

COMPOSITION B X 2021 – MP

Dans tout le sujet, $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$ désigne un espace probabilisé sur lequel seront définies les différentes variables aléatoires. On admet que toutes les variables aléatoires introduites peuvent bien être construites sur cet espace. On note $\mathbf{P}(A)$ la probabilité d'un événement A dans Ω et $\mathbf{E}(X)$ l'espérance d'une variable aléatoire X sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$ à valeurs réelles.

On rappelle que pour s dans $]1; +\infty[$, la série $\sum_{n \geq 1} n^{-s}$ converge et on note $\zeta(s)$ sa somme.

On dit qu'une variable aléatoire X à valeurs dans \mathbf{N}^* suit la loi zêta de paramètre s , avec $s > 1$, si pour tout n dans \mathbf{N}^* , on a

$$\mathbf{P}(X = n) = \zeta(s)^{-1} \frac{1}{n^s}.$$

Pour n dans \mathbf{N}^* et p un nombre premier, on note $\nu_p(n)$ la valuation p -adique de n . On note également $(p_k)_{k \geq 1}$ la suite croissante des nombres premiers.

Pour n dans \mathbf{N}^* , on pose, $\chi_4(2n) = 0$ et $\chi_4(2n - 1) = (-1)^{n-1}$. On pourra utiliser sans justification que, pour m et n dans \mathbf{N}^* , on a $\chi_4(mn) = \chi_4(m)\chi_4(n)$.

Le sujet comporte quatre parties, et les parties II et III sont indépendantes de la partie I.

PARTIE I

Soit $s > 1$ un nombre réel et soit X une variable aléatoire à valeurs dans \mathbf{N}^* suivant la loi zêta de paramètre s . Pour n dans \mathbf{N}^* , on note $\{n \mid X\}$ l'évènement « n divise X » et $\{n \nmid X\}$ l'évènement complémentaire.

- 1a. Calculer $\mathbf{P}(n \mid X)$ pour n dans \mathbf{N}^* .
- 1b. Soit $(\alpha_i)_{i \in \mathbf{N}^*}$ une suite d'entiers naturels. Démontrer que les évènements

$$\{p_1^{\alpha_1} \mid X\}, \{p_2^{\alpha_2} \mid X\}, \dots, \{p_k^{\alpha_k} \mid X\}, \dots$$

sont mutuellement indépendants.

- 2a. Soit $r \geq 1$ un entier. Démontrer $\mathbf{P}\left(\bigcap_{i=1}^r \{p_i \nmid X\}\right) = \prod_{i=1}^r (1 - p_i^{-s})$.

- 2b. En déduire $\zeta(s)^{-1} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n (1 - p_k^{-s})$.

- 3a. Démontrer que pour tout k dans \mathbf{N}^* , la variable aléatoire $\nu_{p_k}(X) + 1$ suit la loi géométrique de paramètre $1 - p_k^{-s}$.

- 3b. Démontrer pour r dans \mathbf{N}^* , $k_1 < \dots < k_r$ dans \mathbf{N}^* et (n_1, \dots, n_r) dans \mathbf{N}^r :

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(\nu_{p_{k_1}}(X) = n_1, \dots, \nu_{p_{k_r}}(X) = n_r) = \\ \sum_{\ell=0}^r (-1)^\ell \sum_{\substack{(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_r) \in \{0,1\}^r \\ \varepsilon_1 + \dots + \varepsilon_r = \ell}} \mathbf{P}(\nu_{p_{k_1}}(X) \geq n_1 + \varepsilon_1, \nu_{p_{k_2}}(X) \geq n_2 + \varepsilon_2, \dots, \nu_{p_{k_r}}(X) \geq n_r + \varepsilon_r). \end{aligned}$$

- 3c. En déduire que les variables aléatoires $\nu_{p_1}(X), \dots, \nu_{p_k}(X), \dots$ sont mutuellement indépendantes.

Pour n dans \mathbf{N}^* et i dans $\{0, 1, 2, 3\}$, on note

$$r_i(n) = \text{Card} \{d \in \mathbf{N} \mid d \equiv i \pmod{4} \text{ et } d \mid n\}.$$

On pose $g(n) = r_1(n) - r_3(n)$.

- 4a. Démontrer que si m et n sont deux entiers naturels non nuls et premiers entre eux, on a $g(mn) = g(m)g(n)$.

4b. Démontrer que, pour tout n dans \mathbf{N} , et tout nombre premier p , on a

$$g(p^n) = \begin{cases} 1 & \text{si } p = 2, \\ n + 1 & \text{si } p \equiv 1 \pmod{4}, \\ \frac{1}{2}(1 + (-1)^n) & \text{si } p \equiv 3 \pmod{4}. \end{cases}$$

5. Soit $(f_n)_{n \geq 1}$ une suite de fonctions de \mathbf{N}^* dans \mathbf{R} telle que, pour tout x dans \mathbf{N}^* , la suite $(f_n(x))_{n \geq 1}$ converge vers un réel $f(x)$ quand n tend vers $+\infty$. On suppose qu'il existe une fonction $h : \mathbf{N}^* \rightarrow \mathbf{R}_+$ telle que $h(X)$ est d'espérance finie et telle que $|f_n(m)| \leq h(m)$ pour tous m et n dans \mathbf{N}^* . Justifier que $f(X)$ est d'espérance finie et démontrer

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbf{E}(f_n(X)) = \mathbf{E}(f(X)) .$$

6a. On note $r(n)$ le nombre de diviseurs d de n , avec $d \geq 1$. Démontrer que la série $\sum_{n \geq 1} r(n)n^{-s}$ converge et que sa somme vaut $\zeta(s)^2$.

6b. En déduire que la série $\sum_{n \geq 1} g(n)n^{-s}$ converge.

7a. Démontrer que la suite de fonctions $\left(x \mapsto \prod_{k=1}^n p_k^{\nu_{p_k}(x)}\right)_{n \geq 1}$ de \mathbf{N}^* dans \mathbf{N}^* converge simplement vers la fonction identité.

7b. Démontrer $\mathbf{E}(g(X)) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n \mathbf{E}\left(g\left(p_k^{\nu_{p_k}(X)}\right)\right)$.

8a. Démontrer que si p est un nombre premier tel que $p \equiv 1 \pmod{4}$, on a

$$\mathbf{E}\left(g\left(p^{\nu_p(X)}\right)\right) = \frac{1}{1 - p^{-s}} .$$

8b. Calculer $\mathbf{E}\left(g\left(p^{\nu_p(X)}\right)\right)$ si p est un nombre premier vérifiant $p \equiv 3 \pmod{4}$.

8c. En déduire

$$\mathbf{E}(g(X)) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n \frac{1}{1 - \chi_4(p_k)p_k^{-s}} .$$

9a. Démontrer que, si p est un nombre premier, $\mathbf{E}\left(\chi_4\left(p^{\nu_p(X)}\right)\right) = \frac{1 - p^{-s}}{1 - \chi_4(p)p^{-s}}$.

