# Concours d'Admission 2025 - Mathématiques C (ULSR) Filières MP-MPI

## Écoles Normales Supérieures Vendredi 18 avril 2025

Durée: 4 heures

L'utilisation des calculatrices n'est pas autorisée pour cette épreuve.

# Fonctions d'un grand nombre de variables aléatoires

Soit  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  un espace probabilisé. Les variables aléatoires sur  $\Omega$  intervenant dans le problème sont discrètes, à valeurs dans des sous-ensembles dénombrables de  $\mathbb{R}$ .

## Rappels, notations

Soit X une variable aléatoire positive ou nulle, à valeurs dans l'ensemble  $\{x_n; n \in \mathbb{N}\} \subset \mathbb{R}_+$ . L'espérance de X est

$$\mathbb{E}[X] := \sum_{n=0}^{\infty} x_n \mathbb{P}(X = x_n) \tag{1}$$

Dans le cas général où X est une variable aléatoire à valeurs dans l'ensemble  $\{x_n; n \in \mathbb{N}\} \subset \mathbb{R}$ , et si  $\mathbb{E}[|X|]$  est finie, l'espérance de X est par définition la quantité

$$\mathbb{E}[X] := \sum_{n=0}^{\infty} x_n \mathbb{P}(X = x_n) = \lim_{m \to +\infty} \sum_{n=0}^{m} x_n \mathbb{P}(X = x_n)$$
 (2)

Si  $\mathbb{E}[X^2]$  est finie, alors  $\mathbb{E}[|X|]$  est finie et on a

$$(\mathbb{E}[|X|])^2 \le \mathbb{E}\left[X^2\right] \tag{3}$$

Dans ce cas, la variance de X est la quantité

$$Var(X) := \mathbb{E}\left[ (X - \mathbb{E}[X])^2 \right]$$
(4)

On rappelle l'expression alternative

$$Var(X) = \mathbb{E}\left[X^2\right] - (\mathbb{E}[X])^2 \tag{5}$$

On rappelle aussi l'inégalité de Markov : si X est une variable aléatoire positive ou nulle d'espérance finie et t>0, alors

$$\mathbb{P}(X \ge t) \le \frac{1}{t} \mathbb{E}[X] \tag{6}$$

On dit que des variables aléatoires  $X_1, X_2, \ldots, X_N$  sont indépendantes si

$$\mathbb{E}\left[\psi_1\left(X_1\right)\cdots\psi_N\left(X_N\right)\right] = \mathbb{E}\left[\psi_1\left(X_1\right)\right]\cdots\mathbb{E}\left[\psi_N\left(X_N\right)\right] \tag{7}$$

pour toutes fonctions bornées  $\psi_1, \ldots, \psi_N : \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ . On note  $\mathbf{1}_A$  la fonction indicatrice d'un ensemble A, de sorte que  $\mathbf{1}_A(x) = 1$  si  $x \in A$  et 0 sinon. On appelle constante numérique toute constante absolue (telle que  $2, 6, \ln(2), e^3, \cos(46), \text{ etc.}$ ) indépendante des paramètres intervenant par ailleurs, qui sont les suivants : la constante K, le nombre N, et les variables aléatoires  $X_1, X_2 \cdots$ .

# I. Amplitude d'une somme de variables aléatoires

Soit  $N \in \mathbb{N}^*$ . On considère N variables aléatoires  $X_1, \ldots, X_N$  identiquement distribuées et satisfaisant, pour une certaine constante  $K \geq 1$ , et pour tout  $n \in \{1, \ldots, N\}$ ,

$$\mathbb{P}\left(|X_n| \le K\right) = 1\tag{8}$$

et

$$\mathbb{E}\left[X_n\right] = 0, \quad \text{Var}\left(X_n\right) \le 1 \tag{9}$$

L'objet de cette partie est d'estimer la taille de la somme

$$S_N := X_1 + \dots + X_N \tag{10}$$

sous diverses hypothèses de dépendance entre les variables  $X_n$  pour  $n=1,\ldots,N$ .

## **I.1**

Pour N=1, parmi les variables aléatoires de lois usuelles, donner sans justification un exemple de variable aléatoire satisfaisant (8) et deux exemples de variables aléatoires ne satisfaisant pas (8).

## **I.2**

Pour tout  $N \ge 1$ , donner un exemple de variables aléatoires satisfaisant les hypothèses (8)-(9) et telles que  $\mathbb{P}(|S_N| \ge N) \ge 1/2$ .

