E[XY] + \underbrace{E[X \mathbb{1}_{X \leq 1/4}]}_{\leq 1/4}$$

d'où

$$\sqrt{3 E[Y^2]} \geq E[XY] \geq \frac{3}{4}$$

$$\overset{''}{E[Y]} = P(X \geq 1/4)$$

$$\text{D'où } Y = 3/16.$$

$$\begin{aligned} \text{Q2. } E[Y^2] &= \text{Var}[Y] + E[Y]^2 \\ &= \frac{1}{n} \sum \text{Var}[X_i] \quad \text{et } E[Y] = 0 \quad \text{car } E[X_i] = 0 \\ &= 1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E[Y^4] &= \frac{1}{n^2} E\left[\sum X_i X_j X_k X_l\right] \\ &= \frac{1}{n^2} \sum E[X_i X_j X_k X_l] \end{aligned}$$

$$\text{Cas 1: } i \neq j, k, l \quad \Rightarrow E[X_i X_j X_k X_l] = 0$$

$$\text{Cas 2: } i = k \neq j = l \Rightarrow \mathbb{E}[x_i x_j x_k x_l] = 1$$

$$\text{Cas 3: } i = j = k = l \Rightarrow \mathbb{E}[x_i x_j x_k x_l] = 1$$

$$\text{D'où } \mathbb{E}[Y^4] = \frac{1}{n^2} \left( n + \underbrace{3 \cdot n(n-1)}_{\substack{\text{choix de } i \\ \text{et choix du 2nd} \\ \text{indice}}} \right) = 3 - \frac{2}{n} \leq 3.$$

$$\begin{aligned} i &= j \neq k = l \\ i &= k \neq j = l \\ i &= l \neq j = k \end{aligned}$$

$$\overset{Q.1}{Y} \geq \mathbb{P}(Y^2 \geq 1/4) \xrightarrow{\text{passage à la racine}} \mathbb{P}\left(\frac{1}{\sqrt{n}} |x_1 + \dots + x_n| \geq 1/2\right)$$

$$= \mathbb{P}(|x_1 + \dots + x_n| \geq \sqrt{n}/2) \leq \frac{\mathbb{E}[|x_1 + \dots + x_n|]}{\sqrt{n}/2}$$

$$\text{D'où, } \mathbb{E}[|x_1 + \dots + x_n|] \geq \frac{\gamma}{2} \cdot \sqrt{n}.$$

↑ Markov

# Exercice 1. Graphe aléatoire biparti.

Q1  $\#E = \sum_{\substack{i \in [1, n] \\ j \in [n+1, 2n]}} X_{ij}$  où les  $X_{ij}$  sont i.i.d.  $\mathcal{B}(p)$   
d'où  $\# \sim \mathcal{B}(n^2, p)$ .

Q2.  $\mathbb{P}(i \text{ est un sommet isolé})$   
 $= \mathbb{P}(\forall j, X_{ij} = 0)$   
 $= \left( \prod_j \mathbb{P}(X_{ij} = 0) \right)$   
 $= (1-p)^n$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\text{Nombre de sommets isolés}] &= \sum \mathbb{E}[\text{Sommet } i \text{ isolé}] \\ &= \sum (1-p)^n \\ &= 2n \cdot (1-p)^n \end{aligned}$$

Q3. (i)

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(H_{2n,p} \text{ a un sommet isolé}) &= \mathbb{P}(\text{Nombre de sommets isolés} \geq 1) \\ &\leq \mathbb{E}[\text{Nombre de sommets isolés}] / 1 \\ &\leq 2n(1-p)^n \\ &\leq 2ne^{-np} \\ &\leq 2n(n)^{-c} \\ &\leq 2 \cdot n^{1-c} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0 \end{aligned}$$

(ii)

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(H_{2n,p} \text{ a un sommet isolé}) &= 1 - \mathbb{P}(\text{pas de sommet isolé}) \\ &= 1 - \mathbb{P}(N = 0) \\ &= 1 - \mathbb{P}(\mathbb{E}[N] - N \geq \mathbb{E}[N]) \\ &= 1 - \text{Var}[N] / (\mathbb{E}[N])^2 \\ &= 1 - \frac{\mathbb{E}[N^2] - \mathbb{E}[N]^2}{\mathbb{E}[N]^2} \\ &= 2 - \mathbb{E}[N^2] / \mathbb{E}[N]^2 \end{aligned}$$

$$= 2 \cdot \mathbb{E}[N^2] / 4n^2 (1-p)^{2n}$$

$$\mathbb{E}[N^2] = \sum \mathbb{E}[i \text{ isolé}, j \text{ isolé}]$$

$$= \sum_{i=j} \mathbb{E}[i \text{ isolé}] + \sum_{\substack{i, j \text{ même colonne} \\ i \neq j}} \mathbb{E}[i \text{ isolé}, j \text{ isolé}] + \sum_{\substack{i, j \text{ colonnes} \\ \text{différentes}}} \mathbb{E}[i \text{ isolé}, j \text{ isolé}]$$

$$= 2n (1-p)^n + 2n(n-1) (1-p)^{2n} + 2n^2 (1-p)^n (1-p)^{n-1}$$

$$= 2n (1-p)^n \left( 1 + (1-p)^n (n-1) + n (1-p)^{n-1} \right)$$

D'où

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[N^2] / \mathbb{E}[N]^2 &= \frac{1}{2n(1-p)^n} \left( 1 + (1-p)^n (n-1) + n (1-p)^{n-1} \right) \\ &= \underbrace{\frac{1}{2n(1-p)^n}}_{\downarrow 0} + \underbrace{\frac{n-1}{2n}}_{\downarrow 1/2} + \underbrace{\frac{1}{2(1-p)}}_{\substack{\sim \\ n \\ 2c \log n}} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1 \end{aligned}$$