9b. Démontrer $\mathbf{E}(\chi_4(X)) = \frac{1}{\zeta(s)} \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n \frac{1}{1 - \chi_4(p_k)p_k^{-s}}$.

9c. En déduire que la série $\sum \frac{(-1)^n}{(2n+1)^s}$ est convergente et que sa somme vaut $\mathbf{E}(g(X))$.

PARTIE II

10a. Soit $n \in \mathbf{N}$. Expliciter un polynôme P_n de $\mathbf{R}[X]$ tel que, pour tout θ dans \mathbf{R} ,

$$\sin((2n+1)\theta) = \sin(\theta)P_n(\sin^2(\theta)) .$$

Indication : on pourra développer $(\cos(\theta) + i \sin(\theta))^{2n+1}$.

10b. Déterminer les racines de P_n et en déduire, pour tout x dans \mathbf{R} ,

$$P_n(x) = (2n+1) \prod_{k=1}^n \left(1 - \frac{x}{\sin^2\left(\frac{k\pi}{2n+1}\right)} \right).$$

10c. En déduire, pour tout x dans \mathbf{R} ,

$$\sin(\pi x) = (2n+1) \sin\left(\frac{\pi x}{2n+1}\right) \prod_{k=1}^n \left(1 - \frac{\sin^2\left(\frac{\pi x}{2n+1}\right)}{\sin^2\left(\frac{k\pi}{2n+1}\right)} \right).$$

Soit $x \in \mathbf{R} \setminus \mathbf{Z}$. Soit m dans \mathbf{N} tel que $m > |x|$. On pose, pour n dans \mathbf{N} tel que $n > m$:

$$u_{m,n}(x) = (2n+1) \sin\left(\frac{\pi x}{2n+1}\right) \prod_{k=1}^m \left(1 - \frac{\sin^2\left(\frac{\pi x}{2n+1}\right)}{\sin^2\left(\frac{k\pi}{2n+1}\right)} \right)$$

et

$$v_{m,n}(x) = \prod_{k=m+1}^n \left(1 - \frac{\sin^2\left(\frac{\pi x}{2n+1}\right)}{\sin^2\left(\frac{k\pi}{2n+1}\right)} \right).$$

11a. Démontrer que les suites, indexées par n , $(u_{m,n}(x))_{n>m}$ et $(v_{m,n}(x))_{n>m}$ sont convergentes dans \mathbf{R}^* .

On note $v_m(x)$ la limite de $(v_{m,n}(x))_{n>m}$.

11b. Démontrer que, pour n dans \mathbf{N} tel que $n > m$, on a

$$1 \geq v_{m,n}(x) \geq \prod_{k=m+1}^n \left(1 - \frac{\pi^2 x^2}{4k^2} \right)$$

et en déduire $\lim_{m \rightarrow +\infty} v_m(x) = 1$.

11c. En déduire, pour tout x dans \mathbf{R} ,

$$\sin(\pi x) = \pi x \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n \left(1 - \frac{x^2}{k^2} \right).$$

PARTIE III

On rappelle que la suite $\left(\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \ln(n) \right)_{n \geq 1}$ converge. On note γ sa limite.

Soit $n \in \mathbf{N}^*$. Pour x dans \mathbf{R}_+^* , on pose

$$\Gamma_n(x) = \frac{1}{x} e^{-\gamma x} \prod_{k=1}^n \frac{e^{x/k}}{1+x/k}.$$

12. Démontrer que la suite de fonctions $(\Gamma_n)_{n \geq 1}$ converge simplement sur \mathbf{R}_+^* vers une fonction Γ de \mathbf{R}_+^* vers \mathbf{R}_+^* .

13. Démontrer que, pour tout x dans \mathbf{R}_+^* , on a $\Gamma(x+1) = x\Gamma(x)$.

14a. Démontrer que la fonction Γ est de classe \mathcal{C}^2 et, pour tout x dans \mathbf{R}_+^* ,

$$\ln(\Gamma)''(x) = \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{1}{(x+k)^2}.$$

14b. Démontrer que $\lim_{x \rightarrow +\infty} \ln(\Gamma)''(x) = 0$.

Soit $f : \mathbf{R}_+^*$ dans \mathbf{R}_+^* une fonction de classe \mathcal{C}^2 telle que la fonction $\ln(f)$ est convexe et vérifie $f(1) = 1$ et $f(x+1) = xf(x)$ pour tout $x > 0$.

15a. Démontrer que la fonction S définie sur \mathbf{R}_+^* comme $\ln\left(\frac{f}{\Gamma}\right)$ est 1-périodique et convexe.

15b. En déduire $f = \Gamma$.

16. Démontrer pour tous a et x dans \mathbf{R}_+^* :

$$\int_0^{+\infty} \frac{t^{x-1}}{(1+t)^{x+a}} dt = \frac{\Gamma(x)\Gamma(a)}{\Gamma(x+a)}.$$

Indication : on pourra poser, pour x dans \mathbf{R}_+^ , $f(x) = \frac{\Gamma(x+a)}{\Gamma(a)} \int_0^{+\infty} \frac{t^{x-1}}{(1+t)^{x+a}} dt$.*

17. Démontrer pour tout x dans $]0; 1[$:

$$\int_0^{+\infty} \frac{t^{x-1}}{1+t} dt = \frac{\pi}{\sin(\pi x)}.$$

PARTIE IV

18a. Démontrer pour tout x dans $]0; 1[$:

$$\frac{\pi}{\sin(\pi x)} = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n}{n+x} + \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n}{n+1-x}.$$

18b. En déduire, pour x dans $]-\frac{1}{2}; \frac{1}{2}[$:

$$\frac{\pi}{\cos(\pi x)} = \sum_{k=0}^{+\infty} \left(\sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n}{(2n+1)^{2k+1}} \right) 2^{2k+2} x^{2k}.$$

18c. En déduire que la fonction v définie sur $]-\frac{\pi}{2}; \frac{\pi}{2}[$ par $v(x) = \frac{1}{\cos(x)}$ est développable en série entière et, pour tout k dans \mathbf{N} ,

$$\sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n}{(2n+1)^{2k+1}} = \frac{\pi^{2k+1}}{2^{2k+2} (2k)!} E_{2k}$$

où, pour tout k dans \mathbf{N} , $E_{2k} = v^{(2k)}(0)$.

19a. Démontrer, pour n dans \mathbf{N}^* ,

$$\sum_{k=0}^n (-1)^k \binom{2n}{2k} E_{2k} = 0$$

et en déduire les valeurs de E_0 , E_2 et E_4 .

19b. Calculer $\mathbf{E}(g(X))$ lorsque X est une variable aléatoire suivant la loi zêta de paramètre 3 puis de paramètre 5.

COMPOSITION B – X-ENS 2021 – MP

PARTIE I

1a. Soit n dans \mathbf{N}^* . Par définition de la loi zêta, on a

$$\mathbf{P}(n | X) = \sum_{k=1}^{+\infty} \mathbf{P}(X = kn) = \zeta(s)^{-1} \sum_{k=1}^{+\infty} (kn)^{-s} = \frac{1}{k^s}$$

donc $\mathbf{P}(n | X) = \frac{1}{k^s}$.