## **I.3**

On suppose que les variables aléatoires  $X_1, \ldots, X_N$  sont deux à deux décorrélées, c'est-à-dire :

$$\forall 1 \le m, n \le N, \quad n \ne m \Rightarrow \mathbb{E}\left[X_n X_m\right] = 0 \tag{11}$$

Démontrer que

$$\mathbb{E}\left[\left|S_N\right|^2\right] \le N \tag{12}$$

En déduire que, pour tout t > 0,

$$\mathbb{P}\left(|S_N| > t\sqrt{N}\right) \le \frac{1}{t^2} \tag{13}$$

## **I.4**

Soit k un entier supérieur ou égal à 2. On dit que des variables aléatoires  $(Y_n)_{n\geq 1}$  sont k-indépendantes si

$$\mathbb{E}\left[\psi_{1}\left(Y_{n_{1}}\right)\cdots\psi_{k}\left(Y_{n_{k}}\right)\right] = \mathbb{E}\left[\psi_{1}\left(Y_{n_{1}}\right)\right]\cdots\mathbb{E}\left[\psi_{k}\left(Y_{n_{k}}\right)\right] \tag{14}$$

pour tous indices  $1 \le n_1 < \cdots < n_k$  et pour toutes fonctions bornées  $\psi_1, \ldots, \psi_k : \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ .

## I.4.a

Démontrer que la k-indépendance implique la j-indépendance si  $j \leq k$ .

#### **I.4.**b

Qu'est-ce que la N-indépendance pour N variables aléatoires  $Y_1, \ldots, Y_N$ ?

#### I.4.c

Soit  $Y_1$  et  $Y_2$  des variables aléatoires indépendantes de loi uniforme sur  $\{0,1\}$ : pour n=1,2,

$$\mathbb{P}(Y_n = 0) = \mathbb{P}(Y_n = 1) = \frac{1}{2}$$

$$\tag{15}$$

Soit  $Y_3$  la variable aléatoire sur  $\{0,1\}$  définie par

$$Y_3 := Y_1 + Y_2 \mod 2 \tag{16}$$

Démontrer que les variables aléatoires  $(Y_1, Y_2, Y_3)$  sont 2-indépendantes mais pas 3-indépendantes.

## **I.5**

Soit k un entier pair dans  $\{2, \ldots, N\}$ . On suppose dans cette question que les variables aléatoires  $X_1, \ldots, X_N$  sont k-indépendantes. On introduit les notations suivantes :  $\mathcal{T}$  désigne l'ensemble  $\{1, \ldots, N\}^k$ . Si  $T = (n_1, \ldots, n_k) \in \mathcal{T}$  et  $n \in \{1, \ldots, N\}$ , on note  $m_T(n)$  la multiplicité de n dans T, c'est-à-dire

$$m_T(n) = \text{Card}\{i \in \{1, \dots, k\}; n_i = n\}$$
 (17)

Pour  $\ell \in \{1, ..., k\}$ , on note  $\mathcal{T}_{\ell}$  l'ensemble des T dans  $\mathcal{T}$  faisant intervenir exactement  $\ell$  indices distincts, et où chacun a une multiplicité au moins 2, à savoir :  $T \in \mathcal{T}_{\ell}$  si

Card 
$$(n \in \{1, ..., N\}; m_T(n) > 0\}) = \ell$$
 (18)

et

$$\forall n \in \{1, \dots, N\}, \quad m_T(n) > 0 \Rightarrow m_T(n) \ge 2 \tag{19}$$

Enfin, on notera  $|\mathcal{T}_{\ell}|$  le cardinal de  $\mathcal{T}_{\ell}$ .

#### I.5.a

Déterminer  $|\mathcal{T}_1|$  et  $|\mathcal{T}_\ell|$  pour  $\ell > k/2$ .

