

CONCOURS X-ENS CORRIGÉ DE MATHÉMATIQUES A (XLSR)

Session 2024 - Filières MP - MPI

m.laamoum2@gmail.com ¹

Le problème à pour sujet les théorèmes de Mertens et de Hardy et Ramanujan

Première partie

1 ▷

(1a) • Les matrices M_x sont symétriques réelles donc elles sont diagonalisables, en particulier M_0 et $-M_0$ sont diagonalisables.

• Remarquons que $I_n + M_0$ est de rang 1 donc 1 est valeur propre de $-M_0$ d'ordre supérieur ou égal à $n - 1$, par suite $-M_0$ admet au plus une autre valeur propre λ , et on sait que $\text{tr}(-M_0) = (n - 1) \times 1 + \lambda = 0$ ainsi $\lambda = 1 - n$ et 1 est valeur propre de $-M_0$ d'ordre égal à $n - 1$.

Finalemnt $Sp(-M_0) = \{1, 1 - n\}$.

• $E_1(-M_0)$ est l'hyperplan de \mathbb{R}^n d'équation $x_1 + \dots + x_n = 0$ et $E_{1-n}(-M_0) = E_1(-M_0)^\perp = \text{vect}\left(\begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix}\right)$

(1b) Soit $x \in \mathbb{R}$, posons $M_x = (a_{ij})_{\substack{1 \leq i \leq n \\ 1 \leq j \leq n}}$. Le polynôme caractéristique de $-M_0$ est donné par

$$\chi_{-M_0}(x) = \det(M_x) = (x - 1)^{n-1}(x + n - 1)$$

par définition du déterminant on a

$$\chi_{-M_0}(x) = \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \varepsilon(\sigma) \prod_{i=1}^n a_{i \sigma(i)}$$

remarquons que pour $\sigma \in \mathfrak{S}_n$

$$\prod_{i=1}^n a_{i \sigma(i)} = \prod_{\substack{i=1 \\ \sigma(i)=i}}^n a_{i \sigma(i)} \prod_{\substack{i=1 \\ \sigma(i) \neq i}}^n a_{i \sigma(i)} = x^{\nu(\sigma)}$$

d'où

$$\chi_{-M_0}(x) = \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \varepsilon(\sigma) x^{\nu(\sigma)} = (x - 1)^{n-1}(x + n - 1).$$

2 ▷

• Pour $x = 1$ on obtient $\boxed{\sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \varepsilon(\sigma) = 0}$.

• Par dérivation on a

$$\frac{d\chi_{-M_0}}{dx}(x) = \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \varepsilon(\sigma) \nu(\sigma) x^{\nu(\sigma)-1} = n(x - 1)^{n-2}(x + n - 2).$$

Pour $x = 1$ on obtient $\boxed{\sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \varepsilon(\sigma) \nu(\sigma) = \begin{cases} 0 & \text{si } n \geq 3 \\ 2 & \text{si } n = 2 \end{cases}}$.

• On a par intégration

$$\begin{aligned} \int_0^1 \chi_{-M_0}(x) dx &= \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \frac{\varepsilon(\sigma)}{\nu(\sigma) + 1} \\ &= \int_0^1 (x - 1)^n + n(x - 1)^{n-1} dx \\ &= \left[\frac{(x - 1)^{n+1}}{n + 1} + (x - 1)^n \right]_0^1 \end{aligned}$$

¹<https://tinyurl.com/2qyzrbd>

ainsi $\boxed{\sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \frac{\varepsilon(\sigma)}{\nu(\sigma) + 1} = (-1)^{n+1} \frac{n}{n+1}}$.

3 ▷ D'après 2 on a $\sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \varepsilon(\sigma) = 0$, et on a

$$\begin{aligned} \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \varepsilon(\sigma) &= \sum_{\substack{\sigma \in \mathfrak{S}_n \\ \varepsilon(\sigma)=1}} \varepsilon(\sigma) + \sum_{\substack{\sigma \in \mathfrak{S}_n \\ \varepsilon(\sigma)=-1}} \varepsilon(\sigma) \\ &= \sum_{\substack{\sigma \in \mathfrak{S}_n \\ \varepsilon(\sigma)=1}} 1 - \sum_{\substack{\sigma \in \mathfrak{S}_n \\ \varepsilon(\sigma)=-1}} 1 \\ &= \text{Card} \{ \sigma \in \mathfrak{S}_n : \varepsilon(\sigma) = 1 \} - \text{Card} \{ \sigma \in \mathfrak{S}_n : \varepsilon(\sigma) = -1 \} \end{aligned}$$

d'où

$$\text{Card} \{ \sigma \in \mathfrak{S}_n : \varepsilon(\sigma) = 1 \} = \text{Card} \{ \sigma \in \mathfrak{S}_n : \varepsilon(\sigma) = -1 \}$$

Posons $A = \{ \sigma \in \mathfrak{S}_n : \varepsilon(\sigma) = 1 \}$, on a $\mathfrak{S}_n = A \cup \bar{A}$ et $\text{Card} A = \text{Card} \bar{A} = \frac{n!}{2}$, ainsi la probabilité qu'une permutation de \mathfrak{S}_n tirée uniformément au hasard soit dans A (ou dans \bar{A}) est $\frac{1}{2}$.

4 ▷ Soit $\sigma \in \mathfrak{S}_n$, on a évidemment $\sigma \in D_n$ si et seulement si $\nu(\sigma) = 0$, on a . Dans la question 1b on a

$$\chi_{-M_0}(x) = \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \varepsilon(\sigma) x^{\nu(\sigma)} = (x-1)^{n-1} (x+n-1).$$

le coefficient constant est donné par

$$\sum_{\sigma \in \mathfrak{D}_n} \varepsilon(\sigma) = (-1)^{n-1} (n-1)$$

et on a

$$\sum_{\sigma \in \mathfrak{D}_n} \varepsilon(\sigma) = \text{Card} \{ \sigma \in \mathfrak{D}_n : \varepsilon(\sigma) = 1 \} - \text{Card} \{ \sigma \in \mathfrak{D}_n : \varepsilon(\sigma) = -1 \}$$

d'où

$$\text{Card} \{ \sigma \in \mathfrak{D}_n : \varepsilon(\sigma) = 1 \} = \text{Card} \{ \sigma \in \mathfrak{D}_n : \varepsilon(\sigma) = -1 \} + (-1)^{n-1} (n-1).$$

5 ▷ Soit $m \in \mathbb{N}$. On considère la matrice $M = (a_{i,j})_{\substack{1 \leq i \leq m+1 \\ 1 \leq j \leq m+1}}$ avec $a_{i,j} = \begin{cases} \binom{i-1}{j-1} & \text{si } j \leq i \\ 0 & \text{si } i < j \end{cases}$

(5a) Les familles $(1, X, \dots, X^m)$ et $(1, (X-1), \dots, (X-1)^m)$ sont de degrés strictement croissants, donc elles sont libres dans $\mathbb{R}_m[X]$, de plus elles ont $m+1$ éléments, donc elles forment deux bases de $\mathbb{R}_m[X]$.

