

CORRIGÉ DE L'ÉPREUVE D'ANALYSE
CAPES EXTERNE DE MATHÉMATIQUES – 2006

Calixte Denizet¹

22 avril 2006

1. Pour tout commentaire ou erreur de ma part, vous pouvez me contacter à Calixte.Denizet@ac-rennes.fr

2 Préliminaires.

2.1 Résultat 1.

1. Par définition de l'équivalence, nous avons

$$x_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} y_n \iff x_n - y_n = o(x_n)$$

c'est à dire que pour tout $\varepsilon > 0$, il existe $n_0 \in \mathbb{N}$ tel que :

$$\forall n \geq n_0, \quad |x_n - y_n| \leq \varepsilon x_n$$

car $x_n \geq 0$.

On se fixe $\varepsilon > 0$. Soit donc $n \geq n_0$, en utilisant l'inégalité triangulaire, on a :

$$\left| \sum_{k=0}^n x_k - \sum_{k=0}^n y_k \right| \leq \left| \sum_{k=0}^{n_0-1} (x_k - y_k) \right| + \sum_{k=n_0}^n |x_k - y_k| \leq \left| \sum_{k=0}^{n_0-1} (x_k - y_k) \right| + \varepsilon \sum_{k=n_0}^n x_k$$

2. Si la série de terme général x_n est divergente, alors

$$\sum_{k=0}^{n_0-1} (x_k - y_k) = o\left(\sum_{k=0}^n x_k\right)$$

donc pour $n \geq n_1$, on a

$$\left| \sum_{k=0}^{n_0-1} (x_k - y_k) \right| \leq \varepsilon \sum_{k=0}^n x_k.$$

Puis en reprenant, l'inégalité précédente, on en déduit que pour $n \geq \max(n_0, n_1)$, on a

$$\left| \sum_{k=0}^n x_k - \sum_{k=0}^n y_k \right| \leq 2\varepsilon \sum_{k=0}^n x_k$$

ce qui signifie que :

$$\sum_{k=0}^n x_k \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sum_{k=0}^n y_k$$

2.2 Résultat 2.

1. a. Soit $n \in \mathbb{N}$. On considère la suite $(v_{n,p})_{p \geq n+1}$ définie par :

$$\forall p \geq n+1, \quad v_{n,p} = \sum_{k=0}^p u_k - \sum_{k=0}^n u_k = \sum_{k=n+1}^p u_k$$

La suite $\left(\sum_{k=0}^p u_k\right)_{p \geq n+1}$ étant convergente de limite $\sum_{k=0}^{\infty} u_k$, on en déduit que :

$$v_n = \lim_{p \rightarrow +\infty} v_{n,p} = \sum_{k=0}^{\infty} u_k - \sum_{k=0}^n u_k = \sum_{k=n+1}^{\infty} u_k$$

est bien définie. De plus, cette suite est convergente de limite nulle car

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} v_n = \sum_{k=0}^{\infty} u_k - \lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{k=0}^n u_k = 0$$

b. On peut effectuer une transformation d'Abel en constatant que $v_{n-1} - v_n = u_n$:

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^n ku_k &= \sum_{k=1}^n k(v_{k-1} - v_k) \\ &= \sum_{k=1}^n kv_{k-1} - \sum_{k=1}^n kv_k \\ &= \sum_{k=0}^{n-1} (k+1)v_k - \sum_{k=0}^n kv_k \\ &= \sum_{k=0}^{n-1} [(k+1) - k]v_k - nv_n \\ \sum_{k=1}^n ku_k &= \sum_{k=0}^{n-1} v_k - nv_n \end{aligned}$$

c. Il suffit de montrer que la suite (nv_n) est convergente de limite nulle.

On peut constater que (v_n) est une suite à termes positifs (car les u_n le sont) et décroissante (car $v_n - v_{n+1} = u_{n+1} > 0$). La série de terme général étant convergente, elle vérifie alors le critère de Cauchy :

$$\forall \varepsilon > 0, \exists N \in \mathbb{N}, \forall q > p \geq N, \left| \sum_{n=p+1}^q v_n \right| \leq \varepsilon$$

Fixons donc $\varepsilon > 0$ et $N \in \mathbb{N}$ s'en déduisant. La suite (v_n) étant positive, on peut écrire :

$$\forall q > p \geq N, \quad 0 \leq \sum_{n=p+1}^q v_n \leq \varepsilon$$

et (v_n) étant décroissante, on a :

$$0 \leq (q - (p+1) + 1)v_q \leq \sum_{n=p+1}^q v_n \leq \varepsilon \iff 0 \leq qv_q \leq \varepsilon + pv_q$$

Fixons $p = N$. La suite (v_n) étant de limite nulle, on sait qu'il existe $N_1 \in \mathbb{N}$ tel que $0 \leq v_n = |v_n| \leq \frac{\varepsilon}{N}$ pour tout $n \geq N_1$. On en déduit alors que pour tout $q \geq \max(N, N_1)$, on a

$$0 \leq qv_q \leq \varepsilon + N \frac{\varepsilon}{N} = 2\varepsilon.$$

On en conclut alors que la suite (nv_n) est convergente de limite nulle.

d. On suppose que la série de terme général nu_n est convergente. La suite $\left(\sum_{k=n+1}^{\infty} ku_k \right)_{n \in \mathbb{N}}$ est alors convergente de limite nulle et on a clairement :

$$\sum_{k=n+1}^{\infty} ku_k \geq \sum_{k=n+1}^{\infty} (n+1)u_k = (n+1)v_n \geq 0$$

puis par encadrement nous en déduisons que la suite $((n+1)v_n)$ est de limite nulle et comme (v_n) est de limite nulle, nous en déduisons que (nv_n) est de limite nulle.

e. Nous venons de montrer dans les deux questions précédentes que les séries de termes généraux nu_n et v_n sont simultanément convergentes et dans ce cas la suite (nv_n) est de limite nulle donc compte tenu de la relation montrée en (1.b.), nous en déduisons immédiatement que :

$$\sum_{n=0}^{\infty} nu_n = \sum_{n=0}^{\infty} v_n.$$

2. On suppose que X admet une espérance c'est à dire que :

$$\mathbf{E}[X] = \sum_{n=0}^{\infty} nP(X = n)$$

existe c'est à dire que la série de terme général $nP(X = n)$ est convergente.

Or la série de terme général $u_n = P(X = n)$ est une série à termes positifs et convergeant vers 1. On pose alors, pour tout $n \in \mathbb{N}$:

$$v_n = \sum_{k=n+1}^{\infty} P(X = k) = P\left(\bigcup_{k=n+1}^{\infty} \{X = k\}\right)$$

la dernière égalité ayant lieu puisque les évènements $(X = k)_k$ sont disjoints et nous en déduisons que :

$$v_n = P(X \geq n + 1) = P(X > n)$$

puis en usant du résultat de la question (1.e.), nous en déduisons que

$$\mathbf{E}[X] = \sum_{n=0}^{\infty} nP(X = n) = \sum_{n=0}^{\infty} P(X > n).$$

2.3 Résultat 3.

1. La suite (a_n) étant à termes positifs, il est évident que f est croissante sur $[0, R]$, par conséquent f admet une limite en R et celle-ci vaut $\sup_{x \in [0, R[} f(x)$ et l'équivalence demandée devient alors évidente.