1b. Soit I une partie finie de \mathbf{N}^* . Comme les $(p_i)_{i \in I}$ sont premiers entre eux, le lemme de GAUSS assure

$$\forall n \in \mathbf{N}^* \quad \prod_{i \in I} p_i^{\alpha_i} | n \iff \forall i \in I \quad p_i^{\alpha_i} | n$$

et donc

$$\left(\prod_{i \in I} p_i^{\alpha_i} | X \right) = \bigcap_{i \in I} (p_i^{\alpha_i} | X)$$

de sorte que la question précédente permet de conclure

$$\prod_{i \in I} \mathbf{P}(p_i^{\alpha_i} | X) = \frac{1}{\prod_{i \in I} p_i^{\alpha_i s}} = \mathbf{P}\left(\bigcap_{i \in I} (p_i^{\alpha_i} | X)\right)$$

et ainsi les événements $(\{p_i^{\alpha_i} | X\})_{i \in \mathbf{N}^*}$ sont mutuellement indépendants.

2a. En vertu de la question précédente et du lemme des coalitions, les événements $\{p_i \nmid X\}$ sont mutuellement indépendants. Par passage au complémentaire et en utilisant la question 1a, il vient

$$\mathbf{P}\left(\bigcap_{i=1}^r \{p_i \nmid X\}\right) = \prod_{i=1}^r (1 - p_i^{-s}).$$

2b. Puisque les événements $\left(\bigcap_{i=1}^r \{p_i \nmid X\}\right)_{r \in \mathbf{N}^*}$ sont décroissants, par continuité monotone de la probabilité, il vient

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \downarrow \prod_{k=1}^n (1 - p_k^{-s}) = \mathbf{P}\left(\bigcap_{i=1}^{+\infty} \{p_i \nmid X\}\right).$$

Or il résulte du théorème d'EUCLIDE que tout entier est décomposable en produit de facteurs premiers et que le seul entier qui n'est divisible par aucun nombre premier est 1. Par conséquent

$$\bigcap_{i=1}^{+\infty} \{p_i \nmid X\} = \{X = 1\} \text{ et donc, par définition de la loi zêta } \zeta(s)^{-1} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n (1 - p_k^{-s}).$$

3a. Soit k dans \mathbf{N}^* . Alors $\nu_{p_k}(X) + 1$ est une variable aléatoire puisque X l'est, à valeurs dans \mathbf{N}^* et on a, pour n dans \mathbf{N}^* , $\{\nu_{p_k}(X) + 1 = n\} = \{p_k^{n-1} | X\} \setminus \{p_k^n | X\}$ et donc, puisqu'on a affaire à des événements inclus l'un dans l'autre,

$$\mathbf{P}(\nu_{p_k}(X) + 1 = n) = \mathbf{P}(p_k^{n-1} | X) - \mathbf{P}(p_k^n | X) = p_k^{-(n-1)s} - p_k^{-ns} = (p_k^{-s})^{n-1} (1 - p_k^{-s}),$$

i.e. $\nu_{p_k}(X) + 1$ suit la loi géométrique de paramètre $1 - p_k^{-s}$.

3b. Soit r dans \mathbf{N}^* , $k_1 < \dots < k_r$ dans \mathbf{N}^* et (n_1, \dots, n_r) dans \mathbf{N}^r . On a, pour tout j dans $\llbracket 1; r \rrbracket$,

$$\mathbb{1}_{\nu_{p_{k_j}}(X)=n_j} = \mathbb{1}_{\nu_{p_{k_j}}(X)\geq n_j} - \mathbb{1}_{\nu_{p_{k_j}}(X)\geq n_j+1}$$

et donc, en effectuant le produit et en utilisant que le produit de fonctions indicatrices est égal à la fonction indicatrice de l'intersection, il vient

$$\begin{aligned} \mathbb{1}_{\nu_{p_{k_1}}(X)=n_1, \dots, \nu_{p_{k_r}}(X)=n_r} = \\ \sum_{\ell=0}^r (-1)^\ell \sum_{\substack{(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_r) \in \{0,1\}^r \\ \varepsilon_1 + \dots + \varepsilon_r = \ell}} \mathbb{1}_{\nu_{p_{k_1}}(X)\geq n_1+\varepsilon_1, \nu_{p_{k_2}}(X)\geq n_2+\varepsilon_2, \dots, \nu_{p_{k_r}}(X)\geq n_r+\varepsilon_r} \cdot \end{aligned}$$

et donc, par linéarité de l'espérance et puisque l'espérance de la fonction indicatrice d'un événement est égale à sa probabilité,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(\nu_{p_{k_1}}(X) = n_1, \dots, \nu_{p_{k_r}}(X) = n_r) = \\ \sum_{\ell=0}^r (-1)^\ell \sum_{\substack{(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_r) \in \{0,1\}^r \\ \varepsilon_1 + \dots + \varepsilon_r = \ell}} \mathbf{P}(\nu_{p_{k_1}}(X) \geq n_1 + \varepsilon_1, \nu_{p_{k_2}}(X) \geq n_2 + \varepsilon_2, \dots, \nu_{p_{k_r}}(X) \geq n_r + \varepsilon_r) \cdot \end{aligned}$$

3c. Pour k dans \mathbf{N}^* et n dans \mathbf{N} , on a $\{\nu_{p_k}(X) \geq n\} = \{p_k^n \mid X\}$ et donc, en vertu de la question 1b et de la question précédente, on a, en conservant les notations de la question précédente,

$$\mathbf{P}(\nu_{p_{k_1}}(X) = n_1, \dots, \nu_{p_{k_r}}(X) = n_r) = \sum_{\ell=0}^r (-1)^\ell \sum_{\substack{(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_r) \in \{0,1\}^r \\ \varepsilon_1 + \dots + \varepsilon_r = \ell}} \prod_{j=1}^r \mathbf{P}(\nu_{p_{k_j}}(X) \geq n_j + \varepsilon_j)$$

i.e.

$$\mathbf{P}(\nu_{p_{k_1}}(X) = n_1, \dots, \nu_{p_{k_r}}(X) = n_r) = \prod_{j=1}^r \left(\mathbf{P}(\nu_{p_{k_j}}(X) \geq n_j) - \mathbf{P}(\nu_{p_{k_j}}(X) \geq n_j + 1) \right)$$

ou encore

$$\mathbf{P}(\nu_{p_{k_1}}(X) = n_1, \dots, \nu_{p_{k_r}}(X) = n_r) = \prod_{j=1}^r \mathbf{P}(\nu_{p_{k_j}}(X) = n_j)$$

et donc les variables aléatoires $\nu_{p_1}(X), \dots, \nu_{p_k}(X), \dots$ sont mutuellement indépendantes.

