

Partie I - Quelques propriétés algébriques des matrices d'adjacence

1 ▷ Soient $M = (m_{i,j})_{1 \leq i,j \leq n} \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ et $\rho \in \mathcal{S}_n$. On pose $P_\rho = (\delta_{i,\rho(j)})_{1 \leq i,j \leq n}$. On sait que $P_\rho \in GL_n(\mathbb{R})$ et que $(P_\rho)^{-1} = P_{\rho^{-1}} = (\delta_{i,\rho^{-1}(j)})_{1 \leq i,j \leq n} = (\delta_{\rho(i),j})_{1 \leq i,j \leq n}$.

Soit $(i,j) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2$. Le coefficient ligne i , colonne j , de $(P_\rho)^{-1} \times M \times P_\rho$ est

$$\sum_{1 \leq k, l \leq n} \delta_{\rho(i),k} m_{k,l} \delta_{l,\rho(j)} = m_{\rho(i),\rho(j)}.$$

Donc, $(P_\rho)^{-1} M P_\rho = (m_{\rho(i),\rho(j)})_{1 \leq i,j \leq n}$ puis les matrices M et $(m_{\rho(i),\rho(j)})_{1 \leq i,j \leq n}$ sont semblables.

Soient σ et σ' deux bijections de $\llbracket 1, n \rrbracket$ sur S . $\rho = (\sigma')^{-1} \circ \sigma$ est une permutation de $\llbracket 1, n \rrbracket$ telle que $\sigma' \circ \rho = \sigma$. Ensuite, pour $(i,j) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2$,

$$(M_{G,\sigma})_{i,j} = 1 \Leftrightarrow \{\sigma(i), \sigma(j)\} \in A \Leftrightarrow \{\sigma'(\rho(i)), \sigma'(\rho(j))\} \in A \Leftrightarrow (M_{G,\sigma'})_{\rho(i),\rho(j)} = 1.$$

Donc, $M_{G,\sigma} = \left((M_{G,\sigma'})_{\rho(i),\rho(j)} \right)_{1 \leq i,j \leq n}$. D'après le début de la question $M_{G,\sigma}$ et $M_{G,\sigma'}$ sont semblables.

2 ▷ Une matrice d'adjacence est symétrique réelle et est donc diagonalisable dans $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ d'après le théorème spectral.

3 ▷ Soit $M_{G,\sigma}$ une matrice d'adjacence. Si $A = \emptyset$, alors $M_{G,\sigma}$ est de rang 0. Sinon, il existe $(i,j) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2$ tel que $i < j$ et $(M_{G,\sigma})_{i,j} = (M_{G,\sigma})_{j,i} = 1$. On a

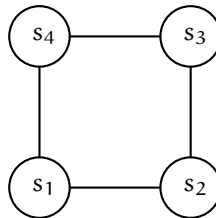
$$\begin{vmatrix} (M_{G,\sigma})_{i,i} & (M_{G,\sigma})_{i,j} \\ (M_{G,\sigma})_{j,i} & (M_{G,\sigma})_{j,j} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{vmatrix} = -1 \neq 0.$$

Ainsi, il existe dans $M_{G,\sigma}$ une matrice carrée extraite inversible de format 2 et donc $\text{rg}(M_{G,\sigma}) \geq 2$. Une matrice d'adjacence n'est jamais de rang 1.

4 ▷ Soit $M_{G,\sigma}$ une matrice d'adjacence associé à un graphe du type de l'énoncé. Soit $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$ tel que l'étoile est de centre $\sigma(i)$. En notant (E_1, \dots, E_n) la base canonique de $\mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R})$, chaque colonne C_j , $j \neq i$, est colinéaire à E_i et donc $\text{rg}(M_{G,\sigma}) \leq 2$. Mais $M_{G,\sigma}$ n'est pas nulle et n'est pas de rang 1 d'après la question précédente. Donc, $\text{rg}(M_{G,\sigma}) = 2$.

