

## Corrigé TD 3 : Phase sous-critique suite

### 1 Exercice 1

#### 1.1 Cas $c < 1$

Soit  $X_k$  le nombre de composantes arbres de taille  $k$ . Dans le cours on a calculé

$$\mathbb{E}[X_k] = \binom{n}{k} k^{k-2} \left(\frac{c}{n}\right)^{k-1} \left(1 - \frac{c}{n}\right)^{\binom{2}{k} - k + 1 + (n-k)k}.$$

On fait les majorations suivantes :

- $\binom{n}{k} \leq \frac{n^k}{k!} e^{-k(k-1)/2n}$  (démontrée dans le TD1).
- Pour  $k \geq k_0$ ,  $k! \geq \frac{1}{10} \sqrt{k} k^k e^{-k}$ , conséquence de la formule de Stirling.
- Pour tout  $\epsilon$ , pour  $k$  assez grand  $\binom{k}{2} - k + 1 + (n-k)k \geq nk - (1+\epsilon)k(k-1)/2$ .

On obtient

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X_k] &\leq \frac{10n^k}{\sqrt{k} k^k e^{-k}} \left(\frac{c}{n}\right)^{k-1} \exp\left(-ck + (1+\epsilon)c \frac{k(k-1)}{2n}\right) \exp\left(-\frac{k(k-1)}{2n}\right) \\ &\leq \frac{10n}{ck^{5/2}} \exp(k \log c + k - kc) \\ &= \frac{10n}{ck^{5/2}} [\exp(-\alpha)]^k, \end{aligned}$$

où on est passé de la première à la deuxième ligne en prenant  $\epsilon$  suffisamment petit pour que  $(1+\epsilon)c < 1$ . Maintenant on considère  $\sum_{k=k_+}^n \mathbb{E}[X_k]$ . On minore  $k$  par  $k_+$  dans le terme polynomial et on le laisse tel quel dans le terme exponentiel.

$$\begin{aligned} \sum_{k=k_+}^n \mathbb{E}[X_k] &\leq \frac{10n}{ck_+^{5/2}} \sum_{k=k_+}^n [\exp(-\alpha)]^k \leq \frac{10n}{ck_+^{5/2}} \frac{\exp(-\alpha)^{k_+}}{1 - \exp(-\alpha)} \\ &\leq \text{cte} \exp(-\alpha f(n)), \end{aligned}$$

après développement et compensation des termes. Reste à appliquer l'inégalité de Markov pour montrer que  $\mathbb{P}(\sum_{k=k_+}^n X_k > 0) = o(1)$ .

#### 1.2 Cas $c > 1$

Ici c'est plus difficile et vous n'êtes pas obligés de lire. En premier lieu on a besoin d'une meilleure inégalité sur les coefficients binomiaux.

**Lemme 1.** Pour  $n \geq k \geq 1$ ,

$$\binom{n}{k} \leq \frac{n^k}{k!} \left(1 - \frac{k-1}{2n}\right)^k.$$

*Démonstration.* On va majorer la quantité  $\binom{n}{k}/\frac{n^k}{k!}$  en commençant par son logarithme.

$$\begin{aligned} \log \left( \binom{n}{k} / \frac{n^k}{k!} \right) &= \log \left( 1 \left(1 - \frac{1}{n}\right) \cdots \left(1 - \frac{k-1}{n}\right) \right) \\ &= \log(1) + \log \left(1 - \frac{1}{n}\right) + \cdots + \log \left(1 - \frac{k-1}{n}\right) \\ &= k \sum_{i=0}^{k-1} \frac{1}{k} \log \left(1 - \frac{i}{n}\right) \\ &\leq k \log \left(1 - \sum_{i=0}^{k-1} \frac{1}{k} \frac{i}{n}\right) = k \log \left(1 - \frac{k-1}{2n}\right). \end{aligned}$$

L'inégalité provient de la concavité de  $\log(\cdot)$ . Prendre l'exponentielle permet de conclure.  $\square$