(5b) Soit $j \in \llbracket 1, m \rrbracket$ on a

$$\begin{aligned} X^j &= (X-1+1)^j \\ &= \sum_{i=0}^j \binom{j}{i} (X-1)^i \end{aligned}$$

donc la j ieme colonne de la matrice, N , de l'application linéaire identité dans les bases $(1, X, \dots, X^m)$ au départ et $(1, (X-1), \dots, (X-1)^m)$ à l'arrivée est

$$\begin{pmatrix} \binom{j}{0} \\ \vdots \\ \binom{j}{j} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

qui est la transposée de la j ieme ligne de la matrice M , d'où $N = {}^t M$.

(5c) N est inversible car elle est la matrice de l'application identité qui est bijective et N^{-1} est la matrice de l'application linéaire identité dans les bases $(1, (X-1), \dots, (X-1)^m)$ au départ et $(1, X, \dots, X^m)$ à l'arrivée, comme $N = {}^t M$ donc M est inversible.

De la relation

$$(X-1)^j = \sum_{i=0}^j \binom{j}{i} X^i (-1)^{j-i}$$

on a la j ième colonne de la matrice N^{-1} est

$$\begin{pmatrix} (-1)^j \binom{j}{0} \\ \vdots \\ (-1)^0 \binom{j}{j} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

et

$$M^{-1} = \begin{pmatrix} \binom{0}{0} & 0 & \dots & \dots & \dots & 0 \\ -\binom{1}{0} & \binom{1}{1} & 0 & & & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & & \vdots \\ (-1)^i \binom{i}{0} & (-1)^{i-1} \binom{i}{1} & \dots & \binom{i}{i} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & & & \ddots & 0 \\ (-1)^m \binom{m}{0} & (-1)^{m-1} \binom{m}{1} & \dots & \dots & \dots & \binom{m}{m} \end{pmatrix}$$

Ainsi $M^{-1} = (b_{i,j})_{\substack{1 \leq i \leq m+1 \\ 1 \leq j \leq m+1}}$ avec $b_{i,j} = \begin{cases} (-1)^{i-j} \binom{i-1}{j-1} & \text{si } j \leq i \\ 0 & \text{si } i < j \end{cases}$

(5d) Soit $(u_0, \dots, u_m), (v_0, \dots, v_m) \in \mathbb{R}^{m+1}$, posons $U = {}^t(u_0, \dots, u_m)$ et $V = {}^t(v_0, \dots, v_m)$

$$\text{si } \forall k \leq m, \quad u_k = \sum_{\ell=0}^k \binom{k}{\ell} v_\ell$$

qui s'exprime par $U = MV$ donc $V = M^{-1}U$ par suite on a

$$\forall k \leq m, \quad v_k = \sum_{\ell=0}^k (-1)^{k-\ell} \binom{k}{\ell} u_\ell.$$

appelée **Formule d'inversion de Pascal**.

6 ▷ Écrivons $\mathfrak{S}_n = \bigcup_{0 \leq k \leq n} \{\sigma \in \mathfrak{S}_n : \nu(\sigma) = k\}$, c'est une réunion disjointe donc

$$n! = \text{Card } \mathfrak{S}_n = \sum_{k=0}^n \text{Card } \{\sigma \in \mathfrak{S}_n : \nu(\sigma) = k\}$$

Pour tout $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$, posons P_k l'ensemble des parties à k élément de $\llbracket 1, n \rrbracket$, on établit une bijection par :

$$\begin{aligned} \{\sigma \in \mathfrak{S}_n : \nu(\sigma) = k\} &\rightarrow \mathcal{P}_k \times \mathfrak{D}_{n-k} \\ \sigma &\mapsto (F(\sigma), \sigma') \end{aligned}$$

avec $F(\sigma) = \{i \in \llbracket 1, n \rrbracket : \sigma(i) = i\}$ et σ' la restriction de σ sur $\overline{F(\sigma)}$ le complémentaire de $F(\sigma)$ dans $\llbracket 1, n \rrbracket$ (support de σ).

On en déduit

$$\text{Card } \{\sigma \in \mathfrak{S}_n : \nu(\sigma) = k\} = \binom{n}{k} D_{n-k}$$

Ce qui revient à dire : pour déranger $n - k$ éléments dans un ensemble à n éléments, il faut choisir les $n - k$ éléments devant être dérangés, soit $\binom{n}{k}$ possibilités, puis effectivement déranger ces $n - k$ éléments, soit D_{n-k} possibilités. Il y a donc $\binom{n}{k} D_{n-k}$ façons de déranger $n - k$ éléments dans un ensemble de n éléments.

On a donc

$$n! = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} D_{n-k} = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} D_k$$

la formule d'inversion de Pascal donne

$$D_n = \sum_{k=0}^n (-1)^{n-k} \binom{n}{k} k! = n! \sum_{k=0}^n \frac{(-1)^{n-k}}{(n-k)!}.$$

Ainsi pour tout entier naturel n non nul , $D_n = n! \sum_{k=0}^n \frac{(-1)^k}{k!}$.

7 ▷

(7a) On a $Y_n(\mathfrak{D}_n) = \{-1, 1\}$ et $\mathbb{P}(Y_n = 1) = \frac{\text{Card}\{\sigma \in \mathfrak{D}_n : \varepsilon(\sigma) = 1\}}{D_n}$, or on a

$$D_n = \text{Card}\{\sigma \in \mathfrak{D}_n : \varepsilon(\sigma) = 1\} + \text{Card}\{\sigma \in \mathfrak{D}_n : \varepsilon(\sigma) = -1\}$$

et d'après 4

$$\text{Card}\{\sigma \in \mathfrak{D}_n : \varepsilon(\sigma) = 1\} = \text{Card}\{\sigma \in \mathfrak{D}_n : \varepsilon(\sigma) = -1\} + (-1)^{n-1}(n-1).$$

donc

$$\text{Card}\{\sigma \in \mathfrak{D}_n : \varepsilon(\sigma) = 1\} = \frac{D_n + (-1)^{n-1}(n-1)}{2}$$

par suite $\mathbb{P}(Y_n = 1) = \frac{1}{2} + \frac{(-1)^{n-1}(n-1)}{2D_n}$ et $\mathbb{P}(Y_n = -1) = 1 - \mathbb{P}(Y_n = 1)$.

(7b) On a $D_n = n! \sum_{k=0}^n \frac{(-1)^k}{k!}$ donc $D_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} e^{-1}n!$ et $\frac{(-1)^{n-1}(n-1)}{2D_n} \underset{n \rightarrow +\infty}{\rightarrow} 0$, d'où pour tout

$$\varepsilon \in \{-1, 1\}, \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(Y_n = \varepsilon) = \frac{1}{2}.$$

8 ▷

(8a) On a $Z_n(\mathfrak{S}_n) = \llbracket 0, n \rrbracket$, pour tout $k \in \llbracket 0, n \rrbracket$ on a $\mathbb{P}(Z_n = k) = \frac{\text{Card}\{\sigma \in \mathfrak{S}_n : \nu(\sigma) = k\}}{n!}$.