Considérons la matrice d'adjacence $M_{G,\sigma} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$. $\text{rg}(M_{G,\sigma}) = \text{rg}(C_1, C_2, C_3, C_4) = \text{rg}(C_1, C_2) = 2$. Mais le

graphe correspondant n'est pas du type de l'énoncé :



5 ▷ Soient $G = (S, A)$ un graphe non vide et $G' = (S', A')$ une copie de G . Soit σ une bijection de S' sur S telle que

$$\forall (s', t') \in S'^2, \{s', t'\} \in A' \Leftrightarrow \{\sigma(s'), \sigma(t')\} \in A.$$

Soit φ une indexation de G . Alors, $\varphi' = \sigma^{-1} \circ \varphi$ est une indexation de G' (car bijective de $[[1, n]]$ sur S') puis $M_{G', \varphi'} = M_{G, \varphi}$ car pour tout $(i, j) \in [[1, n]]$,

$$(M_{G', \varphi'})_{i,j} = 1 \Leftrightarrow \{\varphi'(i), \varphi'(j)\} \in A' \Leftrightarrow \{\sigma^{-1}(\varphi(i)), \sigma^{-1}(\varphi(j))\} \in A' \Leftrightarrow \{\varphi(i), \varphi(j)\} \in A \Leftrightarrow (M_{G, \varphi})_{i,j} = 1.$$

Donc, $\chi_G = \chi_{G'}$.

6 \triangleright Avec tout ce qui précède, on peut supposer sans perte de généralité que $S = [[1, n]]$ et $\sigma = \text{Id}_{[[1, n]]}$. On note plus simplement M_G la matrice d'adjacence correspondante.

Les coefficients diagonaux de M_G , sont nuls. Donc, $a_{n-1} = -\text{tr}(M_{G, \sigma}) = 0$.

Déterminons maintenant a_{n-2} .

On a $\chi_G = \sum_{\sigma \in \mathcal{S}_n} \varepsilon(\sigma) (XI_n - M_G)_{\sigma(1),1} \dots (XI_n - M_G)_{\sigma(n),n}$. Dans cette somme, le terme correspondant à $\sigma = \text{Id}$ est X^n . Ensuite, si σ a un nombre de points fixes inférieur ou égal à $n-3$, le terme correspondant est un polynôme de degré inférieur ou égal à $n-3$. Ensuite, il n'existe pas de permutation de $[[1, n]]$ ayant exactement $n-1$ points fixes (si σ a $n-1$ points fixes, alors $\sigma = \text{Id}$ puis σ a en fait n points fixes). Le coefficient a_{n-2} est donc issu exclusivement des termes où σ a exactement $n-2$ points fixes, c'est-à-dire des termes où σ est une transposition. Or, en notant $\mathcal{P}_2([[1, n]])$ l'ensemble des parties à deux éléments de $[[1, n]]$,

$$\begin{aligned} & \sum_{(i,j) \in (\mathcal{P}_2([[1, n]]))^2} \varepsilon(\tau_{i,j}) (XI_n - M_G)_{\tau_{i,j}(1),1} \dots (XI_n - M_G)_{\tau_{i,j}(n),n} \\ &= -X^{n-2} \sum_{(i,j) \in (\mathcal{P}_2([[1, n]]))^2} (XI_n - M_G)_{j,i} \dots (XI_n - M_G)_{i,j} \\ &= -X^{n-2} \sum_{(i,j) \in (\mathcal{P}_2([[1, n]]))^2} ((-M_G)_{i,j})^2 \\ &= -X^{n-2} \sum_{(i,j) \in A} 1 = -|A|X^{n-2}. \end{aligned}$$

Donc, $a_{n-2} = -|A|$.

7 \triangleright Si $n = 2$, $\chi_G = X^2 - |A| = X^2 - d$. Sinon, $n \geq 3$. Si G est du type de l'énoncé, M_G est de rang 2 d'après la question 4 puis 0 est valeur propre de M_G d'ordre $n-2$ d'après le théorème du rang et car M_G est diagonalisable. Donc, pour tout $k \leq n-3$, $a_k = 0$. On obtient $\chi_G = X^n - |A|X^{n-2} = X^{n-2}(X^2 - d)$, ce qui reste vrai quand $n = 2$. Donc,

$$\chi_G = X^{n-2}(X^2 - d).$$

Si $n = 2$, $\text{Sp}(M_G) = (\sqrt{d}, -\sqrt{d})$ et si $n \geq 3$, $\text{Sp}(M_G) = (\sqrt{d}, -\sqrt{d}, \underbrace{0, \dots, 0}_{n-2})$.