On minore également  $\binom{2}{k} - k + 1 + (n-k)k \geq nk - \frac{k(k-1)}{2} - 2k$ . On obtient :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X_k] &\leq \frac{10n^k}{\sqrt{k}k^k e^{-k}} \left(\frac{c}{n}\right)^{k-1} \exp \left( -ck + c \frac{k(k-1)}{2n} + \frac{2k}{n} \right) \left(1 - \frac{k-1}{2n}\right)^k \\ &\leq \frac{10e^2 n}{ck^{5/2}} \exp \left( k \log c + k - ck + c \frac{k(k-1)}{2n} + k \log \left(1 - \frac{k-1}{2n}\right) \right) \\ &= \frac{10e^2 n}{ck^{5/2}} \exp \left( \log \left( c \left(1 - \frac{k-1}{2n}\right) \right) + 1 - c \left(1 - \frac{k-1}{2n}\right) \right)^k \\ &= \frac{10e^2 n}{ck^{5/2}} \exp(-\hat{\alpha})^k, \end{aligned}$$

où on définit  $\hat{c} = c(1 - \frac{k-1}{2n})$  et  $\hat{\alpha} = \hat{c} - 1 - \log(\hat{c}) > 1$  (Fallait le voir ...)

On veut maintenant estimer  $\sum_{k=k_+}^n \mathbb{E}[X_k]$ . On coupe la somme en deux à  $\frac{n}{\log n}$ .

Dans la première, on a que  $c$  et  $\hat{c}$  sont proches, ce qui se traduit par exemple par le fait que pour tout  $k \in [k_+, \frac{n}{\log}]$ ,  $\hat{\alpha} > \alpha(1 - 1/\log(n))$ . On procède ensuite comme dans le cas précédent.

$$\begin{aligned} \sum_{k=k_+}^{\frac{n}{\log n}} \mathbb{E}[X_k] &\leq \frac{10e^2 n}{ck_+^{5/2}} \sum_{k=k_+}^{\frac{n}{\log n}} [\exp(-\hat{\alpha})]^k \leq \frac{10e^2 n}{ck_+^{5/2}} \frac{\exp(-\alpha + \alpha/\log(n))^{k_+}}{1 - \exp(-\alpha + \alpha/\log(n))} \\ &\leq \frac{10e^2 n}{ck_+^{5/2}} \frac{\exp(-\alpha)^{k_+}}{1 - \exp(-\alpha)} (1 + O(1)) \leq \text{cte} \exp(-\alpha f(n)). \end{aligned}$$

Dans la deuxième somme on majore plus brutalement le terme exponentiel par 1, mais on ne touche pas au terme polynomial.

$$\sum_{k=\frac{n}{\log n}}^n \mathbb{E}[X_k] \leq \frac{10e^2 n}{c} \sum_{k=\frac{n}{\log n}}^n \frac{1}{k^{5/2}} \leq \text{cte} \times n \times O\left(\left(\frac{n}{\log n}\right)^{-3/2}\right) = o(1).$$

On conclut comme dans l'autre cas.

## 2 Exercice 2

On veut montrer que la probabilité de l'évènement  $E =$

$$\left\{ \text{les } l \text{ plus grandes composantes sont des arbres de taille comprise entre } \frac{1-\epsilon}{\alpha} \log(n) \text{ et } \frac{1+\epsilon}{\alpha} \log(n) \right\}$$

tend vers 1. On va montrer que  $E$  est impliqué par des évènements qui sont vrais avec grande proba. On sait qu'avec grande probabilité,

- aucune composante n'a plus d'un cycle (Lemme 3)
- les composantes unicycliques sont de taille  $\leq \log \log \log(n)$  (Lemme 4 + inégalité de Markov)
- les  $l$  plus grands arbres sont de taille comprise entre  $\frac{1-\epsilon}{\alpha} \log(n)$  et  $\frac{1+\epsilon}{\alpha} \log(n)$  (Lemme 6).

