
Corrigé TD 7 : Degrés v2

Exercice 1. *Degrés dans la composante géante*

On se place dans $G = G_{n,p}$ avec $p = c/n$ et $c > 1$. Pour $d \geq 1$ on veut calculer l'asymptotique du nombre Z_d de sommets de degré d dans la composante géante (que l'on note C_1). On pose $f(n) \rightarrow \infty$ arbitrairement lentement.

1. On considère le sommet 1, et on veut calculer la probabilité qu'il soit à la fois de degré d et hors de la composante géante. On dénote G' le graphe induit par G sur $[[2, n]]$, et C'_1 sa composante géante. On dénote $\mathcal{V}_G(x)$ le voisinage d'un sommet x dans le graphe G , et $\mathcal{C}_G(x)$ sa composante.
 - (a) Pour x_1, \dots, x_d des sommets disjoints de G' , encadrer

$$\mathbb{P}(\mathcal{V}_G(1) = \{x_1, \dots, x_d\}, |\mathcal{C}_G(1)| \leq f(n) \log(n)).$$

On considère l'inclusion d'évènements suivante :

$$\begin{aligned} & \left\{ \mathcal{V}_G(1) = \{x_1, \dots, x_d\}, \forall_{i=1}^d, |\mathcal{C}_{G'}(x_i)| \leq \frac{f(n)}{d} \log(n) \right\} \\ & \subset \left\{ \mathcal{V}_G(1) = \{x_1, \dots, x_d\}, |\mathcal{C}_G(1)| \leq f(n) \log(n) \right\} \\ & \subset \left\{ \mathcal{V}_G(1) = \{x_1, \dots, x_d\}, \forall_{i=1}^d, |\mathcal{C}_{G'}(x_i)| \leq f(n) \log(n). \right\} \end{aligned}$$

On obtient par indépendance

$$\begin{aligned} & p^d (1-p)^{n-1-d} \mathbb{P} \left(\forall_{i=1}^d, |\mathcal{C}_{G'}(x_i)| \leq \frac{f(n)}{d} \log(n) \right) \\ & \leq \mathbb{P}(\mathcal{V}_G(1) = \{x_1, \dots, x_d\}, |\mathcal{C}_G(1)| \leq f(n) \log(n)) \\ & \leq p^d (1-p)^{n-1-d} \mathbb{P} \left(\forall_{i=1}^d, |\mathcal{C}_{G'}(x_i)| \leq f(n) \log(n) \right). \end{aligned}$$

- (b) On estime les deux bornes grâce au Théorème 7 du cours.

$$\mathbb{P} \left(\forall_{i=1}^d, |\mathcal{C}_{G'}(x_i)| \leq \frac{f(n)}{d} \log(n) \right) \geq \mathbb{P} \left(\forall_{i=1}^d, x_i \notin C'_1 \right) - o(1)$$

et

$$\begin{aligned} \mathbb{P} \left(\forall_{i=1}^d, |\mathcal{C}_{G'}(x_i)| \leq f(n) \log(n) \right) & \leq \mathbb{P} \left(\forall_{i=1}^d, x_i \notin C'_1 \right) + \mathbb{P} \left(|C'_1| \leq f(n) \log(n) \right) \\ & = \mathbb{P} \left(\forall_{i=1}^d, x_i \notin C'_1 \right) + o(1). \end{aligned}$$

Par ailleurs, les quantités considérées ne dépendent pas du choix de x_1, \dots, x_d , donc quand on somme, les $o(1)$ sont uniformes, ce qui permet d'écrire

$$\begin{aligned}
& \mathbb{P}(\deg(1) = d, 1 \notin C_1) \\
&= \mathbb{P}(\deg(1) = d, 1 \notin C_1, |\mathcal{C}_G(1)| < f(n) \log(n)) + o(1) \\
&= o(1) + \sum_{x_1, \dots, x_d} \mathbb{P}(\mathcal{V}_G(1) = \{x_1, \dots, x_d\}, |\mathcal{C}_G(1)| \leq f(n) \log(n)) \\
&= o(1) + o(1) + e^{-c} \frac{c^d}{d!} \times \frac{1}{n^d} \sum_{2 \leq x_1, \dots, x_d \leq n \text{ distincts}} \mathbb{P}(\forall_{i=1}^d, x_i \notin C'_1).
\end{aligned}$$