4a. Soit m et n deux entiers naturels non nuls et premiers entre eux. Par définition on a

$$g(m) = \sum_{d|m} \chi_4(d)$$

en convenant que la notation $d \mid m$ désigne les entiers naturels d divisant m . Avec la relation similaire pour $g(n)$, il vient

$$g(m)g(n) = \sum_{d_m|m, d_n|n} \chi_4(m)\chi_4(n) = \sum_{d_m|m, d_n|n} \chi_4(mn)$$

d'après la propriété admise de multiplicativité de χ_4 . Or on a une bijection entre $\{d_m \in \mathbf{N} \mid d_m \mid m\} \times \{d_n \in \mathbf{N} \mid d_n \mid n\}$ et $\{d \in \mathbf{N} \mid d \mid mn\}$ donnée par $(d_m, d_n) \mapsto d_m d_n$, de bijection réciproque $d \mapsto (d \wedge m, d \wedge n)$, puisque m et n sont premiers entre eux. On en déduit $g(mn) = g(m)g(n)$.

- 4b. Soit n dans \mathbf{N} et p un nombre premier. Tout diviseur de p^n est de la forme p^k avec $k \in \llbracket 0; n \rrbracket$ et est donc congru modulo 4 à 2^n si $p = 2$, à 1 si $p \equiv 1 \pmod{4}$ et à $(-1)^n$ si $p \equiv 3 \pmod{4}$. Comme il y a $n + 1$ diviseurs, que seul 1 est congru à 1 (ou -1) si $p = 2$, que tous le sont si $p \equiv 1 \pmod{4}$ et qu'ils sont alternativement congrus à 1 ou -1 dans le dernier cas, avec $r_1(p^n)$ toujours supérieur à $r_3(p^n)$, on en conclut

$$g(p^n) = 1 \text{ si } p = 2, g(p^n) = n + 1 \text{ si } p \equiv 1 \pmod{4} \text{ et } g(p^n) = \frac{1}{2}(1 + (-1)^n) \text{ si } p \equiv 3 \pmod{4}.$$

5. Puisque, pour n dans \mathbf{N}^* , on a $|f_n| \leq h$, par passage à la limite il vient $|f| \leq h$, puis $|f(X)| \leq h(X)$ et donc, puisque h est d'espérance finie, $f(X)$ est d'espérance finie. Pour la même raison, pour tout n dans \mathbf{N}^* , $f_n(X)$ admet une espérance finie. Soit maintenant $A = \mathbf{N}^*$ et $a = +\infty$. La série de fonctions sur A donnée par $n \mapsto \sum_{k=1}^{+\infty} f_n(k) \mathbf{P}(X = k)$ est normalement convergente puisque, pour tout n dans \mathbf{N}^* , $|f_n(k) \mathbf{P}(X = k)| \leq h(k) \mathbf{P}(X = k)$ et que la série $\sum h(k) \mathbf{P}(X = k)$ converge par hypothèse et formule de transfert. Comme chaque fonction $n \mapsto f_n(k) \mathbf{P}(X = k)$ admet une limite en a , à savoir $f(k) \mathbf{P}(X = k)$, il résulte du théorème de la double-limite qu'on a

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbf{E}(f_n(X)) = \mathbf{E}(f(X)).$$

Remarque : on pourrait aussi utiliser le théorème de convergence dominée en transformant les séries en intégrales de fonctions en escalier, i.e. utiliser le théorème de convergence dominée discrète (vu en TD).

- 6a. Puisque la série définissant $\zeta(s)$ est à termes positifs et convergente, elle est absolument convergente et donc la famille produit $(n^{-s} m^{-s})_{(n,m) \in \mathbf{N}^* \times \mathbf{N}^*}$ est sommable de somme $\zeta(s)^2$. Comme $\mathbf{N}^* \times \mathbf{N}^*$ est réunion disjointe des $(I_n)_{n \in \mathbf{N}^*}$, avec $I_n = \{(d, k) \in \mathbf{N}^* \times \mathbf{N}^* \mid dk = n\}$, en considérant les fibres de l'application produit de $\mathbf{N}^* \times \mathbf{N}^*$ dans \mathbf{N}^* . On en déduit

$$\zeta(s)^2 = \sum_{n=1}^{+\infty} \sum_{(d,k) \in I_n} n^{-s} = \sum_{n=1}^{+\infty} r(n) n^{-s}$$

et donc la série $\sum_{n \geq 1} r(n) n^{-s}$ converge et sa somme vaut $\zeta(s)^2$.

- 6b. Par inégalité triangulaire, pour tout n dans \mathbf{N}^* , on a $|g(n)| \leq r_1(n) + r_3(n) \leq r(n)$ et il résulte donc de la question précédente que $\sum_{n \geq 1} g(n) n^{-s}$ converge absolument. Comme \mathbf{R} est un \mathbf{R} -espace

vectorel de dimension finie, on en déduit que $\sum_{n \geq 1} g(n) n^{-s}$ converge.

- 7a. Soit x dans \mathbf{N}^* . D'après le théorème d'EUCLIDE x se décompose en facteurs premiers, le nombre de facteurs étant fini. On note p_m le plus grand nombre premier apparaissant dans sa factorisation. Alors $\left(\prod_{k=1}^n p_k^{\nu_{p_k}(x)} \right)_{n \geq 1}$ est stationnaire à partir du rang m et vaut alors x . En particulier

$\left(x \mapsto \prod_{k=1}^n p_k^{\nu_{p_k}(x)} \right)_{n \geq 1}$ converge simplement vers $\text{Id}_{\mathbf{N}^*}$.

- 7b. D'après les questions 3c et 4a, pour tout entier n , il résulte du lemme des coalitions qu'on a

$$\prod_{k=1}^n \mathbf{E} \left(g \left(p_k^{\nu_{p_k}(X)} \right) \right) = \mathbf{E} \left(\prod_{k=1}^n g \left(p_k^{\nu_{p_k}(X)} \right) \right) = \mathbf{E} \left(g \left(\prod_{k=1}^n p_k^{\nu_{p_k}(X)} \right) \right),$$

i.e. en posant f_n l'application sur \mathbf{N}^* donnée par $f_n(x) = g\left(\prod_{k=1}^n p_k^{\nu_{p_k}(x)}\right)$, on a

$$\prod_{k=1}^n \mathbf{E}\left(g\left(p_k^{\nu_{p_k}(X)}\right)\right) = \mathbf{E}\left(f_n(X)\right).$$

D'après la question précédente, la suite (f_n) converge simplement vers g . De plus, par définition on a $|g| \leq r \leq \text{Id}_{\mathbf{N}^*}$, et comme la convergence dans la question précédente a lieu en croissant et met en jeu des fonctions positives, on a pour tout n dans \mathbf{N}^* , $|f_n| \leq \text{Id}_{\mathbf{N}^*} \circ \text{Id}_{\mathbf{N}^*} = \text{Id}_{\mathbf{N}^*}$. On peut donc appliquer la question 5 en prenant $\text{Id}_{\mathbf{N}^*}$ comme fonction majorante, puisque X admet une espérance

finie. On en déduit
$$\mathbf{E}(g(X)) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n \mathbf{E}\left(g\left(p_k^{\nu_{p_k}(X)}\right)\right).$$

