

---

## 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

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

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

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

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  $\lambda^k$ , 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  $n$ .