Ensuite, on peut supposer sans perte de généralité de l'étoile est de centre 1 et que les branches de l'étoile sont $\{1, 2\}, \dots, \{1, d+1\}$. On a donc

$$M_G = \begin{pmatrix} 0 & 1 & \dots & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & 0 & \dots & & & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & & & & & \vdots \\ 1 & & & & & & \\ 0 & & & & & & \\ \vdots & \vdots & & & & & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & & 0 \end{pmatrix}.$$

$E_0(M_G)$ est le sous-espace d'équations $\begin{cases} x_1 = 0 \\ x_2 + \dots + x_{d+1} = 0 \end{cases}$. Il est constitué n -uplets de la forme $(0, x_2, \dots, x_d, -x_2 - \dots - x_d, x_{d+1}, \dots, x_n)$ (en identifiant vecteurs colonnes et n -uplets).

Ensuite,
$$\begin{pmatrix} 0 & 1 & \dots & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & 0 & \dots & & & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & & & & & \vdots \\ 1 & & & & & & \\ 0 & & & & & & \\ \vdots & \vdots & & & & & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & 0 & & \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sqrt{d} \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} d \\ \sqrt{d} \\ \vdots \\ \sqrt{d} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} = \sqrt{d} \begin{pmatrix} \sqrt{d} \\ 1 \\ \dots \\ 1 \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{pmatrix}.$$

Puisque $E_{\sqrt{d}}(M_g)$ est une droite, $E_{\sqrt{d}}(M_g) = \text{Vect}(\mathbf{u})$ où $\mathbf{u} = (\sqrt{d}, \underbrace{1, \dots, 1}_d, 0, \dots, 0)$. Un calcul conjugué fournit encore $E_{-\sqrt{d}}(M_g) = \text{Vect}(\mathbf{v})$ où $\mathbf{v} = (-\sqrt{d}, \underbrace{1, \dots, 1}_d, 0, \dots, 0)$.

8 ▷ On note n_1 (resp. n_2) le cardinal de S_1 (resp. S_2). On numérote les sommets de sorte que les sommets de S_1 apparaissent en premier en finissant par s_1 puis apparaît le sommet s_2 et enfin les autres sommets de S_2 . Le polynôme caractéristique de G est alors :

$$\chi_G = \begin{vmatrix} & & & \alpha_1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ & & & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ & & & \alpha_{n_1-1} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \alpha_1 & \dots & \alpha_{n_1-1} & X & -1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & -1 & X & \beta_1 & \dots & \beta_{n_2-1} \\ 0 & \dots & 0 & 0 & \beta_1 & & & \\ \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots & & & \\ 0 & \dots & 0 & 0 & \beta_{n_2-1} & & & \end{vmatrix}$$

où les α_i et les β_j sont éléments de $\{-1, 0\}$.

On écrit ensuite, la n_1 -ème colonne comme somme des deux colonnes $\begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_{n_1-1} \\ X \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$ et $\begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \\ -1 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$. Par linéarité par rapport

à la n_1 -ème colonne χ_G est somme de deux déterminants. Le premier est un déterminant triangulaire par blocs égal à $\chi_{G_1} \times \chi_{G_2}$. On développe le deuxième suivant sa n_1 -ème colonne. On obtient en tenant compte de $(-1)^{n_1+1+n_1} \times (-1) = 1$:

$$\begin{vmatrix} & & & 0 & 0 & \dots & 0 \\ & & & \vdots & \vdots & & \vdots \\ & & & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \alpha_1 & \dots & \alpha_{n_1-1} & -1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \beta_1 & & & \\ \vdots & & \vdots & \vdots & & & \\ 0 & \dots & 0 & \beta_{n_2-1} & & & \end{vmatrix} \quad (*)$$

Ce dernier déterminant est encore triangulaire par blocs. Le déterminant du premier bloc est $\chi_{G_1 \setminus s_1}$. Le deuxième, une fois développé suivant sa première ligne est $-\chi_{G_2 \setminus s_2}$ et donc le déterminant (*) est égal à $-\chi_{G_1 \setminus s_1} \times \chi_{G_2 \setminus s_2}$. Finalement,

$$\chi_G = \chi_{G_1} \times \chi_{G_2} - \chi_{G_1 \setminus s_1} \times \chi_{G_2 \setminus s_2}.$$

9 ▷ D'après ce qui précède et la question 7,

$$\begin{aligned} \chi_G &= X^{d_1-1} (X^2 - d_1) X^{d_2-1} (X^2 - d_2) - X^{d_1} X^{d_2} = X^{d_1+d_2+2} - (d_1 + d_2) X^{d_1+d_2} + d_1 d_2 X^{d_1+d_2-2} - X^{d_1+d-2} \\ &= X^n - (d_1 + d_2 + 1) X^{n-2} + d_1 d_2 X^{n-4}. \end{aligned}$$

Puisque $d_1 d_2 \neq 0$, 0 est racine d'ordre $n - 4$ de χ_G puis M_G est de rang 4.