(c) On a

$$\frac{1}{n^d} \sum_{2 \leq x_1, \dots, x_d \leq n \text{ distincts}} \mathbb{P}(\forall_{i=1}^d, x_i \notin C'_1) = \mathbb{E} \left[\left(\frac{|\mathcal{G}' \setminus C'_1|}{n} \right)^d \right].$$

Par l'indication et le Théorème 7 du cours, on a bien la convergence vers $(x/c)^d$, où $x(c)$ désigne la solution dans $(0, 1)$ de $xe^{-x} = ce^{-c}$.

2. On a alors

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}[Z_d] &= n (\mathbb{P}(\deg(1) = d) - \mathbb{P}(\deg(1) = d, 1 \notin C_1)) \\
&= n \left(e^{-c} \frac{c^d}{d!} + o(1) - \left(\frac{x}{c} \right)^d e^{-c} \frac{c^d}{d!} + o(1) \right) \sim ne^{-c} \frac{c^d - x^d}{d!}.
\end{aligned}$$

Exercice 2. Méthode des moments factoriels pour des variables entières

1. On considère

$$\left(\sum_{r=k}^{k+m} (-1)^{r-k} \frac{(x)_r}{(r-k)!k!} \right) - \mathbf{1}_{\{x=k\}}.$$

Si $x < k$, cette quantité vaut 0. Si $x = k$, on obtient $(-1)^0 \frac{(k)_k}{k!} - 1 = 0$. Si $x > k$, on calcule

$$\begin{aligned}
\sum_{r=k}^{k+m} (-1)^{r-k} \frac{(x)_r}{(r-k)!k!} &= \sum_{r=k}^{k+m} (-1)^{r-k} \binom{x}{r} \binom{r}{k} = \sum_{r=k}^{k+m} (-1)^{r-k} \binom{x}{k} \binom{x-k}{r-k} \\
&= \binom{x}{k} \sum_{l=0}^m (-1)^l \binom{x-k}{l}
\end{aligned}$$

qui est du signe de $(-1)^m$ d'après l'indication, et nul quand $m > x - k$. Donc la quantité considérée est bien (faiblement) du signe de $(-1)^m$.

On déduit que pour X une variable aléatoire entière positive,

$$S_m^{(k)}(X) = \sum_{r=k}^{k+m} (-1)^{r-k} \frac{\mathbb{E}[(X)_r]}{(r-k)!k!} \tag{1}$$

alterne autour de $\mathbb{P}(X = k)$.

2. On suppose maintenant que pour tout $r \geq 1$, $\mathbb{E}[(X_n)_r] \rightarrow \mathbb{E}[(X)_r]$ et que pour tout $k \geq 0$, $\mathbb{E}[(X)_r]/(r-k)!$ tend vers 0 quand $r \rightarrow \infty$. On fixe $k \geq 0$ et on veut montrer que $\mathbb{P}(X_n = k) \rightarrow \mathbb{P}(X = k)$. Soit $\epsilon > 0$.