2. a. Soit $0 < \varepsilon \leq R$ et $n \in \mathbb{N}$. On a :

$$\sum_{k=0}^n a_k (R - \varepsilon)^k \leq \sum_{k=0}^{\infty} a_k (R - \varepsilon)^k = f(R - \varepsilon) \leq L$$

la première somme étant finie, on peut faire tendre ε vers 0 et on obtient :

$$\sum_{k=0}^n a_k R^k \leq L.$$

b. La suite $\left(\sum_{k=0}^n a_k R^k\right)$ est croissante car les a_k sont positifs et $R > 0$, et majorée par L , elle est donc convergente.

c. On a pour tout $x \in [-R, R]$:

$$\sum a_k |x^k| \leq \sum a_k R^k$$

ce qui induit que la série entière est normalement convergente sur $[-R, R]$.

Ainsi la fonction $x \mapsto \sum a_n x^n$ est continue sur $[-R, R]$ donc :

$$\sum_{n=0}^{\infty} a_n R^n = \lim_{x \rightarrow R^-} \sum_{n=0}^{\infty} a_n x^n = \lim_{x \rightarrow R^-} f(x).$$

3 Première modélisation : le cas particulier $N = 2$.

1. a. Si le jeu s'arrête au second duel, il est alors clair que J_0 ou J_1 a gagné ses deux duels donc D_2 correspond à $(0,0)$ ou à $(1,1)$.

b. Le jeu s'arrêtant au $(n+1)$ -ième duel, le $(n+1)$ -uplet constitué des résultats ne peut contenir un entier k (avec $0 \leq k < n$) plus d'une fois et il contient nécessairement n deux fois. Ainsi D_{n+1} correspond au $(n+1)$ -uplet $(0,2, \dots, n-2, n-1, n, n)$ ou bien à $(1,2, \dots, n-2, n-1, n, n)$.

2. a. L'évènement « J_0 gagne ou J_1 gagne » étant certain, la probabilité que D_n (pour $n \geq 3$) se produise est égale à la probabilité de l'évènement « J_2 gagne, J_3 gagne, \dots , J_{n-1} gagne et J_n perd », donc :

$$\forall n \geq 3, \quad P(D_n) = p^{n-2}(1-p)$$

et $P(D_2) = (1-p)(1-p_2) + p(1-p_2) = 1-p_2 = 1-p$ donc

$$\forall n \geq 2, \quad P(D_n) = p^{n-2}(1-p).$$

De plus les évènements D_n étant disjoints entre eux, on a :

$$P\left(\bigcup_{n \geq 2} D_n\right) = \sum_{n \geq 2} P(D_n) = \sum_{n \geq 2} p^{n-2}(1-p) = (1-p) \times \frac{1}{1-p} = 1$$

c'est à dire que l'évènement $\bigcup_{n \geq 2} D_n$ est certain ce qui revient à dire que le jeu s'arrêtera au bout d'un nombre fini de duels.

b. La loi de T est donnée par $P(T = n) = P(D_n) = (1-p)p^{n-2}$. Ainsi T suit une loi géométrique de paramètre $1-p$, donc l'espérance et la variance existent et valent :

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[T] &= (1-p) \sum_{n \geq 2} np^{n-2} = \frac{1-p}{p} \sum_{n \geq 2} np^{n-1} = \frac{1-p}{p} \times \left(\frac{1}{(1-p)^2} - 1 \right) \\ &= \frac{1-p}{p} \frac{p(2-p)}{(1-p)^2} \\ \mathbf{E}[T] &= \frac{2-p}{1-p}. \end{aligned}$$

De plus la variance est donnée par $\mathbf{Var}[T] = \mathbf{E}[T^2] - (\mathbf{E}[T])^2$, on commence par calculer $\mathbf{E}[T^2]$:

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[T^2] &= (1-p) \sum_{n \geq 2} n^2 p^{n-2} \\ &= (1-p) \sum_{n \geq 2} n(n-1)p^{n-2} + (1-p) \sum_{n \geq 2} np^{n-2} \\ &= (1-p) \times \frac{2}{(1-p)^3} + \frac{2-p}{1-p} \end{aligned}$$

donc :

$$\begin{aligned} \mathbf{Var}[T] &= \frac{2 + (2-p)(1-p) - (2-p)^2}{(1-p)^2} \\ &= \frac{p}{(1-p)^2} \end{aligned}$$

3. Calculons $P(D_k)$ pour $k \geq 3$:

$$P(D_k) = p_2 \times p_3 \times \cdots \times p_{k-1}(1 - p_k) = \beta_{k-1}(1 - p_k) = \beta_{k-1} - \beta_k$$

et $P(D_2) = 1 - p_2$ donc pour $n \geq 3$:

$$\sum_{k=2}^n P(D_k) = 1 - \beta_2 + \sum_{k=3}^n \beta_{k-1} - \beta_k = 1 - \beta_n$$

et cette formule est encore vraie pour $n = 2$, donc

$$\sum_{k=2}^n P(D_k) = 1 - \beta_n$$

De plus, les évènements (D_n) étant disjoints deux à deux, on a :

$$P\left(\bigcup_{k=2}^n D_k\right) = \sum_{k=2}^n P(D_k) = 1 - \beta_n$$

donc $\bigcup_{k=2}^{\infty} D_k$ est de probabilité 1 si et seulement si β_n tend vers 0 quand n tend vers l'infini.

4. Pour que $\bigcup_{n \geq 2} D_n$ soit de probabilité 1, il faut et il suffit que β_n tende vers 0. Or compte tenu que $p_n = 1 - \frac{1}{n^\alpha}$, nous avons :

$$\beta_n = \prod_{i=2}^n \left(1 - \frac{1}{i^\alpha}\right)$$

et puisque chaque terme du produit est strictement positif, nous pouvons passer au logarithme pour obtenir :

$$\ln \beta_n = \sum_{i=2}^n \ln \left(1 - \frac{1}{i^\alpha}\right).$$

Puisque β_n doit tendre vers 0, la série de droite doit être divergente de limite $-\infty$, or le terme général de cette série est équivalent en l'infini à $-\frac{1}{i^\alpha}$. La série de terme général $-\frac{1}{i^\alpha}$ est divergente si et seulement si $\alpha \in]0,1]$ (critère de Riemann)

donc la série de terme général $\ln \left(1 - \frac{1}{i^\alpha}\right)$ est divergente si et seulement si $\alpha \in]0,1]$ (cf préliminaires).

On peut donc conclure que β_n tend vers 0 quand n tend vers l'infini si et seulement si $\alpha \in]0,1]$.