On dénomme  $A$ ,  $B$  et  $C$  ces évènements. Il est immédiat que  $A \cap B \cap C \subset E$ . Donc  $E^c \subset A^c \cup B^c \cup C^c$ . On conclut en écrivant :

$$\mathbb{P}(E^c) \leq \mathbb{P}(A^c) + \mathbb{P}(B^c) + \mathbb{P}(C^c) = o(1) + o(1) + o(1) = o(1).$$

## 3 Exercice 3

1. On procède comme indiqué en comptant d'abord le nombre  $t_{n,k}^*$  d'arbres de taille  $n \geq 2$  dont le degré à la racine est  $k \geq 1$ . Un tel arbre se construit en choisissant
  - une partition de  $[n]$  en une racine  $\rho$  et  $k$  ensembles  $I_1, \dots, I_k$ ,
  - puis un arbre enraciné sur chacun des  $I_1, \dots, I_k$ .

L'arbre se construit alors en reliant  $\rho$  à la racine de chacun des  $k$  arbres et en faisant de  $\rho$  la nouvelle racine.

On a alors trop compté, du fait qu'on a ordonné notre partition : chaque arbre a été compté autant de fois qu'il est possible d'ordonner les sous-arbres à la racine, c'est-à-dire  $k!$  fois. En réunissant tout ça on obtient donc :

$$t_{n,k}^* = \frac{1}{k!} \sum_{\substack{i_1 \geq 1, \dots, i_k \geq 1 \\ i_1 + \dots + i_k = n-1}} \binom{n}{1, i_1, \dots, i_k} \prod_{j=1}^k t_{i_j}^*.$$

On conclut en sommant sur  $k$ .

2.

$$\begin{aligned}
T^*(x) &= x + \sum_{n=2}^{\infty} \frac{x^n}{n!} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k!} \sum_{\substack{i_1 \geq 1, \dots, i_k \geq 1, \\ i_1 + \dots + i_k = n-1}} \binom{n}{1, i_1, \dots, i_k} \prod_{j=1}^k t_{i_j}^* \\
&= x + x \sum_{n=2}^{\infty} \frac{x^{n-1}}{n!} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k!} \sum_{\substack{i_1 \geq 1, \dots, i_k \geq 1, \\ i_1 + \dots + i_k = n-1}} \frac{n!}{i_1! i_2! \dots i_k!} \prod_{j=1}^k t_{i_j}^* \\
&= x + x \sum_{n=2}^{\infty} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k!} \sum_{\substack{i_1 \geq 1, \dots, i_k \geq 1, \\ i_1 + \dots + i_k = n-1}} \prod_{j=1}^k \left( t_{i_j}^* \frac{x^{i_j}}{i_j!} \right) \\
&= x + x \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k!} \sum_{n=2}^{\infty} \sum_{\substack{i_1 \geq 1, \dots, i_k \geq 1, \\ i_1 + \dots + i_k = n-1}} \prod_{j=1}^k \left( t_{i_j}^* \frac{x^{i_j}}{i_j!} \right) \\
&= x + x \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k!} \sum_{i_1 \geq 1, \dots, i_k \geq 1} \prod_{j=1}^k \left( t_{i_j}^* \frac{x^{i_j}}{i_j!} \right) \\
&= x + x \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k!} \left( \sum_{n=1}^{\infty} t_n^* \frac{x^n}{n!} \right)^k = x \left( \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{k!} T^*(x)^k \right) = x \exp(T^*(x)).
\end{aligned}$$

3. Par Stirling, le terme général de cette série est  $\asymp k^{-3/2}$ , d'où l'absolue convergence. On en déduit la convergence en norme uniforme sur le disque  $D(0, 1/e)$ , ce qui implique que  $T^*$  est une série entière de rayon de convergence  $1/e$ , continue au bord.
4. Application immédiate.