10 ▷ Soit $G = (S, A)$. On rappelle que le nombre de paires $\{i, j\}$ d'éléments de $\llbracket 1, n \rrbracket$ est $N = \frac{n(n-1)}{2}$.

D'après une remarque de l'énoncé, $G = \left(\bigcap_{\{i,j\} \in A} (X_{(i,j)} = 1) \right) \cap \left(\bigcap_{\{i,j\} \notin A} (X_{(i,j)} = 0) \right)$. Puisque les variables $X_{i,j}$, $\{i, j\} \in \mathcal{P}_2(\llbracket 1, n \rrbracket)$ (où $\mathcal{P}_2(\llbracket 1, n \rrbracket)$ est l'ensemble des parties à 2 éléments de $\llbracket 1, n \rrbracket$), sont indépendantes,

$$P(G) = \prod_{\{i,j\} \in A} (X_{(i,j)} = 1) \times \prod_{\{i,j\} \notin A} (X_{(i,j)} = 0) = p_n^a (1 - p_n)^{N-a}.$$

Ensuite, pour $a \in \llbracket 0, N \rrbracket$ donné, il y a $\binom{N}{a}$ parties A de $\llbracket 1, n \rrbracket$ telles que $|A| = a$ et donc,

$$P(\Omega_n) = \sum_{a=0}^N \binom{N}{a} p_n^a (1 - p_n)^{N-a} = (p_n + 1 - p_n)^N = 1.$$

Partie II - Une première fonction de seuil

Section A - Deux inégalités

11 ▷ Puisque X est à valeurs dans \mathbb{N} ,

$$P(X > 0) = \sum_{k=1}^{+\infty} P(X = k) \leq \sum_{k=1}^{+\infty} kP(X = k) = E(X).$$

12 ▷ Supposons $E(X) \neq 0$ et donc $E(X) > 0$. Pour tout $\omega \in \Omega$, $X(\omega) = 0$ entraîne $|X(\omega) - E(X)| = |-E(X)| = E(X)$ et donc $|X(\omega) - E(X)| \geq E(X)$. Ainsi, $(X = 0) \subset (|X - E(X)| \geq E(X))$. Puisque $E(X) > 0$, l'inégalité de BIENAYMÉ-TCHEBYCHEV fournit

$$P(X = 0) \leq P(|X - E(X)| \geq E(X)) \leq \frac{V(X)}{(E(X))^2}.$$

Section B - Une fonction de seuil

13 ▷ Soit $G = (\llbracket 1, n \rrbracket, A) \in \Omega_n$. $A_n(G) = |A| = \sum_{\{i,j\} \in \mathcal{P}_2(\llbracket 1, n \rrbracket)} X_{(i,j)}$. Puisque les variables $X_{(i,j)}$ sont N variables indépendantes suivant une même loi de BERNOULLI de paramètre p_n , on sait que A_n suit la loi binomiale de paramètres N et p_n . Donc,

$$A_n(\Omega_n) = \llbracket 0, N \rrbracket \text{ puis } \forall a \in \llbracket 0, N \rrbracket, P(A_n = a) = \binom{N}{a} p_n^a (1 - p_n)^{N-a}.$$

14 ▷ Donc, $E(A_n) = Np_n = \frac{n(n-1)}{2} p_n$. Si $p_n \underset{n \rightarrow +\infty}{=} o\left(\frac{1}{n^2}\right)$, alors

$$E(A_n) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{n^2 p_n}{2} \underset{n \rightarrow +\infty}{=} o(1).$$

Puisque pour tout $n \geq 2$, $0 \leq P(A_n > 0) \leq E(A_n)$, le théorème des gendarmes montre que $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(A_n > 0) = 0$.