5. On a $P(T = n) = P(D_n)$, donc :

$$P(T = 2) = 1 - p_2 = \frac{1}{2} \quad \text{et} \quad \forall n \geq 3, \quad P(T = n) = \beta_{n-1} - \beta_n$$

et on a par télescopage

$$\beta_n = \prod_{i=2}^n \left(1 - \frac{1}{i}\right) = \prod_{i=2}^n \frac{i-1}{i} = \frac{1}{n}$$

et on en déduit que

$$\forall n \geq 2, \quad P(T = n) = \frac{1}{n(n-1)}.$$

La série de terme général $nP(T = n)$ est clairement divergente, donc T n'admet pas d'espérance.

6. a. Puisque

$$-\ln p_k \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{k^\alpha}$$

et que pour $\alpha \in]0,1[$ la série de terme général $\frac{1}{k^\alpha}$ est divergente, on a, d'après les préliminaires,

$$\sum_{k=2}^n \ln p_k \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sum_{k=2}^n \frac{1}{k^\alpha}$$

b. La fonction $x \in \mathbb{R}^* \mapsto \frac{1}{x^\alpha}$ étant décroissante, on a par positivité de l'intégrale :

$$\int_{k-1}^k \frac{1}{k^\alpha} dx \leq \int_{k-1}^k \frac{1}{x^\alpha} dx \leq \int_{k-1}^k \frac{1}{(k-1)^\alpha} dx$$

c'est à dire :

$$\frac{1}{k^\alpha} \leq \int_{k-1}^k \frac{1}{x^\alpha} dx \leq \frac{1}{(k-1)^\alpha}.$$

En sommant les inégalités, on obtient grâce à la relation de Chasles que :

$$\sum_{k=2}^n \frac{1}{k^\alpha} \leq \int_1^n \frac{1}{x^\alpha} dx \leq \sum_{k=2}^n \frac{1}{(k-1)^\alpha}$$

c'est à dire :

$$\sum_{k=2}^n \frac{1}{k^\alpha} \leq \frac{n^{1-\alpha} - 1}{1-\alpha} \leq \sum_{k=2}^n \frac{1}{k^\alpha} + 1 - \frac{1}{n^\alpha}$$

donc

$$\frac{1}{1-\alpha} \leq \frac{n^{1-\alpha}}{1-\alpha} - \sum_{k=2}^n \frac{1}{k^\alpha} \leq \frac{1}{1-\alpha} + 1 - \frac{1}{n^\alpha}$$

puis comme $\alpha \in]0,1[$, on a :

$$\left| \sum_{k=2}^n \frac{1}{k^\alpha} - \frac{n^{1-\alpha}}{1-\alpha} \right| \leq \frac{1}{1-\alpha} + 1 - \frac{1}{n^\alpha} = o(n^{1-\alpha})$$

donc

$$\sum_{k=2}^n \frac{1}{k^\alpha} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{n^{1-\alpha}}{1-\alpha}$$

c. De la question précédente, on peut déduire que

$$\ln \beta_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} -\frac{n^{1-\alpha}}{1-\alpha}.$$

De plus :

$$\ln(n^c u_n) = \ln(n^c \beta_n (1 - p_{n+1})) = \ln(\beta_n) + \ln \frac{n^c}{(n+1)^\alpha}$$

et on a :

$$\ln(n^c u_n) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} -\frac{n^{1-\alpha}}{1-\alpha} + (c-\alpha) \ln n$$

puis par théorème de comparaison des fonctions usuelles, on a

$$\ln(n^c u_n) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} -\frac{n^{1-\alpha}}{1-\alpha}$$

donc la suite $(\ln(n^c u_n))$ tend vers $-\infty$ quand n tend vers l'infini.

En particulier, pour $c = 3$, la suite $(\ln(n^3 u_n))$ tend vers $-\infty$ donc par application de l'exponentielle qui est de limite nulle en $-\infty$, la suite $(n^3 u_n)$ tend vers 0 donc $nu_n = o\left(\frac{1}{n^2}\right)$. Par le théorème de comparaison des séries et le critère de Riemann, on en déduit que la série de terme général nu_n est convergente.

On a $nP(T = n) = nu_{n-1} = (n-1)u_{n-1} + u_{n-1}$, puis comme $u_n \leq nu_n$ pour $n \geq 1$, on en déduit alors que la série de terme général $nP(T = n)$ est convergente donc T admet une espérance.

4 Deuxième modélisation : le cas où les probabilités sont constantes.

4.1 Cas particulier : $N = 3$ et $p = 1/2$.

1. En notant $P(A|B)$ la probabilité de A sachant B , on a :

$$P(G_n|A_n) = \frac{P(G_n \cap A_n)}{P(A_n)} = \frac{P(G_n)}{P(A_n)}$$

car si G_n se réalise, alors nécessairement A_n se réalise. De plus, si J_n participe, il a une chance sur deux de gagner chacune de ses trois confrontations donc

$$P(G_n|A_n) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{8}$$

et on en déduit que :

$$P(G_n) = \frac{1}{8}P(A_n).$$

2. Puisque $N = 3$, il y a au moins trois confrontations. Les joueurs J_0 et J_1 participent à la première, J_2 à la seconde et J_3 à la troisième, donc les événements A_0, A_1, A_2 et A_3 sont certains.

3. a. Le premier duel du joueur J_{n-k} est le $(n-k)$ -ième (si bien sûr le jeu ne s'est pas arrêté avant), s'il participe au n -ième duel, il aura alors participer à $k+1$ duels. Donc si $k > 2$, alors $k+1 > 3$ donc J_{n-k} a gagné trois duels et le n -ième duel ne peut avoir lieu donc $P(A_{n,k}) = 0$.

Les événements $A_{n,1}$ et $A_{n,2}$ sont incompatibles et leur réunion vaut A_n donc :

$$P(A_n) = P(A_{n,1}) + P(A_{n,2}).$$

De plus :

$$P(A_{n,1}|A_{n-1}) = \frac{P(A_{n,1} \cap A_{n-1})}{P(A_{n-1})} = \frac{P(A_{n,1})}{P(A_{n-1})}$$

car $A_{n,1} \subset A_{n-1}$. Or $P(A_{n,1}|A_{n-1}) = \frac{1}{2}$ donc $P(A_{n,1}) = \frac{1}{2}P(A_{n-1})$. On a $P(A_{n,2}|A_{n-2}) = \frac{1}{4}$ et $A_{n,2} \subset A_{n-2}$ donc, de même, $P(A_{n,2}) = \frac{1}{4}P(A_{n-2})$. On peut alors conclure que pour $n \geq 4$

$$P(A_n) = \frac{1}{2}P(A_{n-1}) + \frac{1}{4}P(A_{n-2}).$$

b. La suite (u_n) définie pour $n \geq 2$ par

$$\begin{cases} u_2 = 1, u_3 = 1 \\ \forall n \geq 4, u_n = \frac{1}{2}u_{n-1} + \frac{1}{4}u_{n-2} \end{cases}$$

est une suite récurrente linéaire d'ordre 2 donc u_n est une combinaison linéaire de r_1^n et de r_2^n donc

$$\exists(\lambda, \mu) \in \mathbb{R}^2, \quad \forall n \geq 2, \quad u_n = \lambda r_1^n + \mu r_2^n$$