#### I.5.b

Justifier

$$\mathbb{E}\left[ (S_N)^k \right] = \sum_{T \in \mathcal{T}} \prod_{n=1}^N \mathbb{E}\left[ X_n^{m_T(n)} \right]$$
 (20)

puis

$$\mathbb{E}\left[\left(S_{N}\right)^{k}\right] = \sum_{\ell=1}^{k/2} \sum_{T \in \mathcal{T}_{\ell}} \prod_{n=1}^{N} \mathbb{E}\left[X_{n}^{m_{T}(n)}\right]$$
(21)

## I.5.c

Démontrer que

$$\mathbb{E}\left[\left(S_N\right)^k\right] \le \sum_{\ell=1}^{k/2} K^{k-2\ell} \left|\mathcal{T}_\ell\right| \tag{22}$$

## I.5.d

Soit  $\ell \in \{1, \dots, k/2\}$ . Justifier l'estimation suivante :

$$|\mathcal{T}_{\ell}| \le \binom{N}{\ell} \ell^k \le \frac{N^{\ell}}{\ell!} \ell^k \tag{23}$$

On pourra considérer l'ensemble des  $T \in \mathcal{T}$  faisant intervenir au plus  $\ell$  éléments distincts.

## **I.5.e**

Pour  $\ell \in \{1, \dots, k/2\}$ , démontrer que

$$\ell! \ge \ell^k e^{-\ell} \tag{24}$$

puis en déduire que

$$|\mathcal{T}_{\ell}| \le (Ne)^{\ell} \left(\frac{k}{2}\right)^{k-\ell} \tag{25}$$

## I.5.f

Démontrer que

$$\mathbb{E}\left[\left(S_N\right)^k\right] \le \left(\frac{Kk}{2}\right)^k \sum_{\ell=1}^{k/2} \left(\frac{2Ne}{kK^2}\right)^\ell \tag{26}$$

## I.5.g

On suppose

$$kK^2 \le N \tag{27}$$

Démontrer que

$$\mathbb{E}\left[\left(S_N\right)^k\right] \le \frac{\theta}{\theta - 1} \left(\frac{Nek}{2}\right)^{k/2} \le 2 \left(\frac{Nek}{2}\right)^{k/2} \tag{28}$$

οù

$$\theta := \frac{2Ne}{kK^2} \tag{29}$$

## I.5.h

Démontrer (sous l'hypothèse (27)) l'estimation suivante : pour tout t > 0,

$$\mathbb{P}\left(|S_N| \ge t\sqrt{N}\right) \le 2\left(\frac{\sqrt{ek/2}}{t}\right)^k \tag{30}$$

## **I.6**

On suppose maintenant que les variables aléatoires  $X_1, \ldots, X_N$  sont indépendantes, de sorte qu'elles sont k-indépendantes pour tout  $k \in \{2, \ldots, N\}$ . On veut maintenant établir la borne suivante : il existe des constantes numériques  $\alpha, \beta > 0$  (indépendantes de  $K \geq 1$  et N) telles que pour tout  $t \geq 0$ ,

$$\mathbb{P}\left(|S_N| \ge t\sqrt{N}\right) \le \beta \exp\left(-\alpha t^2/K^2\right) \tag{31}$$

## I.6.a

Justifier qu'il suffit de considérer le cas K = 1, ce que l'on fera dans les trois questions suivantes.

## I.6.b

Soit k le plus grand entier pair de  $\{1,\ldots,N\}$  inférieur ou égal à  $\frac{2t^3}{e^2}$ . Justifier que (27) est satisfaite si

$$e \le t \le \frac{e}{\sqrt{2}}\sqrt{N} \tag{32}$$

## **I.6.c**

Sous l'hypothèse (32), démontrer qu'on a (31) avec

$$\beta = 2e, \quad \alpha = e^{-2} \tag{33}$$

## **I.6.d**

Conclure qu'il existe des constantes numériques  $\alpha, \beta > 0$  telles que (31) est vérifiée pour tout  $t \geq 0$ .

## II. Concentration de combinaisons de variables aléatoires

L'espace  $\mathbb{R}^N$  est muni du produit scalaire canonique noté  $\langle \cdot, \cdot \rangle$  et de la norme euclidienne associée, notée  $|\cdot|$ : pour  $x \in \mathbb{R}^N$ ,

$$|x|^2 := \langle x, x \rangle^{1/2} \tag{34}$$

Soit  $(e_i)_{1 \leq i \leq N}$  la base canonique de  $\mathbb{R}^N$ . On rappelle que, pour tout  $x \in \mathbb{R}^N$ , on a

$$x = \sum_{i=1}^{N} \langle x, e_i \rangle e_i, \quad |x|^2 = \sum_{i=1}^{N} |\langle x, e_i \rangle|^2$$
(35)

Une fonction  $F: \mathbb{R}^N \to \mathbb{R}$  est dite 1-lipschitzienne si elle vérifie, pour tous  $x, y \in \mathbb{R}^N$ ,

$$|F(x) - F(y)| \le |x - y| \tag{36}$$

L'objet de cette partie est la démonstration du résultat suivant.