15 ▷ Pour $n \geq 2$,

$$\frac{V(A_n)}{(E(A_n))^2} = \frac{Np_n(1-p_n)}{(Np_n)^2} = \frac{1}{N} \left(\frac{1}{p_n} - 1 \right) = \frac{2}{n(n-1)} \left(\frac{1}{p_n} - 1 \right).$$

Si de plus, p_n est prépondérant devant $\frac{1}{n^2}$, alors $\frac{1}{p_n} \underset{n \rightarrow +\infty}{=} o(n^2)$ puis $\frac{V(A_n)}{(E(A_n))^2} \underset{n \rightarrow +\infty}{=} o(1)$. Puisque pour tout $n \geq 2$,

$0 \leq P(A_n = 0) \leq \frac{V(A_n)}{(E(A_n))^2}$, on en déduit que $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(A_n = 0) = 0$ puis $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(A_n > 0) = 1 - \lim_{n \rightarrow +\infty} P(A_n = 0) = 1$.

16 ▷ Pour la propriété $\mathcal{P}_n : A_n > 0$, la suite $\left(\frac{1}{n^2}\right)_{n \geq 2}$ est une fonction de seuil.

Partie III - Fonction de seuil de la copie d'un graphe

17 ▷ Soit $G \in \Omega_n$. La probabilité que H soit contenu dans G est la probabilité que chaque arête de H soit contenu dans G . p_n étant la probabilité qu'une arête donnée de H soit contenue dans G et par indépendance,

$$P(X_H(G) = 1) = P(H \subset G) = P\left(\bigcap_{a \in A_H} (a \in A_G)\right) = \prod_{a \in A_H} P(a \in A_G) = p_n^{\alpha_H}.$$

X_H suit la loi de BERNOULLI de paramètre $p_n^{\alpha_H}$ et donc $E(X_H) = p_n^{\alpha_H}$.

18 ▷ Il y a $\binom{n}{s_0}$ choix de s_0 sommets parmi n et donc, $|\mathcal{C}_0| = \binom{n}{s_0} c_0$. Ensuite, les graphes dont l'ensemble des sommets est S'_0 et qui sont des copies de G_0 s'obtiennent par permutations des s_0 sommets. Donc, $c_0 \leq s_0!$ puis,

$$|\mathcal{C}_0| \leq \binom{n}{s_0} s_0! = n(n-1) \dots (n-s_0+1) \leq n^{s_0}.$$

19 ▷ $X_n^0 = \sum_{H \in \mathcal{C}_0} X_H$ puis

$$\begin{aligned} E(X_n^0) &= \sum_{H \in \mathcal{C}_0} E(X_H) = \sum_{H \in \mathcal{C}_0} P(H \subset G) = \sum_{H \in \mathcal{C}_0} p_n^{\alpha_H} \text{ (d'après la question 17)} \\ &= p_n^{\alpha_0} \sum_{H \in \mathcal{C}_0} 1 = |\mathcal{C}_0| p_n^{\alpha_0} \\ &\leq p_n^{\alpha_0} n^{s_0}. \end{aligned}$$

20 ▷ Soit H_0 tel que $\omega_0 = \frac{s_{H_0}}{\alpha_{H_0}}$. On note $\mathcal{C}'_0 = \{H \mid H \text{ est une copie de } H_0 \text{ et } H = (S_H, A_H) \text{ avec } S_H \subset \llbracket 1, n \rrbracket\}$ et $X_n^{0'}$ la variable aléatoire définie par : $\forall G \in \Omega_n$, $X_n^{0'}(G)$ est égal au nombre de copies de H_0 contenues dans G .

En appliquant la question 19 à H_0 , on obtient

$$0 \leq E(X_n^{0'}) \leq n^{s_{H_0}} p_n^{\alpha_{H_0}} = n^{\omega_0 \alpha_{H_0}} p_n^{\alpha_{H_0}} = (p_n n^{\omega_0})^{\alpha_{H_0}}.$$

On en déduit que $E(X_n^{0'}) \underset{n \rightarrow +\infty}{=} o(1)$ (car $\alpha_{H_0} \geq 1$) puis que $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n^{0'} > 0) = 0$ d'après la question 11.