D'après la question 6 on a $\text{Card}\{\sigma \in \mathfrak{S}_n : \nu(\sigma) = k\} = \binom{n}{k} D_{n-k}$ donc

$$\mathbb{P}(Z_n = k) = \frac{\binom{n}{k} D_{n-k}}{n!} = \frac{1}{k!} \sum_{i=0}^{n-k} \frac{(-1)^i}{i!}$$

(8b) Pour tout entier naturel $k \leq n$ (fixé et ne dépend pas de n) on a $\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(Z_n = k) = \frac{e^{-1}}{k!}$.

Z_n converge en loi vers la loi de Poisson de paramètre 1.

(8c) Le nombre moyen de points fixes d'une permutation aléatoire est égale à l'espérance de Z_n , on a

$$\mathbb{E}(Z_n) = \sum_{k=0}^n k \mathbb{P}(Z_n = k) = \sum_{k=0}^n \frac{k}{k!} \sum_{i=0}^{n-k} \frac{(-1)^i}{i!}$$

simplifions cette somme

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(Z_n) &= \sum_{k=0}^n \left(\frac{k}{k!} \sum_{i=0}^{n-k-1} \frac{(-1)^i}{i!} + \frac{(-1)^{n-k}}{(n-k)!} \right) \\ &= \sum_{k=0}^{n-1} \frac{k}{k!} \sum_{i=0}^{n-k-1} \frac{(-1)^i}{i!} + \frac{1}{n!} \sum_{k=0}^n k \binom{n}{k} (-1)^{n-k} \end{aligned}$$

on a $\sum_{k=0}^n k \binom{n}{k} x^{k-1} (-1)^{n-k} = n(x-1)^{n-1}$ donc $\sum_{k=0}^n k \binom{n}{k} (-1)^{n-k} = 0$, ainsi $\mathbb{E}(Z_n) = \mathbb{E}(Z_{n-1})$, et on a $\mathbb{E}(Z_2) = 1$
d'où $\boxed{\mathbb{E}(Z_n) = 1}$

Le calcul de l'espérance de Z_n se fait aisément en remarquant que Z_n est la somme des variables aléatoires de Bernoulli $Z_n = X_1 + \dots + X_n$, où $X_k(\sigma)$ prend la valeur 1 si k est un point fixe de σ et 0 sinon. On a $\mathbb{P}(X_k = 1) = \frac{1}{n}$ d'où $\mathbb{E}(Z_n) = 1$.

9 ▷

- $n = 2$, dans S_2 on a l'identité ((1)(2) : 2 cycles) et une transposition ((12) : 1 cycle).

Ce qui donne pour $n = 2$, $\boxed{\frac{1}{n!} \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \omega(\sigma) = \frac{3}{2}}$.

- $n = 3$, dans S_3 on a l'identité ((1)(2)(3) : 3 cycles), trois transpositions ((a)(bc) : 3 × 2 cycles) et deux 3-cycles ((abc) : 2 × 1 cycles).

Ce qui donne pour $n = 3$, $\boxed{\frac{1}{n!} \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \omega(\sigma) = \frac{11}{6}}$.

- $n = 4$, dans S_4 on a l'identité ((1)(2)(3)(4) : 4 cycles), six transpositions ((a)(b)(cd) : 6 × 3 cycles), huit de 3-cycles ((a)(bcd) : 8 × 2 cycles), trois produit de deux transpositions disjointes ((ab)(cd) : 3 × 2 cycles) et six 4-cycles (abcd) : 6 × 1 cycles).

Ce qui donne pour $n = 4$, $\boxed{\frac{1}{n!} \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \omega(\sigma) = \frac{50}{24}}$.

10 ▷

- L'identité est l'unique permutation qui se décompose en produit de n cycles à supports disjoints, donc $\boxed{s(n, n) = 1}$.

- $s(n, 1)$ est le nombre des n -cycles de \mathfrak{S}_n , un n -cycle de \mathfrak{S}_n s'écrit (n, a_1, \dots, a_{n-1}) avec $a_1, \dots, a_{n-1} \in \llbracket 1, n \rrbracket$ et $\begin{pmatrix} 1 & \dots & n-1 \\ a_1 & \dots & a_{n-1} \end{pmatrix}$ est une permutation de \mathfrak{S}_{n-1} , ce qui établit une bijection entre l'ensemble des n -cycles de \mathfrak{S}_n et \mathfrak{S}_{n-1} , par suite $\boxed{s(n, 1) = (n-1)!}$.

- pour $2 \leq k \leq n-1$, posons $E(n, k)$ l'ensemble des permutations de \mathfrak{S}_n qui se décompose en produit de k cycles à supports disjoints.

Écrivons $E(n, k) = A(n, k) \cup B(n, k)$ avec $A(n, k) = \{\sigma \in \mathfrak{S}_n : \sigma(1) = 1\}$ et $B(n, k) = \{\sigma \in \mathfrak{S}_n : \sigma(1) \neq 1\}$.

Soit $\sigma \in E(n, k)$, $\sigma = c_1 c_2 \dots c_k$, on a deux cas :

► Si $\sigma \in A(n, k)$ alors 1 est un point fixe (on suppose $c_1 = (1)$) donc la restriction de σ à $\llbracket 2, n \rrbracket$ est une permutations de \mathfrak{S}_{n-1} qui se décompose en produit de $k-1$ cycles à supports disjoints, on établit ainsi une bijection entre $A(n, k)$ et $E(n-1, k-1)$ donc $\text{Card } A(n, k) = s(n-1, k-1)$.

► Si $\sigma \in B(n, k)$ posons $\sigma(1) = j \neq 1$, 1 et j sont dans un des cycles c_i posons $c_1 = (1, j, \sigma(j), \dots, \sigma^p(j))$ (il correspond à l'orbite de 1).

On a $(1, j)c_1 = (j, \sigma(j), \dots, \sigma^p(j))$ donc $(1, j)\sigma \in E(n-1, k)$, ainsi l'application qui a σ associe le couple $(\sigma(1), (1, \sigma(1)) \circ \sigma)$ est une bijection de $B(n, k)$ vers $\llbracket 2, n \rrbracket \times E(n-1, k)$ ce qui donne $\text{Card } B(n, k) = (n-1)s(n-1, k)$, d'où la relation

$$\boxed{s(n, k) = s(n-1, k-1) + (n-1)s(n-1, k). (1)}$$

11 ▷ Posons $P_n(x) = \sum_{k=1}^n s(n, k)x^k$, la relation de récurrence (1) donne

$$\begin{aligned} P_n(x) &= x^n + (n-1)!x + \sum_{k=2}^{n-1} s(n-1, k-1)x^k + (n-1) \sum_{k=2}^{n-1} s(n-1, k)x^k \\ &= x^n + (n-1)!x + \sum_{k=1}^{n-2} s(n-1, k)x^{k+1} + (n-1)(P_{n-1}(x) - (n-2)!x) \\ &= x^n + (n-1)!x + x(P_{n-1}(x) - x^{n-1}) + (n-1)(P_{n-1}(x) - (n-2)!x) \\ &= (x+n-1)(P_{n-1}(x)) \end{aligned}$$

Donc $P_n(x) = (x+n-1)\dots(x+2)P_2(x)$, avec $P_2(x) = x^2 + x$, d'où

$$\prod_{i=0}^{n-1} (x+i) = \sum_{k=1}^n s(n,k)x^k.$$

Les $s(n,k)$ sont appelés les **nombre de Stirling de première espèce « non signés »**.