8a. Soit p un nombre premier tel que $p \equiv 1 \pmod{4}$. D'après la question 4b on a $g(p^{\nu_p(X)}) = \nu_p(X) + 1$

et donc, d'après la question 3a,
$$\mathbf{E}\left(g\left(p^{\nu_p(X)}\right)\right) = \frac{1}{1 - p^{-s}}.$$

8b. Soit p un nombre premier tel que $p \equiv 3 \pmod{4}$. D'après la question 4b on a $g(p^{\nu_p(X)}) = \frac{1}{2}((-1)^{\nu_p(X)} + 1)$. Donc, par linéarité de l'espérance et formule de transfert, en utilisant la question 3a, il vient

$$\mathbf{E}\left(g\left(p^{\nu_p(X)}\right)\right) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{+\infty} (-1)^{k-1} p^{-(k-1)s} (1 - p^{-s}) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \frac{1 - p^{-s}}{1 + p^{-s}} = \frac{1}{1 + p^{-s}}$$

et donc
$$\mathbf{E}\left(g\left(p^{\nu_p(X)}\right)\right) = \frac{1}{1 + p^{-s}}.$$

8c. D'après la question 4b on a $g(2^{\nu_2(X)}) = 1$, et donc également $\mathbf{E}(g(2^{\nu_2(X)})) = 1$. Il résulte alors des deux questions précédentes qu'on a, pour tout nombre premier p , $\mathbf{E}(g(p^{\nu_p(X)})) = \frac{1}{1 - \chi_4(p)p^{-s}}$.

La question 7b permet de conclure
$$\mathbf{E}(g(X)) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n \frac{1}{1 - \chi_4(p_k)p_k^{-s}}.$$

9a. Soit p est un nombre premier. Puisque χ_4 est borné, $\chi_4(p^{\nu_p(X)})$ admet une espérance finie. Il résulte de la formule de transfert qu'on a

$$\mathbf{E}\left(\chi_4\left(p^{\nu_p(X)}\right)\right) = \sum_{k=1}^{+\infty} \chi_4(p^{k-1}) p^{-(k-1)s} (1 - p^{-s})$$

et donc, par multiplicativité de χ_4 ,

$$\mathbf{E}\left(\chi_4\left(p^{\nu_p(X)}\right)\right) = \sum_{k=1}^{+\infty} (\chi_4(p)p^{-s})^{k-1} (1 - p^{-s})$$

soit
$$\mathbf{E}\left(\chi_4\left(p^{\nu_p(X)}\right)\right) = \frac{1 - p^{-s}}{1 - \chi_4(p)p^{-s}}.$$

9b. D'après les questions 3c et la multiplicativité de χ_4 , pour tout entier n , il résulte du lemme des coalitions qu'on a

$$\prod_{k=1}^n \mathbf{E}\left(\chi_4\left(p_k^{\nu_{p_k}(X)}\right)\right) = \mathbf{E}\left(\prod_{k=1}^n \chi_4\left(p_k^{\nu_{p_k}(X)}\right)\right) = \mathbf{E}\left(\chi_4\left(\prod_{k=1}^n p_k^{\nu_{p_k}(X)}\right)\right),$$

i.e. en posant f_n l'application sur \mathbf{N}^* donnée par $f_n(x) = \chi_4 \left(\prod_{k=1}^n p_k^{\nu_{p_k}(x)} \right)$, on a

$$\prod_{k=1}^n \mathbf{E} \left(\chi_4 \left(p_k^{\nu_{p_k}(X)} \right) \right) = \mathbf{E} (f_n(X)) .$$

D'après la question 7a, la suite (f_n) converge simplement vers χ_4 . De plus, pour tout n dans \mathbf{N}^* , $|f_n| \leq 1$. On peut donc appliquer la question 5 en prenant 1 comme fonction majorante, puisque 1 admet une espérance finie. On en déduit

$$\mathbf{E} (\chi_4(X)) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n \mathbf{E} \left(\chi_4 \left(p_k^{\nu_{p_k}(X)} \right) \right)$$

et donc, en utilisant la question précédente

$$\mathbf{E} (\chi_4(X)) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n \frac{1 - p_k^{-s}}{1 - \chi_4(p_k) p_k^{-s}} .$$

Comme le produit des numérateurs est convergent, vers $\zeta(s)^{-1}$, d'après la question 2b, et que celui des dénominateurs l'est aussi d'après la question 8c, il vient

$$\mathbf{E} (\chi_4(X)) = \frac{1}{\zeta(s)} \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n \frac{1}{1 - \chi_4(p_k) p_k^{-s}} .$$

9c. La question précédente et la question 8c donnent $\mathbf{E} (g(X)) = \zeta(s) \mathbf{E} (\chi_4(X))$. Or, par formule de transfert, on a $\zeta(s) \mathbf{E} (\chi_4(X)) = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n}{(2n+1)^s}$. Cette dernière série est donc absolument convergente,

et puisqu'elle est à valeurs réelles, $\sum \frac{(-1)^n}{(2n+1)^s}$ est convergente et sa somme vaut $\mathbf{E} (g(X))$.

PARTIE II

10a. Soit θ dans \mathbf{R} , on a par formule d'EULER

$$e^{(2n+1)i\theta} = \sum_{k=0}^{2n+1} \binom{2n+1}{k} \cos^k(\theta) (-1)^k i \sin^{2n+1-k}(\theta)$$

et donc en prenant les parties imaginaires et en posant $P_n = \sum_{k=0}^n (-1)^k \binom{2n+1}{2k} (1-X)^k X^{n-k}$, il

vient $\sin((2n+1)\theta) = \sin(\theta) P_n(\sin^2(\theta))$.

10b. Par construction de P_n il est de degré au plus n . Au vu de sa propriété de définition et en notant $x_k = 2k\pi/(2n+1)$, P_n admet pour racines $(\sin^2(x_k))_{1 \leq k \leq n}$ puisque $\sin((2n+1)x_k) = 0$ et $\sin(x_k) \neq 0$ pour $1 \leq k \leq n$. Comme \sin est injective et positive sur $[0; \frac{\pi}{2}]$, il en va de même de \sin^2 et donc on a ainsi obtenu n racines distinctes de P_n . De par son degré on a ainsi déterminé toutes ses racines.

les racines de P_n sont $(\sin^2(2k\pi/(2n+1)))_{1 \leq k \leq n}$.