On détermine λ et μ grâce aux conditions initiales u_2 et u_3 :

$$\begin{cases} 1 = \lambda r_1^2 + \mu r_2^2 \\ 1 = \lambda r_1^3 + \mu r_2^3 \end{cases}$$

or le déterminant de ce système vaut $r_1^2 r_2^3 - r_1^3 r_2^2 = r_1^2 r_2^2 (r_2 - r_1)$ qui est différent de 0 car $r_1 < r_2$. On a alors :

$$\begin{pmatrix} \lambda \\ \mu \end{pmatrix} = \frac{1}{r_1^2 r_2^2 (r_2 - r_1)} \begin{pmatrix} r_2^3 & -r_2^2 \\ -r_1^3 & r_1^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{r_2 - 1}{r_1^2 (r_2 - r_1)} \\ \frac{1 - r_1}{r_2^2 (r_2 - r_1)} \end{pmatrix}$$

On calcule λ et μ :

$$\begin{aligned} \lambda + \mu &= \frac{r_2^3 - r_2^2 + r_1^2 - r_1^3}{r_1^2 r_2^2 (r_2 - r_1)} \\ &= \frac{r_2^2 + r_1 r_2 + r_1^2 - (r_1 + r_2)}{(r_1 r_2)^2} \\ &= \frac{(r_1 + r_2)^2 - r_1 r_2 - (r_1 + r_2)}{(r_1 r_2)^2} \end{aligned}$$

or $r_1 + r_2 = \frac{1}{2}$ et $r_1 r_2 = -\frac{1}{4}$ donc $\lambda + \mu = 0$ et

$$\begin{aligned} \lambda \mu &= \frac{r_2 - 1 - r_1 r_2 + r_1}{r_1^2 r_2^2 (r_2 - r_1)^2} \\ &= \frac{r_1 + r_2 - r_1 r_2 - 1}{(r_1 r_2)^2 [(r_1 + r_2)^2 - 4r_1 r_2]} \\ &= \frac{-1/4}{5/64} \\ &= -\frac{16}{5} \end{aligned}$$

et de $\lambda + \mu = 0$ on déduit que $\lambda = \pm \frac{4}{\sqrt{5}}$. Or $r_1 r_2 = -\frac{1}{4} < 0$ et $r_1 < r_2$ donc $r_1 < 0$ donc $\mu > 0$ et on peut en conclure que :

$$\lambda = -\frac{4}{\sqrt{5}} \quad \text{et} \quad \mu = \frac{4}{\sqrt{5}}$$

puis que

$$P(A_n) = \frac{4}{\sqrt{5}} (r_2^n - r_1^n)$$

c. Les évènements (G_n) sont deux à deux disjoints donc :

$$P\left(\bigcup_{n \geq 0} G_n\right) = \sum_{n \geq 0} P(G_n) = \frac{1}{8} + \frac{1}{8} + \frac{1}{2\sqrt{5}} \sum_{n \geq 2} r_2^n - r_1^n$$

il n'est pas difficile de vérifier que $|r_1| < 1$ et que $|r_2| < 1$ donc :

$$\begin{aligned} P\left(\bigcup_{n \geq 0} G_n\right) &= \frac{1}{4} + \frac{1}{2\sqrt{5}} \left(\frac{r_2^2}{1 - r_2} - \frac{r_1^2}{1 - r_1} \right) \\ &= \frac{1}{4} + \frac{1}{2\sqrt{5}} \frac{r_2^2 - r_1^2 - r_1 r_2 (r_2 - r_1)}{1 - (r_1 + r_2) + r_1 r_2} \\ &= \frac{1}{4} + \frac{1}{2\sqrt{5}} \frac{(r_2 - r_1)(r_1 + r_2 - r_1 r_2)}{1 - (r_1 + r_2) + r_1 r_2} \end{aligned}$$

or $r_2 - r_1 = \sqrt{(r_1 + r_2)^2 - 4r_1r_2} = \frac{\sqrt{5}}{2}$ (car $r_2 > r_1$) donc

$$P\left(\bigcup_{n \geq 0} G_n\right) = \frac{1}{4} + \frac{1}{2\sqrt{5}} \times \frac{\sqrt{5} \cdot 3/4}{2 \cdot 1/4} = 1$$

donc l'évènement « il existe un gagnant » est certain donc la probabilité que le jeu s'arrête est de 1.

Pour que le jeu s'arrête au troisième duel, il faut et il suffit que J_0 ou J_1 gagne ses trois duels donc :

$$P(T = 3) = P(G_0 \cup G_1) = \frac{2}{8} = \frac{1}{4}$$

Si le jeu s'arrête au n -ième duel, alors J_n ne peut être la vainqueur (car il n'a fait qu'un seul duel), J_{n-1} non plus (il n'a fait que deux duels) et comme $P(A_{n,k}) = 0$ pour $k > 2$, on en déduit que J_{n-2} est vainqueur, autrement dit

$$P(T = n) = P(G_{n-2}).$$

Donc pour $n \geq 4$, on a :

$$P(T = n) = \frac{1}{8}P(G_{n-2}) = \frac{1}{2\sqrt{5}}(r_2^{n-2} - r_1^{n-2})$$

L'espérance de T existe car la série de terme général $nP(T = n)$ est clairement convergente, donc :