**Théorème 0.1.** Soit  $N \in \mathbb{N}^*$ . On considère N variables aléatoires  $X_1, \ldots, X_N$  à valeurs dans un ensemble fini, indépendantes et identiquement distribuées, satisfaisant (8). On note  $X = (X_i)_{1 \leq i \leq N}$  le vecteur aléatoire de composantes  $X_1, \ldots, X_N$ . Alors il existe des constantes numériques  $\alpha, \beta > 0$  telles que pour toute fonction 1-lipschitzienne et convexe  $F : \mathbb{R}^N \to \mathbb{R}$ , pour tout  $m \in \mathbb{R}$ , pour tout  $t \geq 0$ ,

$$\mathbb{P}(F(X) \ge m) \ge \frac{1}{2} \Longrightarrow \mathbb{P}(F(X) \le m - t) \le \beta e^{-\alpha t^2/K^2}$$
(37)

On introduit les notations et conventions suivantes. On désigne par  $Q^N$  l'hypercube  $Q^N:=[-K,K]^N$ . Notons que le diamètre de  $Q^N$  est

$$\operatorname{diam}\left(Q^{N}\right) := \max\left\{|x - y|; x, y \in Q^{N}\right\} = 2\sqrt{N}K\tag{38}$$

Soit  $x \in Q^N$  et  $A \subset Q^N$ . Si A est non-vide, on note d(x,A) la distance de x à A définie par

$$d(x,A) := \inf_{a \in A} |x - a| \tag{39}$$

On adopte par ailleurs la convention suivante : si A est vide, alors on pose d(x, A) = 4NK (la valeur précise choisie ici n'a pas grande importance, tant qu'elle reste strictement plus grande que diam  $(Q^N)$ ).

## II.1

Soit  $\gamma$  une constante numérique positive. On suppose vérifiée la propriété suivante : pour tout ensemble  $A \subset Q^N$  convexe,

$$\mathbb{P}(X \in A)\mathbb{E}\left[\exp\left(\gamma \frac{d(X,A)^2}{4K^2}\right)\right] \le 1 \tag{40}$$

On se donne une fonction 1-lipschitzienne et convexe  $F: \mathbb{R}^N \to \mathbb{R}$ . Le but de cette question est de démontrer que (37) est alors vérifiée.

#### II.1.a

Soient  $s, \sigma \in \mathbb{R}$  avec  $s < \sigma$ . En considérant l'ensemble

$$A_s = \left\{ x \in Q^N; F(x) \le s \right\} \tag{41}$$

montrer que

$$\mathbb{P}(F(X) \le s)\mathbb{P}(F(X) \ge \sigma) \le \exp\left(-\gamma \frac{(\sigma - s)^2}{4K^2}\right) \tag{42}$$

## II.1.b

Démontrer que (37) est vérifiée.

## **II.2**

Soit x un point arbitraire de  $Q^N$ . Soit  $P^N$  l'ensemble des sommets de l'hypercube  $[0,1]^N$ , c'està-dire l'ensemble des combinaisons linéaires des  $e_i$  pour  $i \in \{1, ..., N\}$  à coefficients 0 ou 1. Si A est une partie non-vide de  $Q^N$ , on définit les sous-ensembles  $P_A(x)$  et  $R_A(x)$  de  $P^N$  comme suit : soit  $H_i$  l'hyperplan orthogonal à  $e_i$ , engendré par les  $e_j$  pour  $j \neq i$ . Alors  $z \in P_A(x)$  si il existe  $a \in A$  tel que

$$\forall i \in \{1, \dots, N\}, z \in H_i \Longrightarrow a - x \in H_i \tag{43}$$

tandis que  $z \in R_A(x)$  si il existe  $a \in A$  tel que

$$\forall i \in \{1, \dots, N\}, z \in H_i \iff a - x \in H_i \tag{44}$$

#### II.2.a

Si  $z, z' \in P^N$ , on note  $z \leq z'$  lorsque  $\langle z, e_i \rangle \leq \langle z', e_i \rangle$  pour tout  $i \in \{1, \dots, N\}$ . Démontrer que

$$P_A(x) = \left\{ z' \in P^N; \exists z \in R_A(x), z \le z' \right\}$$

$$\tag{45}$$

## II.2.b

Soit  $x \in \mathbb{R}^N$ . Justifier les équivalences

$$x \in A \iff 0 \in P_A(x) \iff P_A(x) = P^N$$
 (46)

## II.2.c

En dimension N=3, donner un exemple d'ensemble A pour lequel  $e_3 \notin P_A(0)$  et décrire précisément les ensembles  $R_A(0)$  et  $P_A(0)$  correspondant.