Ensuite, je suppose qu'il faut montrer que pour tout graphe $G = (S, A)$, G contient un nombre de copies de G_0 inférieur ou égal au nombre de copies de H_0 qu'il contient, ce que je ne parviens pas à faire. En admettant ce résultat, on a donc $0 \leq X_n^0 \leq X_n^{0'}$ puis par croissance de l'espérance,

$$0 \leq E(X_n^0) \leq E(X_n^{0'}).$$

Mais alors, $\lim_{n \rightarrow +\infty} E(X_n^0) = 0$ d'après le théorème des gendarmes. Avec la question 11, on en déduit encore que

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n^0 > 0) = 0.$$

21 ▷

$$\begin{aligned} E\left((X_n^0)^2\right) &= E\left(\left(\sum_{H \in \mathcal{C}_0} X_H\right)\left(\sum_{H' \in \mathcal{C}_0} X_{H'}\right)\right) \\ &= \sum_{(H, H') \in \mathcal{C}_0^2} E(X_H X_{H'}) \end{aligned}$$

Maintenant, pour $G \in \Omega_n$,

$$\begin{aligned}
 (X_H X_{H'}) (G) = 1 &\Leftrightarrow X_H(G) = X_{H'}(G) = 1 \Leftrightarrow H \subset G \text{ et } H' \subset G \\
 &\Leftrightarrow S_H \subset S_G \text{ et } A_H \subset A_G \text{ et } S_{H'} \subset S_G \text{ et } A_{H'} \subset A_G \\
 &\Leftrightarrow S_H \cup S_{H'} \subset S_G \text{ et } A_H \cup A_{H'} \subset A_G \\
 &\Leftrightarrow H \cup H' \subset G,
 \end{aligned}$$

(en supposant que $H \cup H'$ est le graphe dont l'ensemble des sommets est $S_H \cup S_{H'}$ et l'ensemble des arêtes est $A_H \cup A_{H'}$). En appliquant la question 16 à $H \cup H'$, on obtient pour tout $G \in \Omega_n$,

$$P(H \cup H' \subset G) = p_n^{|\mathcal{A}_{H \cup H'}|} = p_n^{a_H + a_{H'} - a_{H \cap H'}} = p_n^{2a_0 - a_{H \cap H'}}.$$

Ainsi, $X_H \times X_{H'}$ suit la loi de BERNOULLI de paramètre $p_n^{2a_0 - a_{H \cap H'}}$. On en déduit que $E(X_H \times X_{H'}) = p_n^{2a_0 - a_{H \cap H'}}$ puis que

$$E\left((X_n^0)^2\right) = \sum_{(H, H') \in \mathcal{C}_0^2} P(H \cup H' \subset G) = \sum_{(H, H') \in \mathcal{C}_0^2} p_n^{2a_0 - a_{H \cap H'}}.$$

22 ▷ Si $S_H \cap S_{H'} = \emptyset$, pour tout $G \in \Omega_n$, les événements $\{H \subset G\}$ et $\{H' \subset G\}$ sont indépendants (par indépendance des variables $X_{\{i,j\}}$ définies avant la question 10). Donc,

$$P(H \cup H' \subset G) = P((H \subset G) \cap (H' \subset G)) = P(H \subset G) \times P(H' \subset G),$$

puis

$$\Sigma_0 = \sum_{\substack{(H, H') \in \mathcal{C}_0^2 \\ s_{H \cap H'} = 0}} P(H \subset G) \times P(H' \subset G) \leq \sum_{(H, H') \in \mathcal{C}_0^2} P(H \subset G) \times P(H' \subset G) = (E(X_n^0))^2.$$

23 ▷ Soit $k \in \llbracket 1, s_0 \rrbracket$.

$$\Sigma_k = \sum_{H \in \mathcal{C}_0} \left(\sum_{\substack{H' \in \mathcal{C}_0 \\ s_{H \cap H'} = k}} P(H \cup H' \subset G) \right) = \sum_{H \in \mathcal{C}_0} \left(\sum_{\substack{H' \in \mathcal{C}_0 \\ s_{H \cap H'} = k}} p_n^{2a_0 - a_{H \cap H'}} \right).$$

Pour tout $(H, H') \in (\mathcal{C}_0)^2$ tel que $s_{H \cap H'} = k$, $\frac{k}{a_{H \cap H'}} = \frac{s_{H \cap H'}}{a_{H \cap H'}} \geq \omega_0$ puis $-a_{H \cap H'} \geq -\frac{k}{\omega_0}$ et donc, en tenant compte de $p_n \in]0, 1[$, $p_n^{-a_{H \cap H'}} \leq p_n^{-\frac{k}{\omega_0}}$. Pour $H \in \mathcal{C}_0$, on note alors $\mathcal{E}_{H,k} = \{H' \in \mathcal{C}_0 \mid |H \cap H'| = k\}$ et on a

$$\Sigma_k \leq \sum_{H \in \mathcal{C}_0} \left(\sum_{\substack{H' \in \mathcal{C}_0 \\ s_{H \cap H'} = k}} 1 \right) p_n^{2a_0} p_n^{-\frac{k}{\omega_0}} = \left(\sum_{H \in \mathcal{C}_0} |\mathcal{E}_{H,k}| \right) p_n^{2a_0} p_n^{-\frac{k}{\omega_0}}.$$