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[T] &= \frac{3}{4} + \frac{1}{2\sqrt{5}} \sum_{n \geq 4} n(r_2^{n-2} - r_1^{n-2}) \\ &= \frac{3}{4} + \frac{1}{2\sqrt{5}} \left(\frac{1}{r_2} \sum_{n \geq 4} nr_2^{n-1} - \frac{1}{r_1} \sum_{n \geq 4} nr_1^{n-1} \right) \\ &= \frac{3}{4} + \frac{1}{2\sqrt{5}} \left[\frac{1}{r_2} \left(\frac{1}{(1-r_2)^2} - 1 - 2r_2 - 3r_2^2 \right) - \frac{1}{r_1} \left(\frac{1}{(1-r_1)^2} - 1 - 2r_1 - 3r_1^2 \right) \right] \\ &= \frac{3}{4} + \frac{1}{2\sqrt{5}} \left[\frac{1}{r_2(1-r_2)^2} - \frac{1}{r_1(1-r_1)^2} + \frac{1}{r_1} - \frac{1}{r_2} + 3(r_1 - r_2) \right] \\ &= \frac{3}{4} + \frac{1}{2\sqrt{5}} \left[\frac{r_1(1-r_1)^2 - r_2(1-r_2)^2}{r_1r_2((1-r_1)(1-r_2))^2} + \frac{r_2 - r_1}{r_1r_2} - 3(r_2 - r_1) \right] \\ &= \frac{3}{4} + \frac{1}{2\sqrt{5}} \left[\frac{r_1^3 - r_2^3 - 2(r_1^2 - r_2^2) + r_1 - r_2}{r_1r_2(1 + r_1r_2 - (r_1 + r_2))^2} - 2\sqrt{5} - \frac{3\sqrt{5}}{2} \right] \\ &= \frac{3}{4} + \frac{1}{2\sqrt{5}} \left[\frac{(r_1 - r_2)(r_1^2 + r_1r_2 + r_2^2 - 2(r_1 + r_2) + 1)}{r_1r_2(1 + r_1r_2 - (r_1 + r_2))^2} - \frac{7\sqrt{5}}{2} \right] \\ &= \frac{3}{4} + \frac{1}{2\sqrt{5}} \left[\frac{(r_1 - r_2)((1 - (r_1 + r_2))^2 - r_1r_2)}{r_1r_2(1 + r_1r_2 - (r_1 + r_2))^2} - \frac{7\sqrt{5}}{2} \right] \\ &= \frac{3}{4} + \frac{1}{2\sqrt{5}} \left(\frac{-\sqrt{5}/4}{-1/64} - \frac{7\sqrt{5}}{2} \right) \\ \mathbf{E}[T] &= \frac{56}{8} = 7 \end{aligned}$$

4.2 Étude du cas général

1. a. La probabilité que J_0 gagne le premier duel est $1 - p$ et la probabilité qu'il gagne chacun des $N - 1$ duels suivants est $1 - p$ donc :

$$g_0 = P(G_0) = (1 - p)^N.$$

Pour $0 \leq k \leq N$, les évènements A_k sont certains car il faut au minimum N duels pour que N duels soient gagnés par l'un des joueurs, donc :

$$\forall k \in [0, N]_{\mathbb{N}}, \quad a_k = P(A_k) = 1.$$

b. Les évènements G_n sont deux à deux disjoints donc :

$$\sum_{k=0}^n g_k = \sum_{k=0}^n P(G_k) = P\left(\bigcup_{k=0}^n G_k\right) \leq 1$$

ainsi la série de terme général g_n est à termes positifs (ces sont des probabilités) et les sommes partielles sont majorées donc la série est convergente.

c. On a $P(G_n|A_n) = \frac{P(G_n)}{P(A_n)} = \frac{g_n}{a_n}$ car $G_n \subset A_n$. Le joueur J_n a participé au n -ième duel avec une probabilité p de gagner et les $N - 1$ duels suivants avec une probabilité $1 - p$ de gagner donc :

$$P(G_n|A_n) = p(1 - p)^{N-1} \iff g_n = p(1 - p)^{N-1}a_n.$$

Ainsi $a_n = \frac{g_n}{p(1 - p)^{N-1}}$ donc la série de terme général a_n est convergente.

2. a. Tout d'abord, on a $P(A_{n,k}) = 0$ pour $k \geq N$, en effet si J_n rencontre J_{n-k} avec $k \geq N$ alors le joueur J_{n-k} aura remporté au moins N duels ainsi le n -ième ne pourra avoir lieu. Les évènements $A_{n,k}$ pour $1 \leq k \leq N - 1$ sont deux à deux incompatibles et leur réunion vaut A_n donc :

$$a_n = \sum_{k=1}^{N-1} P(A_{n,k})$$

De plus, compte tenu de $A_{n,k} \subset A_{n-k}$, on a :

$$P(A_{n,k}|A_{n-k}) = \frac{P(A_{n,k})}{a_{n-k}}$$

Le joueur J_{n-k} a une probabilité p de remporter le $n - k$ -ième duel et une probabilité $1 - p$ de remporter les $(n - 1) - (n - k)$ suivants donc :

$$P(A_{n,k}|A_{n-k}) = p(1 - p)^{k-1}$$

et on peut conclure que :

$$a_n = \sum_{k=1}^{N-1} p(1 - p)^{k-1}a_{n-k}.$$

Pour $n = N + 1$, on a :

$$a_{N+1} = \sum_{k=1}^{N-1} p(1 - p)^{k-1}a_{N-(k-1)} = p \sum_{k=0}^{N-2} (1 - p)^k a_{N-k}$$

or nous avons vu que $a_k = 1$ pour $k \in [0, N]_{\mathbb{N}}$ donc :

$$a_{N+1} = p \frac{1 - (1 - p)^{N-1}}{1 - (1 - p)} = 1 - (1 - p)^{N-1}$$

b. On a

$$\begin{aligned}
 S &= \sum_{n=1}^N a_n + \sum_{n \geq N+1} \sum_{k=1}^{N-1} p(1-p)^{k-1} a_{n-k} \\
 &= \sum_{n=1}^N a_n + \sum_{k=1}^{N-1} p(1-p)^{k-1} \sum_{n \geq N+1} a_{n-k} \\
 &= \sum_{n=1}^N a_n + \sum_{k=1}^{N-1} p(1-p)^{k-1} \sum_{n \geq N+1-k} a_n \\
 S &= \sum_{n=1}^N a_n + \sum_{k=1}^{N-1} p(1-p)^{k-1} \left(S - \sum_{n=1}^{N-k} a_n \right)
 \end{aligned}$$

les deux sommes de la première ligne pouvant être permutées compte tenu que la seconde est finie. On en déduit que :

$$\begin{aligned}
 \left(1 - \sum_{k=1}^{N-1} p(1-p)^{k-1} \right) S &= \sum_{n=1}^N a_n - \sum_{k=1}^{N-1} p(1-p)^{k-1} \sum_{n=1}^{N-k} a_n \\
 \left(1 - p \frac{1 - (1-p)^{N-1}}{1 - (1-p)} \right) S &= \sum_{n=1}^N a_n - \sum_{k=1}^{N-1} p(1-p)^{k-1} \sum_{i=k}^{N-1} a_{N-i} \\
 (1-p)^{N-1} S &= \sum_{n=1}^N a_n - \sum_{k=1}^{N-1} \sum_{i=k}^{N-1} p(1-p)^{k-1} a_{N-i}.
 \end{aligned}$$

En permutant les deux sommes, on obtient :

$$\begin{aligned}
 (1-p)^{N-1} S &= \sum_{n=1}^N a_n - \sum_{i=1}^{N-1} a_{N-i} \sum_{k=1}^i p(1-p)^{k-1} \\
 &= N - \sum_{i=1}^{N-1} a_{N-i} \cdot p \frac{1 - (1-p)^i}{1 - (1-p)} \\
 &= N - \sum_{i=1}^{N-1} a_{N-i} \left(1 - (1-p)^i \right) \\
 &= 1 + \sum_{i=1}^{N-1} (1-p)^i a_{N+1-(i+1)} \\
 &= 1 + \frac{1}{p} \sum_{k=2}^N p(1-p)^{k-1} a_{N+1-k} \\
 &= 1 + \frac{1}{p} \left[a_{N+1} - p a_N + p(1-p)^{N-1} a_1 \right] \\
 &= 1 + \frac{(1-p) \left[1 - (1-p)^{N-1} \right]}{p}
 \end{aligned}$$

et on en déduit que :

$$S = \frac{p + (1-p) \left[1 - (1-p)^{N-1} \right]}{p(1-p)^{N-1}} = \frac{1 - (1-p)^N}{p(1-p)^{N-1}}$$

puis que :

$$\sum_{n \geq 0} g_n = (1-p)^N + p(1-p)^{N-1}S = 1$$

donc l'évènement $\bigcup_{n \geq 0} G_n$ est certain donc la probabilité que le jeu s'arrête est 1.