Puisque P_n est simplement scindé et admet $(\sin^2(2k\pi/(2n+1)))_{1 \leq k \leq n}$ comme racines, tout comme

$\prod_{k=1}^n \left(1 - \frac{X}{\sin^2\left(\frac{k\pi}{2n+1}\right)} \right)$, ces deux polynômes diffèrent par un coefficient multiplicatif. Or le seul

terme ayant un coefficient non nul en 0 dans l'expression $\sum_{k=0}^n (-1)^k \binom{2n+1}{2k} (1-X)^k X^{n-k}$ est obtenu pour $k = n$ et vaut $(-1)^n \binom{2n+1}{2n} (-1)^n$, i.e. $2n+1$. Il en résulte que, pour tout x dans \mathbf{R} ,

$$P_n(x) = (2n+1) \prod_{k=1}^n \left(1 - \frac{x}{\sin^2\left(\frac{k\pi}{2n+1}\right)} \right).$$

10c. Soit x dans \mathbf{R} . En appliquant les deux identités précédentes à $\theta = \frac{\pi x}{2n+1}$, il vient directement

$$\sin(\pi x) = (2n+1) \sin\left(\frac{\pi x}{2n+1}\right) \prod_{k=1}^n \left(1 - \frac{\sin^2\left(\frac{\pi x}{2n+1}\right)}{\sin^2\left(\frac{k\pi}{2n+1}\right)} \right).$$

11a. Puisque la suite, indexée par n , $(u_{m,n}(x))_{n>m}$ est un produit fini et qu'on a $(2n+1) \sin\left(\frac{\pi x}{2n+1}\right) \sim$

πx et, pour k dans $\llbracket 1; m \rrbracket$, $\frac{\sin\left(\frac{\pi x}{2n+1}\right)}{\sin\left(\frac{k\pi}{2n+1}\right)} \sim \frac{x}{k}$, $(u_{m,n}(x))_{n>m}$ converge. Et comme x n'est pas entier sa

limite est non nulle : $\lim_n u_{m,n}(x) = \pi x \prod_{k=1}^m \left(1 - \frac{x^2}{k^2} \right) \neq 0$. Comme par ailleurs, pour tout n dans

\mathbf{N} avec $n > m$ et puisque x n'est pas entier, on a $u_{m,n}(x)v_{m,n}(x) = \sin(\pi x) \neq 0$. Donc $(v_{m,n}(x))_{n>m}$

converge également vers une limite non nulle : $\lim_n v_{m,n}(x) = \frac{\sin(\pi x)}{\pi x} \prod_{k=1}^m \left(1 - \frac{x^2}{k^2} \right)^{-1} \neq 0$.

11b. Soit n dans \mathbf{N} tel que $n > m$. Pour k entier avec $n \geq k > m$, on a $k > x$ et donc $0 < \frac{\pi x}{2n+1} < \frac{k\pi}{2n+1} < \frac{\pi}{2}$. Par croissance de \sin^2 sur $\left[0; \frac{\pi}{2}\right]$, on en conclut que tous les termes du produit définissant $v_{m,n}(x)$ sont dans $[0; 1]$ et donc $v_{m,n}(x)$ aussi. De plus par concavité de \sin sur $\left[0; \frac{\pi}{2}\right]$, pour t dans

cet intervalle on a $\frac{2}{\pi}t \leq \sin(t) \leq t$ et on en déduit, pour k comme précédemment, $\frac{\sin\left(\frac{\pi x}{2n+1}\right)}{\sin\left(\frac{k\pi}{2n+1}\right)} \leq$

$\frac{\pi x}{2n+1} \frac{2n+1}{2k}$ et donc, puisqu'on a affaire à des termes positifs,

$$1 - \frac{\sin\left(\frac{\pi x}{2n+1}\right)}{\sin\left(\frac{k\pi}{2n+1}\right)} \geq 1 - \frac{\pi^2 x^2}{4k^2} \geq 0$$

car $x < k$. On en déduit $1 \geq v_{m,n}(x) \geq \prod_{k=m+1}^n \left(1 - \frac{\pi^2 x^2}{4k^2} \right)$. On en déduit, puisqu'on a affaire

à des termes tous strictement positifs, $0 \geq \ln(v_{m,n}(x)) \geq \sum_{k=m+1}^n \ln\left(1 - \frac{\pi^2 x^2}{4k^2}\right)$. Comme la série

$\sum \left(-\frac{\pi^2 x^2}{4k^2}\right)$ est convergente en tant que multiple d'une série de RIEMANN convergente, il en va de même par comparaison entre séries de termes de signe constant, pour $\sum \ln\left(1 - \frac{\pi^2 x^2}{4k^2}\right)$. On en

déduit, par passage à la limite en n , $\sum_{k=m+1}^{+\infty} \ln\left(1 - \frac{\pi^2 x^2}{4k^2}\right) \leq \ln(v_m(x)) \leq 0$. Comme le membre

de gauche est le reste d'une série convergente, d'après ce qui précède, il vient par encadrement des limites $\lim \ln(v_m(x)) = 0$ et donc, par continuité de l'exponentielle, $\lim_{m \rightarrow +\infty} v_m(x) = 1$.

11c. Soit x dans \mathbf{R} . Si x n'est pas entier, le résultat précédent s'écrit $\lim \frac{\sin(\pi x)}{\pi x} \prod_{k=1}^m \left(1 - \frac{x^2}{k^2}\right)^{-1} = 1$

et donc puisqu'aucun des termes n'est nul, $\sin(\pi x) = \pi x \lim \prod_{k=1}^n \left(1 - \frac{x^2}{k^2}\right)$. Si x est entier on a $\sin(\pi x) = 0$ et on a soit $x = 0$, soit pour un certain k dans \mathbf{N}^* , $x^2 = k^2$, de sorte que l'identité

précédente devient tautologique. Autrement dit, on a $\sin(\pi x) = \pi x \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n \left(1 - \frac{x^2}{k^2}\right)$.

PARTIE III

12. Soit x dans \mathbf{R}_+^* et n dans \mathbf{N}^* , alors $\Gamma_n(x)$ est un produit de termes positifs et on peut écrire

$$\ln(\Gamma_n(x)) = -\ln(x) - \gamma x + \sum_{k=1}^n \left(\frac{x}{k} - \ln \left(1 + \frac{x}{k} \right) \right).$$

Comme on a $\frac{x}{k} - \ln \left(1 + \frac{x}{k} \right) \sim \frac{x^2}{2k^2}$, par comparaison entre séries de termes de signe constant avec une série de RIEMANN convergente, la série $\sum \left(\frac{x}{k} - \ln \left(1 + \frac{x}{k} \right) \right)$ converge, et donc $\ln(\Gamma_n(x))$ converge dans \mathbf{R} . Par continuité et stricte positivité de l'exponentielle, on en déduit que

$(\Gamma_n)_{n \geq 1}$ converge simplement sur \mathbf{R}_+^* vers une fonction Γ de \mathbf{R}_+^* vers \mathbf{R}_+^* .

13. Soit x dans \mathbf{R}_+^* et n dans \mathbf{N}^* . D'après le calcul précédent, on a

$$\ln(\Gamma_{n+1}(x)) - \ln(x\Gamma_n(x)) = -\ln(x+1) - \gamma + \sum_{k=1}^n \left(\frac{1}{k} - \ln(k+x+1) + \ln(k+x) \right)$$

et donc, en reconnaissant une somme télescopique,

$$\ln(\Gamma_{n+1}(x)) - \ln(x\Gamma_n(x)) = -\gamma + \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \ln(n+x+1),$$

ou encore

$$\ln(\Gamma_{n+1}(x)) - \ln(x\Gamma_n(x)) = -\gamma + \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \ln(n) + \ln \left(1 + \frac{x+1}{n} \right)$$

et donc, par définition de γ , $\lim \ln(\Gamma_{n+1}(x)) - \ln(x\Gamma_n(x)) = 0$. Par continuité de l'exponentielle il en résulte $\Gamma(x+1) = x\Gamma(x)$.