12 ▷ On a $X_n(\mathfrak{S}_n) = \llbracket 1, n \rrbracket$ et $\mathbb{P}(X_n = k) = \frac{s(n,k)}{n!}$, donc $\mathbb{E}[X_n] = \frac{1}{n!} \sum_{k=1}^n ks(n,k)$.

D'après la question 11 on a :

$$\sum_{k=1}^n ks(n,k)x^{k-1} = \prod_{i=0}^{n-1} (x+i) \cdot \sum_{i=0}^{n-1} \frac{1}{x+i} \quad (2)$$

donc $\sum_{k=1}^n ks(n,k) = n! \sum_{i=1}^n \frac{1}{i}$ et $\mathbb{E}[X_n] = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}$ d'où $\mathbb{E}[X_n] \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \ln(n) + \gamma + O\left(\frac{1}{n}\right)$.

13 ▷

(13a) On dérive la relation (1) :

$$\sum_{k=1}^n k(k-1)s(n,k)x^{k-2} = \prod_{i=0}^{n-1} (x+i) \cdot \left(\left(\sum_{i=0}^{n-1} \frac{1}{x+i} \right)^2 - \sum_{i=0}^{n-1} \frac{1}{(x+i)^2} \right)$$

pour $x = 1$ on obtient

$$\frac{1}{n!} \sum_{k=1}^n k(k-1)s(n,k) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{1}{ij} - \sum_{i=1}^n \frac{1}{i^2}.$$

(13b) On a

$$\frac{1}{n!} \sum_{k=1}^n k(k-1)s(n,k) = \frac{1}{n!} \sum_{k=1}^n k^2 s(n,k) - \mathbb{E}[X_n]$$

ce qui donne

$$\frac{1}{n!} \sum_{k=1}^n k^2 s(n,k) = \mathbb{E}[X_n] + \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{1}{ij} - \sum_{i=1}^n \frac{1}{i^2} \right).$$

14 ▷

(14a) Écrivons

$$\begin{aligned} \frac{1}{n!} \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \omega(\sigma)^2 &= \frac{1}{n!} \sum_{k=1}^n \sum_{\substack{\sigma \in \mathfrak{S}_n \\ \omega(\sigma)=k}} \omega(\sigma)^2 \\ &= \frac{1}{n!} \sum_{k=1}^n k^2 \sum_{\substack{\sigma \in \mathfrak{S}_n \\ \omega(\sigma)=k}} 1 \\ &= \frac{1}{n!} \sum_{k=1}^n k^2 s(n,k) \end{aligned}$$

par suite

$$\frac{1}{n!} \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \omega(\sigma)^2 = \mathbb{E}[X_n] + \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{1}{ij} - \sum_{i=1}^n \frac{1}{i^2} \right).$$

et on a

- $\mathbb{E}[X_n] \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \ln(n) + \gamma + O\left(\frac{1}{n}\right)$
- $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{1}{ij} = \left(\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \right)^2 \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \ln(n)^2 + 2\gamma \ln(n) + \gamma^2 + O\left(\frac{\ln(n)}{n}\right)$
- $\sum_{i=1}^n \frac{1}{i^2} = \frac{\pi^2}{6} - \sum_{i=n+1}^{+\infty} \frac{1}{i^2}$ avec $\sum_{i=n+1}^{+\infty} \frac{1}{i^2} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{n}$ donc $\sum_{i=1}^n \frac{1}{i^2} = \frac{\pi^2}{6} + O\left(\frac{\ln(n)}{n}\right)$

ce qui donne $\frac{1}{n!} \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \omega(\sigma)^2 \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \ln(n)^2 + (2\gamma + 1) \ln(n) + \left(\gamma + \gamma^2 - \frac{\pi^2}{6} \right) + O\left(\frac{\ln(n)}{n}\right)$

(14b) On a

$$\frac{1}{n!} \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} (\omega(\sigma) - \ln(n))^2 = \frac{1}{n!} \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \omega(\sigma)^2 - 2 \frac{\ln(n)}{n!} \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \omega(\sigma) + \frac{1}{n!} \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \ln(n)^2$$

et

- $\frac{1}{n!} \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \omega(\sigma)^2 \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \ln(n)^2 + (2\gamma + 1) \ln(n) + c + O\left(\frac{\ln(n)}{n}\right)$
- $\frac{1}{n!} \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \omega(\sigma) = \mathbb{E}[X_n] \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \ln(n) + \gamma + O\left(\frac{1}{n}\right)$
- $\frac{1}{n!} \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} \ln(n)^2 = \ln(n)^2$

ce qui donne

$$\boxed{\frac{1}{n!} \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} (\omega(\sigma) - \ln(n))^2 \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \ln(n) + c + O\left(\frac{\ln(n)}{n}\right).}$$

15 ▷ Soit $\varepsilon > 0$, remarquons que $\mathbb{P}(|X_n - \ln(n)| > \varepsilon \ln(n)) = \mathbb{P}\left((X_n - \ln(n))^2 > \varepsilon^2 \ln(n)^2\right)$, l'inégalité de Markov donne

$$\mathbb{P}(|X_n - \ln(n)| > \varepsilon \ln(n)) \leq \frac{\mathbb{E}\left((X_n - \ln(n))^2\right)}{\varepsilon^2 \ln(n)^2}.$$

On a

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\left((X_n - \ln(n))^2\right) &= \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(X_n = k) (k - \ln(n))^2. \\ &= \frac{1}{n!} \sum_{k=1}^n (k - \ln(n))^2 \cdot s(n, k) \\ &= \frac{1}{n!} \sum_{k=1}^n \sum_{\substack{\sigma \in \mathfrak{S}_n \\ \omega(\sigma) = k}} (\omega(\sigma) - \ln(n))^2 \\ &= \frac{1}{n!} \sum_{\sigma \in \mathfrak{S}_n} (\omega(\sigma) - \ln(n))^2 \end{aligned}$$

donc $\mathbb{E}\left((X_n - \ln(n))^2\right) \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \ln(n) + c + O\left(\frac{\ln(n)}{n}\right)$, il existe donc un $n_0 \geq 2$ tel que $\mathbb{E}\left((X_n - \ln(n))^2\right) \leq 2 \ln(n)$ pour tout $n \geq n_0$, posons $C = \max(\{2\} \cup \left\{ \frac{\mathbb{E}\left((X_i - \ln(i))^2\right)}{\ln(i)}, i \in \llbracket 2, n \rrbracket \right\})$, alors pour tout entier $n \geq 1$, on a

$$\boxed{\mathbb{P}(|X_n - \ln(n)| > \varepsilon \ln(n)) \leq \frac{C}{\varepsilon^2 \ln(n)}}.$$

le cas $n = 1$ est trivial.

Deuxième partie

16 ▷ Soit $(a_n)_{n \geq 2}$ une suite de nombres réels. Pour $t \in \mathbb{R}$, on pose $A(t) = \sum_{2 \leq k \leq t} a_k$. Soit $b : [2, +\infty[\rightarrow \mathbb{R}$ une fonction de classe \mathcal{C}^1 .