Il reste à déterminer $|\mathcal{E}_{H,k}|$ pour $H \in \mathcal{C}_0$ fixé. Pour $H' \in \mathcal{E}_{H,k}$, il s'agit de choisir d'abord l'ensemble S'_0 des sommets de H' : k des s_0 de sommets sont dans H et $s_0 - k$ sont dans $\llbracket 1, n \rrbracket \setminus (H \cap H')$. Il y a donc $\binom{s_0}{k} \times \binom{n-k}{s_0-k}$ choix de S'_0 . Pour chacun de ces choix de S'_0 , il y a c_0 graphes $H' \in \mathcal{C}_0$ dont l'ensemble des sommets est S'_0 . Donc, $|\mathcal{E}_{H,k}| = \binom{s_0}{k} \times \binom{n-k}{s_0-k} c_0$. Finalement,

$$\Sigma_k \leq \sum_{H \in \mathcal{C}_0} \binom{s_0}{k} \times \binom{n-k}{s_0-k} c_0 p_n^{2a_0} p_n^{-\frac{k}{\omega_0}}.$$

24 ▷ Soient q et r deux entiers naturels tels que $1 \leq q \leq r$.

$$\binom{r}{q} r^{-q} = \frac{1}{q!} \frac{r(r-1)\dots(r-(q-1))}{r^q} = \frac{1}{q!} \prod_{k=0}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{r}\right).$$

Pour $k \in \llbracket 0, q-1 \rrbracket$, $0 \leq \frac{k}{r} \leq \frac{q-1}{q}$ puis $1 - \frac{k}{r} \geq 1 - \frac{q-1}{q} > 0$ et donc

$$\binom{r}{q} r^{-q} \geq \frac{1}{q!} \prod_{k=0}^{q-1} \left(1 - \frac{q-1}{q}\right) = \frac{1}{q!} \left(1 - \frac{q-1}{q}\right)^q.$$

Soit alors $k \in \llbracket 1, s_0 \rrbracket$. On a vu aux questions 17 et 18 que $|\mathcal{C}_0| = \binom{n}{s_0} c_0$ puis $E(X_n^0) = p_n^{\alpha_0} |\mathcal{C}_0|$. Donc,

$$\begin{aligned} \frac{\Sigma_k}{(E(X_n^0))^2} &\leq \frac{1}{p_n^{2\alpha_0} |\mathcal{C}_0|^2} \sum_{H \in \mathcal{C}_0} \binom{s_0}{k} \binom{n-s_0}{s_0-k} c_0 p_n^{2\alpha_0} p_n^{-\frac{k}{\omega_0}} \\ &\leq \frac{c_0}{|\mathcal{C}_0|} \binom{s_0}{k} \binom{n-s_0}{s_0-k} p_n^{-\frac{k}{\omega_0}} = \frac{\binom{s_0}{k} \binom{n-s_0}{s_0-k}}{\binom{n}{s_0}} p_n^{-\frac{k}{\omega_0}} \\ &\leq \binom{s_0}{k} \frac{1}{\frac{n^{s_0}}{s_0!} \left(1 - \frac{s_0-1}{s_0}\right)^{s_0}} \binom{n-s_0}{s_0-k} p_n^{-\frac{k}{\omega_0}} \text{ (d'après le début de la question)} \\ &= s_0! \binom{s_0}{k} s_0^{s_0} \binom{n-s_0}{s_0-k} n^{-s_0} p_n^{-\frac{k}{\omega_0}} \quad (*). \end{aligned}$$