14a. Les calculs précédents donnent, pour x dans \mathbf{R}_+^* et n dans \mathbf{N}^* , puisqu'on a affaire à des fonctions de classe \mathcal{C}^∞ ,

$$(\ln(\Gamma_n))'(x) = -\frac{1}{x} - \gamma + \sum_{k=1}^n \frac{x}{k(x+k)} \quad \text{et} \quad (\ln(\Gamma_n))''(x) = \frac{1}{x^2} + \sum_{k=1}^n \frac{1}{(x+k)^2} = \sum_{k=0}^n \frac{1}{(x+k)^2}.$$

Par comparaison à une série de RIEMANN convergente, la série définissant $(\ln(\Gamma_n))'$ est convergente. Soit a dans \mathbf{R}_+^* . La série définissant $(\ln(\Gamma_n))''$ est normalement convergente sur $[a; +\infty[$

car $\sum \frac{1}{(a+k)^2}$ converge par comparaison entre séries à termes positifs avec une série de RIEMANN convergente. Il résulte du théorème de dérivation des séries de fonctions que $\ln(\Gamma)$ est de classe \mathcal{C}^2 sur \mathbf{R}_+^* et que ses dérivées successives sont données par dérivation terme à terme. Comme l'exponentielle est de classe \mathcal{C}^∞ , par composition, on en déduit que Γ est de classe \mathcal{C}^2 et, pour tout x

$$\text{dans } \mathbf{R}_+^*, \quad \ln(\Gamma)''(x) = \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{1}{(x+k)^2}.$$

14b. La convergence normale déjà citée dans la question précédente permet d'appliquer le théorème de la double limite quand x tend vers $+\infty$ puisque toutes les fonctions $x \mapsto \frac{1}{(x+k)^2}$ ont une limite, nulle, en $+\infty$. Il vient

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} \ln(\Gamma)''(x) = 0.$$

15a. Soit x dans \mathbf{R}_+^* . En utilisant les équations fonctionnelles, on a

$$S(x+1) = \ln(xf(x)) - \ln(x\Gamma(x)) = S(x)$$

et donc S est 1-périodique. De plus, d'après ce qui précède on a

$$S''(x) = (\ln(f))''(x) - \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{1}{(x+k)^2}.$$

Or on a $f(x+1) = xf(x)$ et donc, par dérivation, $(\ln(f))''(x+1) = -\frac{1}{x^2} + (\ln(f))''(x)$. Il en résulte que, pour tout n dans \mathbf{N} , par récurrence immédiate,

$$(\ln(f))''(x) - \sum_{k=0}^n \frac{1}{(x+k)^2} = (\ln(f))''(x+n+1) \geq 0$$

par convexité de $\ln(f)$. En passant à la limite en n , on en déduit $S'' \geq 0$ et donc S est convexe.

15b. Soit x et y dans \mathbf{R}_+^* tels que $S(x) < S(y)$. Par 1-périodicité on peut supposer $x < y$ et donc, par théorème de LAGRANGE dit des accroissements finis, on dispose de z dans \mathbf{R}_+^* tel que $S'(z) > 0$. Puisque S est convexe elle est donc au-dessus de sa tangente en z et donc $\lim_{+\infty} S = +\infty$. Mais d'après le théorème de WEIERSTRAS dit des bornes atteintes, puisque S est continue sur $[1; 2]$, elle y est bornée. Par 1-périodicité, elle est donc bornée sur \mathbf{R}_+^* . Cette contradiction montre que de tels x et y n'existent pas et donc S est constante, i.e. $\Gamma = \Gamma(1)f$. Or on a

$$\ln(\Gamma_n(1)) = -\gamma - \sum_{k=1}^n \left(\frac{1}{k} - \ln \left(\frac{k+1}{k} \right) \right)$$

et donc, en reconnaissant une somme télescopique, $\ln(\Gamma_n(1)) = -\gamma - \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \ln(n+1) = -\gamma -$

$$\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \ln(n) + o(1). \text{ On en déduit } \ln(\Gamma(1)) = 0 \text{ et donc } \Gamma(1) = 1. \text{ Par conséquent } f = \Gamma.$$

16. Soit a et x dans \mathbf{R}_+^* . On pose $f(x) = \frac{\Gamma(x+a)}{\Gamma(a)} \int_0^{+\infty} \frac{t^{x-1}}{(1+t)^{x+a}} dt$. On a donc

$$f(1) = a \int_0^{+\infty} \frac{1}{(1+t)^{1+a}} dt = a \left[-\frac{1}{a(1+t)^a} \right]_0^{+\infty} = 1.$$

On a également

$$f(x+1) = \frac{(x+a)\Gamma(x+a)}{\Gamma(a)} \int_0^{+\infty} \frac{t^x}{(1+t)^{x+a+1}} dt$$

et donc, par intégration par parties, puisque les fonctions utilisées ont des limites en 0 et $+\infty$, nulles puisque $\lim_0 t^x = 0$ car $x > 0$ et $\lim_{+\infty} (1+t)^{x+a} = 0$ car $x+a > 0$,

$$f(x+1) = \frac{(x+a)\Gamma(x+a)}{\Gamma(a)} \int_0^{+\infty} \frac{xt^{x-1}}{(x+a)(1+t)^{x+a+1}} dt$$

et donc $f(x+1) = xf(x)$.

Remarquons que f est strictement positive en tant qu'intégrale d'une fonction continue positive et non identiquement nulle sur un intervalle non trivial. De plus la convexité de $\ln(f)$ équivaut à démontrer pour y dans \mathbf{R}_+^* et α dans $[0; 1]$, $f((1-\alpha)x + \alpha y) \leq f(x)^{1-\alpha} f(y)^\alpha$. Soit alors u et v deux fonctions strictement positives, intégrables sur \mathbf{R}_+^* , d'intégrales 1 sur cet intervalle. Par concavité de \ln et croissance de l'exponentielle, on a $u^{1-\alpha} v^\alpha \leq (1-\alpha)u + \alpha v$ et donc, par intégration sur \mathbf{R}_+^* , $u^{1-\alpha} v^\alpha$ est d'intégrale inférieure à 1 et donc en particulier on a dans ce cas

$$\int_0^{+\infty} u^{1-\alpha}(t)v^\alpha(t) dt \leq \left(\int_0^{+\infty} u(t) dt \right)^{1-\alpha} \left(\int_0^{+\infty} v(t) dt \right)^\alpha.$$

Comme cette inéquation est homogène, elle est encore valable sans hypothèse sur les intégrales de u et v . En l'appliquant avec $u(t) = \frac{t^{x-1}}{(1+t)^{x+a}}$ et $v(t) = \frac{t^{y-1}}{(1+t)^{y+a}}$, il vient $f((1-\alpha)x + \alpha y) \leq f(x)^{1-\alpha} f(y)^\alpha$. Par conséquent $\ln(f)$ est convexe et il résulte de la question précédente qu'on a $f = \Gamma$ et donc

$$\boxed{\int_0^{+\infty} \frac{t^{x-1}}{(1+t)^{x+a}} dt = \frac{\Gamma(x)\Gamma(a)}{\Gamma(x+a)}}.$$

Remarque : on peut aussi démontrer que f est de classe \mathcal{C}^2 , par dérivation des intégrales à paramètres, et utiliser l'inégalité de CAUCHY-SCHWARZ pour obtenir $(f')^2 \leq ff''$, et donc $(\ln(f))'' \geq 0$.