Pour tout $n \geq 2$, on a

$$\begin{aligned} \sum_{k=2}^n a_k b(k) &= a_2 b(2) + \sum_{k=3}^n (A(k) - A(k-1)) b(k) \\ &= a_2 b(2) + \sum_{k=3}^n A(k) b(k) - \sum_{k=2}^{n-1} A(k) b(k+1) \\ &= A(n) b(n) + \sum_{k=2}^{n-1} A(k) (b(k) - b(k+1)) \quad (A(2) b(2) = a_2 b(2)) \end{aligned}$$

remarquons que

$$A(k)(b(k+1) - b(k)) = A(k) \int_k^{k+1} b'(t) dt = \int_k^{k+1} A(t)b'(t) dt$$

la relation de Chasles donne

$$\sum_{k=2}^n a_k b(k) = A(n)b(n) - \int_2^n b'(t)A(t) dt.$$

Il s'agit d'une généralisation de l'intégration par parties, appelée **formule sommatoire d'Abel**.

17 ▷

(17a) On a $\prod_{\substack{p \leq 1 \\ p \text{ premier}}} p = 1 \leq 4$, $\prod_{\substack{p \leq 2 \\ p \text{ premier}}} p = 2 \leq 4^2$, $\prod_{\substack{p \leq 3 \\ p \text{ premier}}} p = 6 \leq 4^3$.

On suppose à présent $n \geq 4$ et le résultat connu au rang k pour tout entier k compris entre 1 et $n-1$.

(17b) Si n est pair alors $\prod_{\substack{p \leq n \\ p \text{ premier}}} p = \prod_{\substack{p \leq n-1 \\ p \text{ premier}}} p \leq 4^{n-1} \leq 4^n$.

(17c)

• Soit $n = 2m + 1$ avec $m \in \mathbb{N}$. Pour tout $p \in \llbracket m+2, 2m+1 \rrbracket$, p divise $(2m+1)! = m!(m+1)! \binom{2m+1}{m}$

et il est premier avec $m!(m+1)!$ donc il divise $\binom{2m+1}{m}$ par suite $\prod_{\substack{m+1 < p \leq 2m+1 \\ p \text{ premier}}} p$ divise $\binom{2m+1}{m}$.

• On a $\binom{2m+1}{m} + \binom{2m+1}{m+1} \leq \sum_{k=0}^{2m+1} \binom{2m+1}{k} = 2^{2m+1}$ comme $\binom{2m+1}{m} = \binom{2m+1}{m+1}$ alors $\binom{2m+1}{m} \leq 4^m$.

(17d) Pour $n \geq 2$ posons $\mathcal{P}(n) = \langle\langle \prod_{\substack{p \leq k \\ p \text{ premier}}} p \leq 4^k \text{ pour } 2 \leq k \leq n \rangle\rangle$.

$\mathcal{P}(2)$ est vrai et on suppose que $\mathcal{P}(n)$ est vrai, il résulte de ce qui précède que $\mathcal{P}(n+1)$ est vrai.

Ainsi pour tout $n \geq 2$ $\prod_{\substack{p \leq n \\ p \text{ premier}}} p \leq 4^n$.

18 ▷ • Pour k suffisamment grand $E\left(\frac{n}{p^k}\right) = 0$, la somme évoquée existe car elle ne comporte qu'un nombre fini de termes non nuls.

On a $n! = 1 \times 2 \times \dots \times n$, parmi les entiers allant de 1 à n , il y en a exactement $E\left(\frac{n}{p}\right)$ divisibles par p , $E\left(\frac{n}{p^2}\right)$ divisibles par p^2 , etc...donc

$$v_p(n!) = \sum_{k=1}^{+\infty} E\left(\frac{n}{p^k}\right).$$

• On a $\frac{n}{p^k} - 1 < E\left(\frac{n}{p^k}\right) \leq \frac{n}{p^k}$ donc

$$\frac{n}{p} - 1 < E\left(\frac{n}{p}\right) \leq v_p(n!) \leq \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{n}{p^k} = \frac{n}{p-1}.$$

de plus $\frac{n}{p} + \frac{n}{p(p-1)} = \frac{n}{p-1}$ d'où $\frac{n}{p} - 1 < v_p(n!) \leq \frac{n}{p} + \frac{n}{p(p-1)}$.

19 ▷

(19a) Soit $k \geq 2$, on a $\ln(k) \leq \int_k^{k+1} \ln(t) dt \leq \ln(k+1)$ et $\int_{k-1}^k \ln(t) dt \leq \ln(k) \leq \int_k^{k+1} \ln(t) dt$, donc

$$\int_1^n \ln(t) dt \leq \sum_{k=2}^n \ln(k) \leq \int_1^{n+1} \ln(t) dt$$

soit

$$0 \leq \sum_{k=2}^n \ln(k) - \int_1^n \ln(t)dt \leq \int_n^{n+1} \ln(t)dt \leq \ln(n+1)$$

et on a $\int_1^n \ln(t)dt = n \ln(n) - n$ ainsi $\sum_{k=1}^n \ln(k) \underset{n \rightarrow +\infty}{=} n \ln(n) - n + O(\ln(n))$ (1).

(19b)

- Soit $p \leq n$, on a $\nu_p(n!) = \max \{ \nu \in \mathbb{N} : p^\nu \mid n! \}$ donc $p^{\nu_p(n!)} \mid n!$ et $p^{\nu_p(n!)+1} \nmid n!$, ce qui donne $\prod_{p \text{ premier}, p \leq n} p^{\nu_p(n!)} \mid n!$.

Réciproquement si $n! = \prod_{p \text{ premier}} q^{m_q}$, la décomposition de $n!$ en produit de nombres premiers, alors les $q \leq n$ et

$m_q \leq \nu_q(n!)$ par suite $n! \mid \prod_{p \text{ premier}, p \leq n} p^{\nu_p(n!)}$, ainsi $n! = \prod_{p \text{ premier}, p \leq n} p^{\nu_p(n!)}$.

- On a $\ln(n!) = \sum_{p \text{ premier}, p \leq n} \nu_p(n!) \ln(p)$, l'inégalité de la question 18 donne

$$n \sum_{p \text{ premier}, p \leq n} \frac{\ln(p)}{p} - \sum_{p \text{ premier}, p \leq n} \ln(p) < \ln(n!) \leq n \sum_{p \text{ premier}, p \leq n} \frac{\ln(p)}{p} + n \sum_{p \text{ premier}, p \leq n} \frac{\ln(p)}{p(p-1)}.$$

et $\sum_{p \text{ premier}, p \leq n} \ln(p) = \ln \left(\prod_{p \text{ premier}, p \leq n} p \right)$, d'après la question 17 on a $\prod_{p \text{ premier}, p \leq n} p \leq 4^n$

donc $\sum_{p \text{ premier}, p \leq n} \ln(p) \leq 4 \ln(n)$, ainsi

$$n \sum_{p \text{ premier}, p \leq n} \frac{\ln(p)}{p} - 4 \ln(n) < \ln(n!) \leq n \sum_{p \text{ premier}, p \leq n} \frac{\ln(p)}{p} + n \sum_{p \text{ premier}, p \leq n} \frac{\ln(p)}{p(p-1)}. \quad (2)$$

(19c) On a $\frac{\ln(k)}{k(k-1)} = o\left(\frac{1}{k^{\frac{3}{2}}}\right)$ donc la série $\sum_{k \geq 2} \frac{\ln(k)}{k(k-1)}$ converge.