3. a. Si le jeu s'arrête à la n -ième étape cela signifie le joueur J_{n-N+1} a gagné ses N duels donc :

$$g_n = P(T = n + N - 1)$$

Si J_n entre en jeu, alors le jeu ne peut s'arrêter qu'en au moins n duels et réciproquement. Donc :

$$a_n = P(T \geq n).$$

b. On a $P(T > n) = P(T \geq n + 1) = a_{n+1}$. Puisque la série de terme général a_n est convergente alors celle de terme général a_{n+1} l'est aussi donc T admet une espérance et :

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[T] &= \sum_{n > 0} P(T > n) = \sum_{n \geq 0} a_{n+1} = S \\ \mathbf{E}[T] &= \frac{1 - (1-p)^N}{p(1-p)^{N-1}}. \end{aligned}$$

Le résultat trouvé en (4.1.3.c.) était valable pour $N = 3$ et $p = \frac{1}{2}$, calculons $\mathbf{E}[T]$ dans ce cas :

$$\mathbf{E}[T] = \frac{1 - (1 - \frac{1}{2})^3}{\frac{1}{2}(1 - \frac{1}{2})^2} = \frac{\frac{7}{8}}{\frac{1}{8}} = 7$$

ce qui confirme le résultat de la question (4.1.3.c.).

Puis pour $N = 2$, on a :

$$\mathbf{E}[T] = \frac{1 - (1-p)^2}{p(1-p)} = \frac{p(2-p)}{p(1-p)} = \frac{2-p}{1-p}$$

ce qui confirme là-aussi le résultat de la question (3.2.b.).

Et enfin, avec $p = \frac{1}{2}$ et N quelconque, on a :

$$\mathbf{E}[T] = \frac{1 - (1 - \frac{1}{2})^N}{\frac{1}{2}(1 - \frac{1}{2})^{N-1}} = \frac{\frac{2^N - 1}{2^N}}{\frac{1}{2^N}} = 2^N - 1.$$

c. On a $(A_n \cap \overline{A_{n+1}}) = (T = n)$ car si J_n joue et si J_{n+1} ne joue pas alors le jeu s'arrête à la n -ième étape et réciproquement. Donc

$$P(A_n) - P(A_{n+1}) = P(T = n) \iff a_n - a_{n+1} = g_{n-N+1} = p(1-p)^{N-1}a_{n-N+1}$$

la dernière égalité étant vraie car $n - N + 1 \geq 2$.

5 Comportement asymptotique de la loi de T .

5.1 Un lemme.

Il s'agit ici de démontrer le cas d'égalité de l'inégalité triangulaire dans \mathbb{C} . On procède par récurrence sur $r \geq 2$:

- **amorçage** : Supposons que l'on ait $(z_1, z_2) \in \mathbb{C}^{*2}$ tel que $|z_1 + z_2| = |z_1| + |z_2|$.

En faisant la confusion vecteur-affixe, on élève au carré et l'on obtient :

$$|z_1|^2 + |z_2|^2 + 2z_1 \cdot z_2 = |z_1|^2 + |z_2|^2 + 2|z_1||z_2| \iff z_1 \cdot z_2 = |z_1||z_2|$$

où \cdot désigne le produit scalaire usuel. On se retrouve alors avec le cas d'égalité de l'inégalité de Cauchy-Schwarz et cela permet d'affirmer que les vecteurs (affixes) sont liés c'est à dire qu'il existe $\lambda \in \mathbb{R}$ tel que $z_2 = \lambda z_1$ et puisque $z_1 \cdot z_2 > 0$ on $\lambda \in \mathbb{R}^{+*}$. Ainsi la propriété pour $r = 2$ est vraie.

- **hérédité** : Supposons la propriété vraie au rang $r - 1$. Montrons-la au rang r .

Soit une famille (z_1, \dots, z_r) une famille de r nombres complexes non nuls telle que :

$$\left| \sum_{k=1}^r z_k \right| = \sum_{k=1}^r |z_k| \iff \left| z_r + \sum_{k=1}^{r-1} z_k \right| = |z_r| + \sum_{k=1}^{r-1} |z_k|$$

puis en appliquant l'inégalité triangulaire au membre de gauche, on obtient :

$$|z_r| + \sum_{k=1}^{r-1} |z_k| = \left| z_r + \sum_{k=1}^{r-1} z_k \right| \leq |z_r| + \left| \sum_{k=1}^{r-1} z_k \right| \iff \sum_{k=1}^{r-1} |z_k| \leq \left| \sum_{k=1}^{r-1} z_k \right|$$

puis de nouveau par inégalité triangulaire, on a :

$$\sum_{k=1}^{r-1} |z_k| \leq \left| \sum_{k=1}^{r-1} z_k \right| \leq \sum_{k=1}^{r-1} |z_k|$$

donc

$$\left| \sum_{k=1}^{r-1} z_k \right| = \sum_{k=1}^{r-1} |z_k|.$$

D'après l'hypothèse de récurrence :

$$\forall k \in [2, r-1], \exists \lambda_k \in \mathbb{R}^{+*}, z_k = \lambda_k z_1.$$

Autrement dit :

$$\left| z_r + \left(1 + \sum_{k=2}^{r-1} \lambda_k \right) z_1 \right| = |z_r| + \left(1 + \sum_{k=2}^{r-1} \lambda_k \right) |z_1|$$

Posons $\mathbb{R}^{+*} \ni \lambda = 1 + \sum_{k=2}^{r-1} \lambda_k$ et on a :

$$|z_r + \lambda z_1| = |z_r| + |\lambda z_1|.$$

D'après l'amorce, il existe $\lambda'_r \in \mathbb{R}^{+*}$ tel que $z_r = \lambda'_r \lambda z_1$ et en posant $\lambda_r = \lambda'_r \lambda$ la propriété est vraie au rang r .

5.2 Étude d'une fonction associée à T .

