

# 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  $\Omega$  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  $\theta$  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  $\gamma$  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  $\Gamma$  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  $\Gamma$  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  $\chi_4$ . 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  $\chi_4$  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  $\chi_4$ ,

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

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  $\chi_4$ , 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  $\chi_4$ . 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  $\theta$  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  $(2n+1) \sin\left(\frac{\pi x}{2n+1}\right) \sim$

$\pi x$  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

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

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  $\gamma$ ,  $\lim \ln(\Gamma_{n+1}(x)) - \ln(x\Gamma_n(x)) = 0$ . 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  $\mathcal{C}^\infty$ ,

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

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  $\mathcal{C}^\infty$ , par composition, on en déduit que  $\Gamma$  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,  $\ln(\Gamma_n(1)) = -\gamma - \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \ln(n+1) = -\gamma -$

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

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