(19d) La relation (2) donne

$$\frac{\ln(n!)}{n} - \sum_{p \text{ premier}, p \leq n} \frac{\ln(p)}{p(p-1)} \leq \sum_{p \text{ premier}, p \leq n} \frac{\ln(p)}{p} < \frac{\ln(n!) + 4 \ln(n)}{n}$$

d'après la relation (1) de la question 19a on a

$$\frac{\ln(n!)}{n} \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \ln(n) - 1 + O\left(\frac{\ln(n)}{n}\right)$$

de plus $\sum_{p \text{ premier}, p \leq n} \frac{\ln(p)}{p(p-1)} \leq \sum_{k \leq n} \frac{\ln(k)}{k(k-1)}$, la série $\sum_{k \geq 2} \frac{\ln(k)}{k(k-1)}$ converge donc $\sum_{p \text{ premier}, p \leq n} \frac{\ln(p)}{p(p-1)}$ est bornée par suite

$$\frac{\ln(n!)}{n} - \sum_{p \text{ premier}, p \leq n} \frac{\ln(p)}{p(p-1)} \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \ln(n) + O(1) \text{ et } \frac{\ln(n!) + 4 \ln(n)}{n} \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \ln(n) + O(1)$$

d'où $\sum_{p \text{ premier}, p \leq n} \frac{\ln(p)}{p} \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \ln(n) + O(1)$.

Ce résultat est le premier théorème de Mertens démontré en 1874.

(20a) Posons pour $n \geq 2$, $S(n) = \sum_{\substack{p \leq n \\ p \text{ premier}}} \frac{\ln(p)}{p}$ et $a_n = S(n) - S(n-1)$, on a

$$a_n = \begin{cases} \frac{\ln(n)}{n} & \text{si } n \text{ est premier} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

écrivons

$$\begin{aligned} \sum_{\substack{p \leq n \\ p \text{ premier}}} \frac{1}{p} &= \sum_{\substack{p \leq n \\ p \text{ premier}}} \frac{\ln(p)}{p} \frac{1}{\ln(p)} \\ &= \sum_{2 \leq k \leq n} a_k \frac{1}{\ln(k)} \end{aligned}$$

d'après la question 16 on a, avec $b(t) = \frac{1}{\ln(t)}$,

$$\sum_{\substack{p \leq n \\ p \text{ premier}}} \frac{1}{p} = A(n) \frac{1}{\ln(n)} + \int_2^n \frac{1}{t(\ln(t))^2} A(t) dt$$

On a $A(n) = \sum_{2 \leq k \leq n} S(k) - S(k-1) = S(n)$ et $S(t) = R(t) + \ln(t)$, ce qui donne

$$\begin{aligned} \sum_{\substack{p \leq n \\ p \text{ premier}}} \frac{1}{p} &= 1 + \frac{R(n)}{\ln(n)} + \int_2^n \frac{1}{t \ln(t)} dt + \int_2^n \frac{R(t)}{t(\ln(t))^2} dt \\ &= 1 + \ln(\ln(n)) - \ln(\ln(2)) + \frac{R(n)}{\ln(n)} + \int_2^n \frac{R(t)}{t(\ln(t))^2} dt. \end{aligned}$$

d'où l'on a $\boxed{\sum_{\substack{p \leq n \\ p \text{ premier}}} \frac{1}{p} = 1 + \ln_2(n) - \ln_2(2) + \frac{R(n)}{\ln(n)} + \int_2^n \frac{R(t)}{t(\ln(t))^2} dt.}$

(20b) D'après la question 19d on a $R(t) \underset{t \rightarrow +\infty}{=} O(1)$, donc $\frac{R(t)}{t(\ln(t))^2} \underset{t \rightarrow +\infty}{=} O\left(\frac{1}{t(\ln(t))^2}\right)$,

comme $\int_2^n \frac{1}{t(\ln(t))^2} dt = \frac{1}{\ln(2)} - \frac{1}{\ln(n)}$ alors la fonction $t \mapsto \frac{R(t)}{t(\ln(t))^2}$ est intégrable sur $[2, +\infty[$.

(20c) Écrivons

$$\int_2^n \frac{R(t)}{t(\ln(t))^2} dt = \int_2^{+\infty} \frac{R(t)}{t(\ln(t))^2} dt + \int_n^{+\infty} \frac{R(t)}{t(\ln(t))^2} dt$$

avec

$$\int_n^{+\infty} \frac{R(t)}{t(\ln(t))^2} dt = O\left(\int_n^{+\infty} \frac{1}{t(\ln(t))^2} dt\right) = O\left(\frac{1}{\ln(n)}\right)$$

et $\frac{R(n)}{\ln(n)} = O\left(\frac{1}{\ln(n)}\right)$, ce qui donne $\boxed{\sum_{\substack{p \leq n \\ p \text{ premier}}} \frac{1}{p} \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \ln_2(n) + c_1 + O\left(\frac{1}{\ln(n)}\right)}$

avec $c_1 = 1 - \ln_2(2) + \int_2^{+\infty} \frac{R(t)}{t(\ln(t))^2} dt$.

Ce résultat est le deuxième théorème de Mertens

21 ▷

(21a) Soit $x \geq 1$ et $q \in \mathbb{N}^*$. On a

$$\{n \in \mathbb{N} \cap [1, x] : n \equiv 0 \pmod{q}\} = \{kq : k \in \mathbb{N} \cap [1, \frac{x}{q}]\}$$

donc $\text{Card}\{n \in \mathbb{N} \cap [1, x] : n \equiv 0 \pmod{q}\} = E\left(\frac{x}{q}\right)$ et on sait que $\left|E\left(\frac{x}{q}\right) - \frac{x}{q}\right| \leq 1$, d'où le résultat.

(21b) Écrivons

$$\begin{aligned}
\sum_{n \leq x} \omega(n) &= \sum_{n \leq x} \sum_{\substack{p|n \\ p \text{ premier}}} 1 \\
&= \sum_{\substack{p \leq x \\ p \text{ premier}}} \sum_{\substack{n \leq x \\ p|n}} 1 \\
&= \sum_{\substack{p \leq x \\ p \text{ premier}}} \text{Card}\{n \in \mathbb{N} \cap [1, x] : n \equiv 0(\text{mod } p)\} \\
&= \sum_{\substack{p \leq x \\ p \text{ premier}}} E\left(\frac{x}{p}\right)
\end{aligned}$$

Ce qui donne

$$\frac{1}{x} \sum_{n \leq x} \omega(n) = \sum_{\substack{p \leq x \\ p \text{ premier}}} \frac{1}{p} + \frac{1}{x} \sum_{\substack{p \leq x \\ p \text{ premier}}} \left(E\left(\frac{x}{p}\right) - \frac{x}{p} \right)$$

et

$$\frac{1}{x} \left| \sum_{\substack{p \leq x \\ p \text{ premier}}} \left(E\left(\frac{x}{p}\right) - \frac{x}{p} \right) \right| \leq \frac{1}{x} \sum_{\substack{p \leq x \\ p \text{ premier}}} 1 \leq 1$$

d'après question 20c on a $\boxed{\frac{1}{x} \sum_{n \leq x} \omega(n) \underset{x \rightarrow +\infty}{=} \ln_2(x) + O(1)}$

C'est le théorème Hardy et Ramanujan, il donne $\ln_2(x)$ comme un ordre moyen de $\omega(x)$.