1. On a, d'après (4.2.3.a.) :

$$Q(x) = \sum_{n \geq 0} a_{n+1} x^n$$

Puisque la suite (a_n) est à termes positifs et que la série de terme général a_n est convergente, on en déduit que la série entière définie ci-dessus est de rayon $R \geq 1$. Si $R > 1$ alors Q est clairement définie sur $[-1, 1]$, elle y est évidemment continue et dérivable (car c'est une série entière). Par contre si $R = 1$, la série définissant Q est majorée sur $[0, 1[$ par S , donc d'après la question (2.3.2.c.) celle-ci est normalement convergente sur $[-1, 1]$. De la convergence normale de la série entière, on déduit immédiatement que Q est continue sur $[-1, 1]$ et dérivable sur $] - 1, 1[$.

2. On a montré que :

$$\forall n \geq N+1, \quad a_{n+1} = a_n - p(1-p)^{N-1}a_{n-N+1}$$

donc

$$\begin{aligned} Q(x) &= \sum_{n=0}^N a_{n+1}x^n + \sum_{n \geq N+1} a_n x^n - p(1-p)^{N-1} \sum_{n \geq N+1} a_{n-N+1}x^n \\ &= \sum_{n=0}^N a_{n+1}x^n + x \sum_{n \geq N} a_{n+1}x^n - p(1-p)^{N-1}x^N \sum_{n \geq 1} a_{n+1}x^n \\ &= \sum_{n=0}^N a_{n+1}x^n + x \left[Q(x) - \sum_{n=0}^{N-1} a_{n+1}x^n \right] - p(1-p)^{N-1}x^N [Q(x) - a_1] \\ &= \sum_{n=0}^{N-1} x^n + a_{N+1}x^N + xQ(x) - x \sum_{n=0}^{N-1} x^n - p(1-p)^{N-1}x^N Q(x) + p(1-p)^{N-1}x^N \\ &= 1 - x^N + \left[1 - (1-p)^{N-1} \right] x^N + p(1-p)^{N-1}x^N + xQ(x) - p(1-p)^{N-1}x^N Q(x) \end{aligned}$$

et en passant les termes en $Q(x)$ à gauche, on obtient :

$$\left[1 - x + p(1-p)^{N-1}x^N \right] Q(x) = 1 - (1-p)^N x^N \iff \left[1 - x + \frac{p}{1-p}(x(1-p))^N \right] Q(x) = 1 - (x(1-p))^N$$

3. Posons

$$\alpha(x) = 1 - x + \frac{p}{1-p}(x(1-p))^N \quad \text{et} \quad \beta(x) = 1 - (x(1-p))^N$$

on a alors :

$$\alpha(x) = 1 - x + \frac{p}{1-p}[1 - \beta(x)] \iff \alpha(x) + \frac{p}{1-p}\beta(x) = \frac{1}{1-p} - x$$

donc si ρ est une racine commune à α et à β , alors ρ est racine de $\frac{1}{1-p} - x$ donc $\rho = \frac{1}{1-p}$ puis on vérifie sans peine que

$\alpha(\rho) = \beta(\rho) = 0$. Ainsi $\frac{1}{1-p}$ est la seule racine (évidemment réelle) commune à α et à β .

De plus, on vérifie que :

$$\beta'(\rho) = -N(1-p) \neq 0$$

donc ρ est une racine réelle commune à α et β , et celle-ci n'est pas simultanément multiple (j'utilise cette expression car il y a une ambiguïté sur le mot « simple » dans l'énoncé).

Les polynômes α et β sont alors tous deux divisibles par le polynôme $1 - x(1-p)$ et on a :

$$\begin{aligned} \frac{\beta(x)}{1 - x(1-p)} &= \frac{1 - (x(1-p))^N}{1 - x(1-p)} = \sum_{k=0}^{N-1} (1-p)^k x^k \\ &= 1 + \frac{1-p}{p} \sum_{k=1}^{N-1} p(1-p)^{k-1} x^k \\ &= \frac{1}{p} + \frac{1-p}{p} B(x) \end{aligned}$$

puis compte tenu de la relation montrée à la question précédente, on a

$$\frac{\alpha(x)}{1 - x(1-p)} = -\frac{p}{1-p} \frac{\beta(x)}{1 - x(1-p)} + \frac{1}{1-p} = -B(x)$$

et en divisant l'égalité obtenue à la question (5.2.2.), on obtient :

$$-B(x)Q(x) = \frac{1}{p} + \frac{1-p}{p} B(x) \iff Q(x) = 1 - \frac{1}{p} - \frac{1}{pB(x)}.$$

5.3 Étude des racines de B .

1. La fonction $x \in \mathbb{R}^+ \mapsto B(x) + 1$ est une somme de fonctions strictement croissantes sur \mathbb{R}^+ donc celle-ci est strictement croissante puis on en déduit que B est strictement croissante.

On a :

$$B(1) = -1 + p \sum_{k=1}^{N-1} (1-p)^{k-1} = -1 + p \frac{1 - (1-p)^{N-1}}{1 - (1-p)} = -(1-p)^{N-1}.$$

Ainsi $B(1) < 0$ et clairement $\lim_{x \rightarrow +\infty} B(x) = +\infty$ donc grâce à la continuité et à la stricte monotonie de B on peut appliquer le théorème de la bijection pour en déduire que B admet une unique racine ρ_N sur $]1, +\infty[$.

De plus, $B'(x) = \sum_{k=1}^{N-1} kp(1-p)^{k-1}x^{k-1}$ donc comme précédemment B' est une fonction strictement croissante sur \mathbb{R}^+

donc $B'(\rho_N) > B'(0) = p$ donc $B'(\rho_N) \neq 0$. On peut alors conclure que ρ_N est une racine simple de B .

2. On raisonne par l'absurde en supposant que toutes les racines complexes de B sont de module au plus ρ_N . Soit ω une racine de B , on a :

$$1 = B(\omega) \Rightarrow 1 = \left| \sum_{k=1}^{N-1} p(1-p)^{k-1}\omega^k \right| \leq \sum_{k=1}^{N-1} p(1-p)^{k-1}|\omega|^k \leq \sum_{k=1}^{N-1} p(1-p)^{k-1}\rho_N^k = 1$$

les inégalités précédentes deviennent alors des égalités et on en déduit que :

$$\left| \sum_{k=1}^{N-1} p(1-p)^{k-1}\omega^k \right| = \sum_{k=1}^{N-1} p(1-p)^{k-1}|\omega|^k$$

et d'après le lemme, on a :

$$\forall k \in \llbracket 2, N-1 \rrbracket, \exists \lambda_k \in]0, +\infty[, \quad (1-p)^{k-1}\omega^k = \lambda_k \omega$$

donc si un tel ω existe, alors pour $k = 2$ on en déduit qu'il est réel et comme B n'admet qu'une seule racine réelle, on en déduit que $\omega = \rho_N$. Puisque B est de degré $N-1$, on en déduit alors que ρ_N est racine d'ordre $N-1$ (car dans \mathbb{C} , B admet $N-1$ racines) ce qui est contradictoire.

On peut alors conclure que toutes les racines complexes de B (hormis ρ_N) sont de module strictement supérieur à ρ_N .