Si B est un sous-ensemble non-vide de  $\mathbb{R}^N$ , on note  $\Gamma(B)$  l'enveloppe convexe de B, qui est l'ensemble des combinaisons convexes (finies) d'éléments de B:

$$\Gamma(B) := \left\{ \sum_{j=1}^{m} \theta_j z_j; m \in \mathbb{N}^*, \theta_j \in [0, 1], z_j \in B, \sum_{j=1}^{m} \theta_j = 1 \right\}$$
(47)

Étant donné  $A\subset Q^N$  non-vide et  $x\in Q^N,$  on définit aussi la quantité

$$q(x, A) := \inf\{|z|; z \in \Gamma(P_A(x))\}$$
 (48)

On adopte par ailleurs la convention suivante : si A est l'ensemble vide, on pose q(x, A) = 2N.

## II.2.d

Soit B un sous-ensemble non-vide de  $\mathbb{R}^N$ . On note  $\Gamma_0(B)$  l'ensemble des combinaisons convexes d'au plus N+1 éléments de B:

$$\Gamma_0(B) := \left\{ \sum_{j=1}^{N+1} \theta_j z_j; \theta_j \in [0, 1], z_j \in B, \sum_{j=1}^{N+1} \theta_j = 1 \right\}$$
(49)

Démontrer que  $\Gamma(B) = \Gamma_0(B)$ .

Indication : on pourra démontrer que toute combinaison convexe de m+1 éléments de B avec m>N peut se réécrire comme combinaison convexe d'au plus m éléments de B.

## II.2.e

Soit B un sous-ensemble non-vide de  $\mathbb{R}^N$ . Démontrer que  $\Gamma(B)$  est un ensemble convexe, et qu'il est compact si B l'est.

#### II.2.f

Représenter graphiquement et nommer (en tant qu'objet géométrique) l'enveloppe convexe  $\Gamma(B)$  en dimension N=3, dans les trois cas suivants :

$$B = \{e_1, e_2, e_1 + e_2\}, \quad B = \{e_1, e_2, e_1 + e_2, e_2 + e_3\}, \quad B = P^3$$
 (50)

Pour chacun de ces exemples, dire si B peut correspondre à un ensemble  $P_A(x)$ .

## II.2.g

Soit  $A \subset Q^N$  non-vide et  $x \in Q^N$ . Justifier que l'inf dans (48) est atteint.

## II.2.h

Soit  $A \subset Q^N$  non-vide et  $x \in Q^N$ . Justifier que  $q(x,A) \leq \sqrt{N}$ . À quelle condition a-t-on q(x,A) = 0?

#### II.2.i

Soit  $x \in Q^N$  et  $A \subset Q^N$  non-vide. Justifier que

$$q(x,A) = \inf\{|x|; z \in \Gamma(R_A(x))\}\tag{51}$$

## II.2.j

Soit  $x \in Q^N$  et  $A \subset Q^N$  avec A convexe. Démontrer que

$$d(x,A) \le 2Kq(x,A) \tag{52}$$

#### II.2.k

Soit  $\gamma \geq 0$  une constante numérique. Démontrer que la propriété :

« pour tout ensemble  $A \subset Q^N$  convexe, on a  $\mathbb{P}(X \in A)\mathbb{E}\left[\exp\left(\gamma q(X,A)^2\right)\right] \leq 1$ » (53) implique (37).

#### II.3

Soit

$$\gamma_0 = \frac{1}{4} \tag{54}$$

L'objet de la fin de cette partie II est la preuve par récurrence sur la dimension N de la propriété (53), pour  $\gamma = \gamma_0$ . Pour N entier naturel non nul, on introduit donc l'hypothèse de récurrence  $H_N$  suivante : «Soit  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  un espace probabilisé. Soit N variables aléatoires  $X_1, \ldots, X_N$  à valeurs dans un ensemble fini, indépendantes et identiquement distribuées, satisfaisant (8) et soit  $X = (X_i)_{1 \le i \le N}$  le vecteur aléatoire de composantes  $X_1, \ldots, X_N$ . Alors (53) est vérifiée pour  $\gamma = \gamma_0 = \frac{1}{4}$ ».