22 ▷

(22a) Écrivons

$$\frac{1}{x} \sum_{n \leq x} (\omega(n) - \ln_2(x))^2 = \frac{1}{x} \sum_{n \leq x} \omega(n)^2 - 2 \frac{\ln_2(x)}{x} \sum_{n \leq x} \omega(n) + \ln_2(x)^2 \frac{E(x)}{x}$$

d'après la question précédente on a

$$\frac{1}{x} \sum_{n \leq x} (\omega(n) - \ln_2(x))^2 \underset{x \rightarrow +\infty}{=} \frac{1}{x} \sum_{n \leq x} \omega(n)^2 - \ln_2(x)^2 + O(\ln_2(x)) + \underbrace{\ln_2(x)^2 \frac{E(x) - x}{x}}_{O\left(\frac{\ln_2(x)^2}{x}\right)}$$

d'où $\boxed{\frac{1}{x} \sum_{n \leq x} (\omega(n) - \ln_2(x))^2 \underset{x \rightarrow +\infty}{=} \frac{1}{x} \sum_{n \leq x} \omega(n)^2 - \ln_2(x)^2 + O(\ln_2(x))}$.

(22b) Pour tout $x \geq 2$ on a

$$\begin{aligned}
\sum_{n \leq x} \omega(n)^2 &= \sum_{n \leq x} \left(\sum_{\substack{p_1|n \\ p_1 \text{ premier}}} 1 \right) \left(\sum_{\substack{p_2|n \\ p_2 \text{ premier}}} 1 \right) \\
&= \sum_{n \leq x} \sum_{\substack{p_1|n \\ p_1 \text{ premier}}} \sum_{\substack{p_2|n \\ p_2 \text{ premier}}} 1 \\
&= \sum_{\substack{p_1 \leq x \\ p_1 \text{ premier}}} \sum_{\substack{p_2 \leq x \\ p_2 \text{ premier}}} \sum_{\substack{n \leq x \\ p_1|n \text{ et } p_2|n}} 1 \\
&= \sum_{\substack{p_1 \leq x \\ p_1 \text{ premier}}} \sum_{\substack{p_2 \leq x \\ p_2 \text{ premier}}} \text{Card}\{n \in \mathbb{N}^* : n \leq x, p_1 | n \text{ et } p_2 | n\}
\end{aligned}$$

(22c) On a

$$\begin{aligned} \sum_{\substack{p_1, p_2 \leq x \\ p_1 \neq p_2 \text{ premiers}}} \text{Card} \{n \in \mathbb{N}^* : n \leq x, p_1 \mid n \text{ et } p_2 \mid n\} &= \sum_{\substack{p_1, p_2 \leq x \\ p_1 \neq p_2 \text{ premiers}}} \text{Card} \{n \in \mathbb{N}^* : n \leq x, p_1 p_2 \mid n\} \\ &= \sum_{\substack{p_1, p_2 \leq x \\ p_1 \neq p_2 \text{ premiers}}} E\left(\frac{x}{p_1 p_2}\right) \end{aligned}$$

donc

$$\sum_{\substack{p_1, p_2 \leq x \\ p_1 \neq p_2 \text{ premiers}}} \text{Card} \{n \in \mathbb{N}^* : n \leq x, p_1 \mid n \text{ et } p_2 \mid n\} = \sum_{\substack{p_1, p_2 \leq x \\ p_1 p_2 \leq x \\ p_1 \neq p_2 \text{ premiers}}} \left(\frac{x}{p_1 p_2} + O(1) \right)$$

• La somme $\sum_{\substack{p_1, p_2 \leq x \\ p_1 p_2 \leq x \\ p_1 \neq p_2 \text{ premiers}}} O(1)$ est dominée par $\sum_{\substack{p_1, p_2 \leq x \\ p_1 p_2 \leq x \\ p_1, p_2 \text{ premiers}}} 1$ et on a

$$\begin{aligned} \sum_{\substack{p_1, p_2 \leq x \\ p_1 p_2 \leq x \\ p_1, p_2 \text{ premiers}}} 1 &= \sum_{\substack{p_1 \leq x \\ p_1 \text{ premiers}}} \sum_{\substack{p_2 \leq \frac{x}{p_1} \\ p_2 \text{ premiers}}} 1 \\ &\leq \sum_{\substack{p_1 \leq x \\ p_1 \text{ premiers}}} \sum_{k \leq \frac{x}{p_1}} 1 \\ &\leq \sum_{\substack{p_1 \leq x \\ p_1 \text{ premiers}}} \frac{x}{p_1} \end{aligned}$$

ce qui donne $\sum_{\substack{p_1, p_2 \leq x \\ p_1 p_2 \leq x \\ p_1 \neq p_2 \text{ premiers}}} O(1) \underset{x \rightarrow +\infty}{=} O(x \ln_2(x))$.

• La somme $\sum_{\substack{p_1, p_2 \leq x \\ p_1 p_2 \leq x \\ p_1 \neq p_2 \text{ premiers}}} \frac{x}{p_1 p_2}$ s'écrit

$$\sum_{\substack{p_1, p_2 \leq x \\ p_1 p_2 \leq x \\ p_1, p_2 \text{ premiers}}} \frac{x}{p_1 p_2} - \sum_{\substack{p \leq x \\ p^2 \leq x \\ p \text{ premiers}}} \frac{x}{p^2}$$

et $\sum_{\substack{p \leq x \\ p^2 \leq x \\ p \text{ premiers}}} \frac{x}{p^2} \leq x \sum_{n \leq x} \frac{1}{n^2} \leq \frac{\pi^2}{6} x$ donc elle est aussi dominée par $x \ln_2(x)$.