3. La série entière complexe $\sum P(T > n)z^n$ est de rayon au moins 1 car la série $\sum a_{n+1}$ est convergente donc la convergence de la série entière est au moins assurée sur le disque ouvert de centre 0 et de rayon 1. Puisque la série converge sur $[-1, 1]$, on peut alors obtenir la convergence normale sur le disque fermé de centre 0 et de rayon 1 ce qui assure la continuité de $\sum P(T > n)z^n$ sur $\overline{D(0,1)}$. Par compacité de $\overline{D(0,1)}$, la série $\sum P(T > n)z^n$ est alors bornée sur $\overline{D(0,1)}$ ce qui permet de conclure qu'elle n'admet pas de pôles sur $\overline{D(0,1)}$ (car au voisinage de ceux-ci, la série ne serait pas bornée). Par conséquent, le résultat était prévisible.

5.4 Recherche d'équivalent.

1. B étant un polynôme $\frac{1}{B}$ est une fraction rationnelle donc $\frac{1}{B} \in \mathbb{C}(z)$ et le résultat demandé est une simple conséquence du théorème de décomposition d'une fraction rationnelle en éléments simples.

2. a. Afin d'éviter l'utilisation de la théorie des fonctions holomorphes, introduisons la fonction :

$$f_\theta : r \in]-1, 1[\mapsto \frac{1}{1 - re^{i\theta}}$$

qui est \mathcal{C}^∞ sur $]-1, 1[$. De plus, on a clairement

$$f_\theta(r) = \sum_{n \geq 0} r^n e^{in\theta}$$

et la série est de rayon 1. En dérivant s fois cette relation, nous obtenons :

$$f_{\theta}^{(s)}(r) = \sum_{n \geq s} n(n-1) \cdots (n-s+1) r^{n-s} e^{in\theta}$$

puis en reprenant l'expression initiale de f_{θ} , on a :

$$f_{\theta}^{(s)}(r) = \frac{s! e^{is\theta}}{(1 - r e^{i\theta})^{s+1}}$$

donc

$$\frac{1}{(1 - r e^{i\theta})^{s+1}} = \sum_{n \geq s} \frac{n(n-1) \cdots (n-s+1)}{s!} r^{n-s} e^{i(n-s)\theta}$$

et en réindiquant, on obtient :

$$\frac{1}{(1 - r e^{i\theta})^{s+1}} = \sum_{n \geq 0} \frac{(n+s)(n+s-1) \cdots (n+1)}{s!} r^n e^{in\theta} = \sum_{n \geq 0} C_{n+s}^s r^n e^{in\theta}$$

ainsi

$$\forall s \geq 1, \forall |z| < 1, \quad \frac{1}{(1-z)^s} = \sum_{n \geq 0} C_{n+s-1}^{s-1} z^n.$$

Puisque $|z_k| > 1$ et $|z| < 1$, on a $\left| \frac{z}{z_k} \right| < 1$ donc d'après la formule ci-dessus, on a :

$$\frac{1}{\left(1 - \frac{z}{z_k}\right)^s} = \sum_{n \geq 0} C_{n+s-1}^{s-1} \left(\frac{z}{z_k}\right)^n$$

donc

$$\frac{1}{(z_k - z)^s} = \sum_{n \geq 0} C_{n+s-1}^{s-1} \frac{z^n}{z_k^{n+s}}.$$

b. On a

$$\begin{aligned} \sum_{s=1}^{v_k} \frac{\lambda_{k,s}}{(z - z_k)^s} &= \sum_{s=1}^{v_k} \lambda_{k,s} \sum_{n \geq 0} \frac{C_{n+s-1}^{s-1}}{z_k^{n+s}} z^n \\ &= \sum_{n \geq 0} \left(\sum_{s=1}^{v_k} \frac{\lambda_{k,s} C_{n+s-1}^{s-1}}{z_k^s} \right) \frac{1}{z_k^n} z^n \end{aligned}$$

les deux sommes ayant été permutées car la première est finie. On pose

$$P_k(X) = \sum_{s=1}^{v_k} \frac{\lambda_{k,s} (X+s-1)(X+s-2) \cdots (X+1)}{(s-1)! z_k^s}$$

qui est clairement dans $\mathbb{R}[X]$. De plus le polynôme $(X+s-1)(X+s-2) \cdots (X+1)$ est de degré $s-1$ donc P_k est de degré au plus $v_k - 1$ et on a

$$P_k(n) = \sum_{s=1}^{v_k} \frac{\lambda_{k,s} C_{n+s-1}^{s-1}}{z_k^s}$$

par conséquent

$$\sum_{s=1}^{v_k} \frac{\lambda_{k,s}}{(z - z_k)^s} = \sum_{n \geq 0} \left(\frac{P_k(n)}{z_k^n} \right) z^n.$$

c. On déduit de la question précédente que :

$$\frac{1}{B(z)} = \sum_{n \geq 0} \left(\sum_{k=1}^m \frac{P_k(n)}{z_k^n} \right) z^n$$

donc

$$Q(x) = 1 - \frac{1}{p} - \sum_{n \geq 0} \left(\sum_{k=1}^m \frac{P_k(n)}{pz_k^n} \right) x^n$$

puis par unicité du développement en série entière, on peut identifier les coefficients et on a :

$$\forall n \geq 1, \quad a_{n+1} = \frac{1}{p} \sum_{k=1}^m \frac{P_k(n)}{z_k^n}.$$

3. a. Si $z_k \neq \rho_N$, on a

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(\frac{\rho_N}{z_k} \right)^n P_k(n) = 0$$

car $\left| \frac{\rho_N}{z_k} \right| < 1$ et parce que P_k est un polynôme. La somme donnant a_{n+1} étant finie, on en déduit que si $\rho_N = z_\ell$, on a :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} a_{n+1} \rho_N^n = \frac{1}{p} \lim_{n \rightarrow +\infty} P_\ell(n)$$

mais ρ_N étant une racine simple $v_\ell = 1$ donc P_ℓ est de degré au plus 0 donc P_ℓ est constant et :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} a_{n+1} \rho_N^n = \frac{P_\ell(0)}{p}$$

et en posant $K = \frac{P_\ell(0)}{p}$, on a

$$a_{n+1} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{K}{\rho_N^n}.$$

b. On a, puisque ρ_N est simple,

$$P_\ell = \frac{\lambda_{\ell,1}}{\rho_N} \quad \text{et} \quad \lambda_{\ell,1} = \left. \frac{z - \rho_N}{B(z)} \right|_{z=\rho_N}.$$

et la dernière quantité vaut $\frac{1}{B'(\rho_N)}$ (en utilisant la règle de L'Hospital), on en déduit alors que :

$$K = \frac{1}{pB'(\rho_N)}.$$

On a $P(T = n) = g_{n-N+1} = p(1-p)^{N-1} a_{n-N+1}$ donc :

$$P(T = n) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{(1-p)^{N-1} \rho_N^N}{B'(\rho_N)} \frac{1}{\rho_N^n}.$$