Maintenant, $\binom{n-s_0}{s_0-k} = \frac{\overbrace{(n-s_0)(n-s_0-1)\dots(n-2s_0+k)}^{s_0-k}}{(s_0-k)!} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{n^{s_0-k}}{(s_0-k)!}$ puis, en posant $K = \frac{s_0!}{(s_0-k)!} \binom{s_0}{k} s_0^{s_0}$ (K est constant quand n varie),

$$s_0! \binom{s_0}{k} s_0^{s_0} \binom{n-s_0}{s_0-k} n^{-s_0} p_n^{-\frac{k}{\omega_0}} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} K n^{-k} p_n^{-\frac{k}{\omega_0}} = K (n^{\omega_0} p_n)^{-\frac{k}{\omega_0}}.$$

Par hypothèse, $n^{\omega_0} p_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\rightarrow} +\infty$ et donc, puisque $-\frac{k}{\omega_0} < 0$, $K (n^{\omega_0} p_n)^{-\frac{k}{\omega_0}} \underset{n \rightarrow +\infty}{=} o(1)$. Mais alors, l'inégalité (*) montre que $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{\Sigma_k}{(E(X_n^0))^2} = 0$ puis

$$\Sigma_k \underset{n \rightarrow +\infty}{=} o\left(E(X_n^0)^2\right).$$

25 ▷ D'après la formule de KOENIG-HUYGENS, $\frac{V(X_n^0)}{(E(X_n^0))^2} = \frac{E\left(\left(X_n^0\right)^2\right)}{(E(X_n^0))^2} - 1$.

Ensuite, d'après les questions 21 et 24, $E\left(\left(X_n^0\right)^2\right) = \sum_{k=0}^{s_0} \Sigma_k \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \Sigma_0 + o\left(\left(E(X_n^0)\right)^2\right)$ et donc

$$\frac{V(X_n^0)}{(E(X_n^0))^2} \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \frac{\Sigma_0}{(E(X_n^0))^2} - 1 + o(1),$$

ou encore $\frac{V(X_n^0)}{(E(X_n^0))^2} + 1 - \frac{\Sigma_0}{(E(X_n^0))^2}$ tend vers 0 quand n tend vers $+\infty$. Les suites $(u_n) = \left(\frac{V(X_n^0)}{(E(X_n^0))^2}\right)$ et $(v_n) = \left(1 - \frac{\Sigma_0}{(E(X_n^0))^2}\right)$ sont positives (pour la suite (v_n) d'après la question 22) et leur somme tend vers 0. Donc, la suite $(\|(u_n, v_n)\|_1)$ tend vers 0 puis chacune des suites (u_n) et (v_n) tend vers 0 quand n tend vers $+\infty$. En particulier,

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{V(X_n^0)}{(E(X_n^0))^2} = 0.$$

26 ▷ D'après les questions 25 et 12, si $n^{-\omega_0} \underset{n \rightarrow +\infty}{=} o(p_n)$, alors $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n^0 = 0) = 0$ puis $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n > 0) = 1$. D'autre part, d'après la question 20, si $p_n \underset{n \rightarrow +\infty}{=} o(n^{-\omega_0})$, alors $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n > 0) = 0$.

Donc, la suite $(k^{-\omega_0})_{k \geq 2}$ est une fonction seuil pour la propriété \mathcal{P}_n : « contenir une copie de G_0 ».

27 ▷ • On se place d'abord dans le cas particulier où G_0 est un graphe à deux sommets et une arête. Le nombre de copies de G_0 contenu dans un graphe G est alors le nombre d'arêtes de G ou encore $A_n = X_n^0$ (A_n ayant été définie à la question 13). Le seul graphe contenu dans G_0 possédant au moins une arête est G_0 lui-même. Donc ici $\omega_0 = 2$. On retrouve donc le fait que la suite $\left(\frac{1}{k^2}\right)_{k \geq 2}$ est une fonction de seuil de la propriété « $A_n > 0$ ».

• On se place maintenant dans le cas particulier où G_0 est l'étoile à d branches de sommet 1 et d'arêtes $\{1, 2\}, \dots, \{1, d+1\}$. Dans ce cas, si H est un sous-graphe de G_0 ne contenant pas 1, $a_H = 0$, et si H contient 1,

$$\frac{s_H}{a_H} = \frac{s_H}{s_H - 1} = 1 + \frac{1}{s_H - 1} \geq 1 + \frac{1}{d - 1} = \frac{d}{d - 1}$$

avec égalité obtenue si $H = G_0$. Donc, $\omega_0 = \frac{d}{d - 1}$ puis une fonction seuil est la suite $\left(\frac{1}{k^{\frac{d}{d-1}}}\right)_{k \geq 2}$.