Remarquons que $\{(p_1, p_2) : p_1, p_2 \leq \sqrt{x}\} \subset \{(p_1, p_2) : p_1, p_2 \leq x \text{ et } p_1 p_2 \leq x\} \subset \{(p_1, p_2) : p_1, p_2 \leq x\}$ donc

$$\left(\sum_{\substack{p \leq \sqrt{x} \\ p \text{ premier}}} \frac{1}{p} \right)^2 \leq \sum_{\substack{p_1, p_2 \leq x \\ p_1 p_2 \leq x \\ p_1, p_2 \text{ premiers}}} \frac{1}{p_1 p_2} \leq \left(\sum_{\substack{p \leq x \\ p \text{ premier}}} \frac{1}{p} \right)^2$$

et on a

$$\begin{aligned} \sum_{\substack{p \leq \sqrt{x} \\ p \text{ premier}}} \frac{1}{p} &\underset{x \rightarrow +\infty}{=} \ln_2(\sqrt{x}) + c_1 + O\left(\frac{1}{\ln(x)}\right) \\ &\underset{x \rightarrow +\infty}{=} \ln_2(x) + \ln\left(1 - \frac{\ln(2)}{\ln(x)}\right) + c_1 + O\left(\frac{1}{\ln(x)}\right) \\ &\underset{x \rightarrow +\infty}{=} \ln_2(x) + c_1 + O\left(\frac{1}{\ln(x)}\right) \end{aligned}$$

ce qui donne

$$\sum_{\substack{p_1, p_2 \leq x \\ p_1 p_2 \leq x \\ p_1, p_2 \text{ premiers}}} \frac{1}{p_1 p_2} \underset{x \rightarrow +\infty}{=} \ln_2(x)^2 + O(\ln_2(x))$$

et

$$\sum_{\substack{p_1, p_2 \leq x \\ p_1 p_2 \leq x \\ p_1 \neq p_2 \text{ premiers}}} \frac{x}{p_1 p_2} \underset{x \rightarrow +\infty}{=} x \ln_2(x)^2 + O(x \ln_2(x))$$

$$\text{d'où } \left(\sum_{\substack{p_1, p_2 \leq x \\ p_1 \neq p_2 \text{ premiers}}} \text{Card} \{n \in \mathbb{N}^* : n \leq x, p_1 \mid n \text{ et } p_2 \mid n\} \right) - x \ln_2(x)^2 \underset{x \rightarrow +\infty}{=} O(x \ln_2(x)).$$

(22d) D'après 22b

$$\begin{aligned} \sum_{n \leq x} \omega(n)^2 &= \sum_{\substack{p_1 \leq x \\ p_1 \text{ premier}}} \sum_{\substack{p_2 \leq x \\ p_2 \text{ premier}}} \text{Card} \{n \in \mathbb{N}^* : n \leq x, p_1 \mid n \text{ et } p_2 \mid n\} \\ &= \sum_{\substack{p_1, p_2 \leq x \\ p_1 \neq p_2 \text{ premiers}}} \text{Card} \{n \in \mathbb{N}^* : n \leq x, p_1 \mid n \text{ et } p_2 \mid n\} + \sum_{\substack{p \leq x \\ p \text{ premiers}}} \text{Card} \{n \in \mathbb{N}^* : n \leq x, p \mid n\} \end{aligned}$$

$$\text{or } \sum_{\substack{p \leq x \\ p \text{ premiers}}} \text{Card} \{n \in \mathbb{N}^* : n \leq x, p \mid n\} \underset{x \rightarrow +\infty}{=} O(x \ln_2(x)) \text{ donc}$$

$$\sum_{n \leq x} \omega(n)^2 \underset{x \rightarrow +\infty}{=} x \ln_2(x)^2 + O(x \ln_2(x))$$

$$\text{et de la question 22a on a } \left[\frac{1}{x} \sum_{n \leq x} (\omega(n) - \ln_2(x))^2 \underset{x \rightarrow +\infty}{=} O(\ln_2(x)). \right]$$

23 ▷ On pose $S = \left\{ n \geq 3 : \left| \frac{\omega(n) - \ln_2(n)}{\sqrt{\ln_2(n)}} \right| \geq (\ln_2(n))^{1/4} \right\}$.

• On a $\text{Card}(S \cap [1, x]) = \text{Card}(S \cap [\sqrt{x}, x]) + \text{Card}(S \cap [1, \sqrt{x}])$ et $\text{Card}(S \cap [1, \sqrt{x}]) \leq \sqrt{x}$ donc $\text{Card}(S \cap [1, x]) \underset{x \rightarrow +\infty}{=} \text{Card}(S \cap [\sqrt{x}, x]) + O(\sqrt{x})$.

• Remarquons que

$$\frac{1}{x} \sum_{n \in S \cap [\sqrt{x}, x]} (\omega(n) - \ln_2(x))^2 \underset{x \rightarrow +\infty}{=} O(\ln_2(x)).$$

et pour tout $n \in S \cap [\sqrt{x}, x]$ on a

$$\left| \frac{\omega(n) - \ln_2(n)}{\sqrt{\ln_2(n)}} \right| \leq \left| \frac{\omega(n) - \ln_2(x)}{\sqrt{\ln_2(n)}} \right| + \left| \frac{\ln_2(x) - \ln_2(n)}{\sqrt{\ln_2(n)}} \right|$$

et $0 \leq \ln_2(x) - \ln_2(n) \leq \ln_2(x) - \ln_2(\sqrt{x}) = -\ln(1 - \frac{\ln(2)}{\ln(x)})$ donc

$$\left| \frac{\omega(n) - \ln_2(n)}{\sqrt{\ln_2(n)}} \right| \leq \left| \frac{\omega(n) - \ln_2(x)}{\sqrt{\ln_2(\sqrt{x})}} \right| + \left| \frac{\ln(1 - \frac{\ln(2)}{\ln(x)})}{\sqrt{\ln_2(\sqrt{x})}} \right|$$

par suite

$$\begin{aligned} (\ln_2(\sqrt{x}))^{1/4} \text{Card}(S \cap [\sqrt{x}, x]) &\leq \sum_{n \in S \cap [\sqrt{x}, x]} \left| \frac{\omega(n) - \ln_2(n)}{\sqrt{\ln_2(n)}} \right| \\ &\leq \sum_{n \in S \cap [\sqrt{x}, x]} \left| \frac{\omega(n) - \ln_2(x)}{\sqrt{\ln_2(\sqrt{x})}} \right| + x \left| \frac{\ln(1 - \frac{\ln(2)}{\ln(x)})}{\sqrt{\ln_2(\sqrt{x})}} \right| \end{aligned}$$

l'inégalité de Cauchy-Schwartz donne

$$\sum_{n \in S \cap [\sqrt{x}, x]} \left| \frac{\omega(n) - \ln_2(x)}{\sqrt{\ln_2(\sqrt{x})}} \right| \leq \sqrt{x} \left(\sum_{n \in S \cap [\sqrt{x}, x]} \left| \frac{\omega(n) - \ln_2(x)}{\sqrt{\ln_2(\sqrt{x})}} \right|^2 \right)^{1/2} = \frac{\sqrt{x}}{\sqrt{\ln_2(\sqrt{x})}} O(\sqrt{x \ln_2(x)}) = O(x)$$

donc $\sum_{n \in S \cap [\sqrt{x}, x]} \left| \frac{\omega(n) - \ln_2(x)}{\sqrt{\ln_2(\sqrt{x})}} \right| = O(x)$ ce qui donne $(\ln_2(\sqrt{x}))^{1/4} \text{Card}(S \cap [\sqrt{x}, x]) = O(x)$.

Finalement

$$\text{Card}(S \cap [1, x]) \underset{x \rightarrow +\infty}{=} \text{Card}(S \cap [\sqrt{x}, x]) + O(\sqrt{x}) \underset{x \rightarrow +\infty}{=} O(x (\ln_2(\sqrt{x}))^{-1/4})$$

ainsi

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} \frac{1}{x} \text{Card}\{n \leq x : n \in S\} = 0.$$

Fin