17. Soit x dans $]0; 1[$. Alors $1-x > 0$ et donc, en appliquant ce précède avec $a = 1-x$, il vient, en tenant compte de $\Gamma(1) = 1$, $\int_0^{+\infty} \frac{t^{x-1}}{1+t} dt = \Gamma(x)\Gamma(1-x)$. Or, par définition, pour n dans \mathbf{N}^* , on a

$$\begin{aligned} \Gamma_n(x)\Gamma_n(1-x) &= \frac{e^{-\gamma}}{x(1-x)} \prod_{k=1}^n e^{1/k} \prod_{k=1}^n \frac{k^2}{(k+x)(k+1-x)} \\ &= \exp\left(\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \ln(n) - \gamma\right) \frac{n}{x(n+1-x)} \prod_{k=1}^n \frac{k^2}{(k+x)(k-x)} \end{aligned}$$

et donc

$$\Gamma_n(x)\Gamma_n(1-x) = e^{o(1)} \frac{1+o(1)}{x} \prod_{k=1}^n \left(1 - \frac{x^2}{k^2}\right)^{-1}$$

et il résulte donc de la partie II et de la continuité de l'exponentielle, $\Gamma(x)\Gamma(1-x) = \frac{\pi}{\sin(\pi x)}$. Par

conséquent $\boxed{\int_0^{+\infty} \frac{t^{x-1}}{1+t} dt = \frac{\pi}{\sin(\pi x)}}.$

PARTIE IV

18a. Soit x dans $]0; 1[$. Pour t dans $]0; 1[$ on a $\frac{t^{x-1}}{1+t} = \sum_{n=0}^{+\infty} (-1)^n t^{n+x-1}$. De plus, pour tout N dans \mathbf{N}^* ,

$$\left| \sum_{n=0}^N (-1)^n t^{n+x-1} \right| \leq \frac{2t^{x-1}}{1+t}$$

et donc, puisque toutes les fonctions en jeu sont continues et intégrables sur $]0; 1[$, par continuité sur $]0; 1[$ et par équivalent à une intégrale de RIEMANN convergente en 0, il résulte du théorème de convergence dominée $\int_0^1 \frac{t^{x-1}}{1+t} dt = \sum_{n=0}^{+\infty} (-1)^n \frac{1}{n+x}$. On a donc aussi, en appliquant ce résultat

à $1-x$, également dans $]0; 1[$, $\int_0^1 \frac{t^{-x}}{1+t} dt = \sum_{n=0}^{+\infty} (-1)^n \frac{1}{n+1-x}$. Un changement de variable en $\frac{1}{t}$ donne alors $\int_1^{+\infty} \frac{t^{x-1}}{1+t} dt = \sum_{n=0}^{+\infty} (-1)^n \frac{1}{n+1-x}$. Par relation de CHASLES il vient, en tenant

compte de la question précédente,
$$\frac{\pi}{\sin(\pi x)} = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n}{n+x} + \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n}{n+1-x}.$$

18b. Soit x dans $] -\frac{1}{2}; \frac{1}{2}[$. On applique ce qui précède à $x + \frac{1}{2}$. Il vient

$$\frac{\pi}{\cos(\pi x)} = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n}{n+x+\frac{1}{2}} + \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n}{n-x+\frac{1}{2}} = 4 \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n (2n+1)}{(2n+1)^2 - 4x^2}$$

ou encore, en utilisant le critère de LEIBNIZ pour isoler la somme pour $k=0$,

$$\begin{aligned} \frac{\pi}{\cos(\pi x)} &= 4 \sum_{n=0}^{+\infty} \left(\frac{(-1)^n}{2n+1} \sum_{k=0}^{+\infty} (2n+1)^{-2k} (2x)^{2k} \right) \\ &= 4 \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n}{2n+1} + 4 \sum_{n=0}^{+\infty} \left(\frac{(-1)^n}{2n+1} \sum_{k=1}^{+\infty} (2n+1)^{-2k} (2x)^{2k} \right) \end{aligned}$$

Or la famille $\left(\frac{(-1)^n}{(2n+1)^{2k+1}} 2^{2k+2} x^{2k} \right)_{(k,n) \in \mathbf{N}^* \times \mathbf{N}}$ est sommable puisqu'on a dans $\mathbf{R}_+ \cup \{+\infty\}$,

$$\sum_{n=0}^{+\infty} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{2^{2k+2} x^{2k}}{(2n+1)^{2k+1}} = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{2^4 x^2}{(2n+1)^3 - 4(2n+1)x^2} < +\infty$$

par comparaison à une série de RIEMANN convergente. Il résulte donc du théorème de FUBINI qu'on

$$\text{a } \frac{\pi}{\cos(\pi x)} = \sum_{k=0}^{+\infty} \left(\sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n}{(2n+1)^{2k+1}} \right) 2^{2k+2} x^{2k}.$$

18c. Soit x dans $] -\frac{\pi}{2}; \frac{\pi}{2}[$, on a donc

$$v(x) = \sum_{k=0}^{+\infty} \left(\sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n}{(2n+1)^{2k+1}} \right) \frac{2^{2k+2}}{\pi^{2k+1}} x^{2k}$$

et ainsi v s'écrit comme la somme d'une série entière de rayon de convergence au moins égal à $\frac{\pi}{2}$, donc non nul, il résulte de l'unicité de ce développement que v est développable en série entière et,

pour tout k dans \mathbf{N} ,
$$\sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n}{(2n+1)^{2k+1}} = \frac{\pi^{2k+1}}{2^{2k+2} (2k)!} E_{2k}.$$

19a. Soit n dans \mathbf{N}^* . Puisqu'on a $v \cos = 1$, on a $(v \cos)(n) = 0$ et en particulier $(v \cos)(n)(0) = 0$. La

formule de LEIBNIZ donne directement
$$\sum_{k=0}^n (-1)^k \binom{2n}{2k} E_{2k} = 0.$$
 Comme on a $E_0 = v(0) = 1$ et avec

les relations précédentes, $E_0 - E_2 = 0$ et $E_0 - 6E_2 + E_4 = 0$, on en conclut $E_0 = E_2 = 1$ et $E_4 = 5$.

19b. Les questions 9c, 18c jointes à la précédente donnent directement

$$\mathbf{E}(g(X)) = \frac{\pi^3}{32} \text{ si } s = 3 \text{ et } \mathbf{E}(g(X)) = \frac{5\pi^5}{1536} \text{ si } s = 5.$$