D'où  $\mathbb{P}(H_{2n,p} \text{ a un sommet isolé}) \rightarrow 0$ .

$$\text{Q4. } \mathbb{P}(\forall v, \deg(v) \leq \frac{n}{2} + C \sqrt{n \log n})$$

$$= 1 - \mathbb{P}(\bigcup_v \deg(v) \geq \frac{n}{2} + C \sqrt{n \log n})$$

$$\text{et } \mathbb{P}(\bigcup_v \deg(v) \geq \frac{n}{2} + C \sqrt{n \log n}) \leq \sum_v \mathbb{P}(\deg(v) \geq \frac{n}{2} + C \sqrt{n \log n}) \text{ par borne de l'union.}$$

Or,  $\deg(v) \sim \mathcal{B}(n, \frac{1}{2})$  d'où par Chernoff I,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\deg(v) \geq \frac{n}{2} + C \sqrt{n \log n}) &\leq \exp(-2C^2 n \log n / n) \\ &\leq n^{-(C^2)} \end{aligned}$$

On pose  $C = \frac{\sqrt{2}}{2}$ , et on a :

$$\sum_v \mathbb{P}(\deg(v) \geq \frac{n}{2} + C \sqrt{n \log n}) \leq \sum n^{-(C^2)} = 2n / n^{(C^2)} = 2 n^{1-2C^2} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{0}$$

D'où  $P(\forall v, \deg(v) \leq \frac{n}{2} + C\sqrt{n \log n}) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1$ .

## Exercice 2 $K_4$ .

Q1.  $E[X] = \sum_{\{a,b,c,d\}} E[\mathbb{1}_{\{a,b,c,d\} \text{ forme une 4-clique de } G}]$   
 $= \sum p^6 = \binom{n}{4} p^6$

Q2.  $P(X \neq 0) = P(X \geq 1) \leq E[X] \leq \binom{n}{4} p^6$   
 $\leq \frac{n(n-1)(n-2)(n-3)}{24} (O(n^{-2/3}))^6$   
 $\leq O(1) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$

Q3.  $P(X=0) = P(E[X] - X \leq E[X])$   
 $\leq \frac{\text{Var}[X]}{E[X]^2}$  par inégalité de Tchebychev.

Q4.  $\text{Var}[\sum X_i] = E[(\sum X_i)^2] - (\sum E[X_i])^2$   
 $= \sum E[X_i X_i] + \sum_{i \neq j} E[X_i X_j] - \sum (E[X_i])^2 - \sum_{i \neq j} E[X_i] E[X_j]$   
 $= \sum E[X_i] + \sum_{i \neq j} (E[X_i X_j] - 2 E[X_i] E[X_j] - E[X_i] E[X_j])$   
 $\quad - \sum (E[X_i])^2$   
 $= \sum E[X_i] + \sum_{i \neq j} E[(X_i - E[X_i])(X_j - E[X_j])] - \sum (E[X_i])^2$   
 $\leq \sum E[X_i] + \sum_{i \neq j} E[(X_i - E[X_i])(X_j - E[X_j])]$

Q5.  $\text{Var}[\sum \mathbb{1}_{\{a,b,c,d\} \text{ forme une clique}}] \leq E[\text{Nb de 4-clique}]$   
 $+ \sum_{C_1 \neq C_2} E[(\mathbb{1}_{C_1 \text{ clique}} - E[C_1 \text{ clique}]) (\mathbb{1}_{C_2 \text{ clique}} - E[C_2 \text{ clique}])]$

$$\leq \binom{n}{4} p^6 + \sum_{C_1 \neq C_2} \mathbb{E}[(\mathbb{1}_{C_1 \text{ clique}} - p^6)(\mathbb{1}_{C_2 \text{ clique}} - p^6)]$$

$$\leq \binom{n}{4} p^6 + \sum_{\substack{\text{un sommet} \\ \text{entre } C_1 \neq C_2}} 0 + \sum_{\substack{\text{deux sommets} \\ \text{entre } C_1 \neq C_2}} p^{11}(1-p) + \sum_{\substack{\text{trois sommets} \\ \text{entre } C_1 \neq C_2}} p^9(1-p^3)$$



par indépendance



11 paires  
de sommets avec  
 $X_{u,v} = 1$

(équivalent : une  
arête partagée entre  $C_1$   
et  $C_2$ )



3 arêtes  
partagées

$$\leq \binom{n}{4} p^6 + \binom{n}{6} p^{11}(1-p) + \binom{n}{5} p^9(1-p^3)$$