On commence par fixer m pair tel que $\frac{\mathbb{E}[(X)_{k+m}]}{(k+m-k)!k!} < \epsilon/2$. Alors

$$\begin{aligned} 0 &\leq S_m^{(k)}(X) - \mathbb{P}(X = k) \leq S_m^{(k)}(X) - S_{m-1}^{(k)}(X) < \epsilon/2. \\ 0 &\leq \mathbb{P}(X = k) - S_{m-1}^{(k)}(X) \leq S_m^{(k)}(X) - S_{m-1}^{(k)}(X) < \epsilon/2. \end{aligned}$$

Mais alors, il existe n_0 tel que pour $n \geq n_0$,

$$|S_m^{(k)}(X_n) - S_m^{(k)}(X)| \leq \epsilon/2 \quad ; \quad |S_{m-1}^{(k)}(X_n) - S_{m-1}^{(k)}(X)| \leq \epsilon/2.$$

D'où $|\mathbb{P}(X = k) - S_m^{(k)}(X_n)| < \epsilon$, et $|\mathbb{P}(X = k) - S_{m-1}^{(k)}(X_n)| < \epsilon$ pour $n \geq n_0$.

Alors en considérant à nouveau la série alternée (1), on obtient

$$\mathbb{P}(X = k) - \epsilon \leq S_{m-1}^{(k)}(X_n) \leq \mathbb{P}(X_n = k) \leq S_m^{(k)}(X_n) \leq \mathbb{P}(X = k) + \epsilon,$$

d'où le résultat.

3. Il suffit pour déduire le Théorème 5 de vérifier que le k -ième moment factoriel de $\text{Po}(\lambda)$ est λ^k , et de vérifier que pour tout k , $\lambda^r = o((r-k)!)$. C'est immédiat.

Exercice 3.

On a

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\sum_{d=0}^{\infty} \left|\mu_n(d) - e^{-c} \frac{c^d}{d!}\right| \geq \epsilon\right) \\ \leq \mathbb{P}\left(\sum_{d=g(n)}^{\infty} \left|\mu_n(d) - e^{-c} \frac{c^d}{d!}\right| \geq \epsilon/2\right) + \sum_{d=0}^{g(n)-1} \mathbb{P}\left(|\mu_n(d) - \mathbb{E}[X_d]/n| \geq \epsilon/(4g(n))\right) \\ + \sum_{d=0}^{g(n)-1} \mathbb{1}\left(|\mathbb{E}[X_d]/n - e^{-c} \frac{c^d}{d!}| \geq \epsilon/(4g(n))\right). \end{aligned}$$

Pour borner le premier terme on utilise le fait qu'avec grande probabilité il n'y a aucun terme de degré $\geq g$ quand $g(n) \gg \log(n)$. Donc

$$\mathbb{P}\left(\sum_{d=g(n)}^{\infty} \left|\mu_n(d) - e^{-c} \frac{c^d}{d!}\right| \geq \epsilon/2\right) = o(1) + \mathbb{P}\left(\sum_{d=g(n)}^{\infty} e^{-c} \frac{c^d}{d!} \geq \epsilon/2\right) = o(1)$$

vu que $g(n) \rightarrow \infty$.

Par la propriété du cours, on montre que le deuxième terme est majoré par

$$\sum_{d=0}^{g(n)-1} \mathbb{P}\left(|X_d - e^{-c} \frac{c^d}{d!}| \geq \epsilon n/(4g(n))\right) \leq \sum_{d=0}^{g(n)-1} \frac{C\epsilon g(n)^2}{\epsilon^2 n} = O(g(n)^3/n) = o(1)$$

dès que $g(n) \ll n^{1/3}$.

Pour le dernier terme, considérons

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X_d]/n - e^{-c} \frac{c^d}{d!} &= \binom{n}{d} (c/n)^d (1 - c/n)^{n-1-d} - e^{-c} \frac{c^d}{d!} \\ &= e^{-c} \frac{c^d}{d!} \left(\frac{\binom{n}{d}}{n^d} \exp(c - (n-1-d) \log(1 - c/n)) - 1 \right) = e^{-c} \frac{c^d}{d!} O(d/n)\end{aligned}$$

pour un certain $O(\cdot)$ uniforme en (d, n) , obtenu par des développements limités. Alors si par exemple $g(n) = n^{1/4}$, le troisième terme est nul à partir d'un certain n .