## II.3.a

On considère le cas N=1. Démontrer que (53) est satisfait lorsque  $\gamma \leq \ln(2)$ , et donc pour  $\gamma = \gamma_0$ .

On suppose maintenant N>1, et on se fixe  $A\subset Q^N$  convexe. On adopte les notations suivantes : on décompose

$$x = (\overline{x}, x_N)$$
 avec  $\overline{x} = (x_i)_{1 \le i \le N-1} \in \mathbb{R}^{N-1}$  (55)

Si  $A \subset \mathbb{R}^N$  et  $\theta \in \mathbb{R}$ , on note

$$A_{\theta} := \left\{ b \in \mathbb{R}^{N-1}; (b, \theta) \in A \right\} \tag{56}$$

la section de A au niveau  $\theta$ . On note aussi

$$\overline{A} := \left\{ \overline{a} \in \mathbb{R}^{N-1}; \exists \theta \in \mathbb{R}, (\overline{a}, \theta) \in A \right\}$$
(57)

la projection de A sur  $\mathbb{R}^{N-1}$ .

## II.3.b

Soit  $x \in Q^N$ . Soit  $A \subset Q^N$  tel que  $A_{x_N}$  soit non-vide. Soit  $\overline{z} \in P^{N-1}$ . Démontrer que

$$\overline{z} \in P_{A_{x,y}}(\overline{x}) \Longrightarrow (\overline{z}, 0) \in P_A(x)$$
 (58)

et

$$\overline{z} \in P_{\overline{A}}(\overline{x}) \Longrightarrow (\overline{z}, 1) \in P_A(x)$$
 (59)

## II.3.c

Démontrer que, pour tout  $\lambda \in [0,1]$ , on a

$$q(x,A)^{2} \le (1-\lambda)^{2} + \lambda q(\overline{x}, A_{x_{N}})^{2} + (1-\lambda)q(\overline{x}, \overline{A})^{2}$$

$$(60)$$

On fixe  $x_N \in \mathbb{R}$  tel que  $\mathbb{P}\left(X_N = x_N\right) > 0$  et on considère la probabilité

$$\overline{\mathbb{P}}(B) := \mathbb{P}(B \mid X_N = x_N) = \frac{\mathbb{P}(B \cap \{X_N = x_N\})}{\mathbb{P}(X_N = x_N)} \quad \text{pour } B \in \mathcal{A}$$
 (61)

ainsi que l'espérance associée

$$\overline{\mathbb{E}}[Z] := \frac{1}{\mathbb{P}(X_N = x_N)} \mathbb{E}\left[Z1_{\{X_N = x_N\}}\right]$$
(62)

pour toute variable aléatoire Z.

## II.3.d

En admettant l'hypothèse de récurrence  $H_{N-1}$ , démontrer

$$\overline{\mathbb{P}}(\overline{X} \in \overline{A})\overline{\mathbb{E}}\left[\exp\left(\gamma_0 q(X, A)^2\right)\right] \le e^{\gamma_0} \tag{63}$$

et justifier que, pour tout  $\lambda \in [0, 1]$ , on a

$$\overline{\mathbb{P}}\left(\overline{X} \in A_{x_N}\right)^{\lambda} \overline{\mathbb{P}}(\overline{X} \in \overline{A})^{1-\lambda} \overline{\mathbb{E}}\left[\exp\left(\gamma_0 q(X, A)^2\right)\right] \le e^{\gamma_0 (1-\lambda)^2} \tag{64}$$

Indication : on pourra admettre l'inégalité de Hölder :

$$\overline{\mathbb{E}}\left[e^{\lambda Y}e^{(1-\lambda)Z}\right] \le \left\{\overline{\mathbb{E}}\left[e^{Y}\right]\right\}^{\lambda} \left\{\overline{\mathbb{E}}\left[e^{Z}\right]\right\}^{(1-\lambda)} \tag{65}$$

pour  $\lambda \in [0,1]$  et Y,Z des variables aléatoires. On prendra par ailleurs soin de bien préciser quel est l'espace probabilisé considéré dans l'application de  $H_{N-1}$ .

## II.3.e

On suppose

$$\overline{\mathbb{P}}(\overline{X} \in \overline{A}) > 0 \tag{66}$$

et on définit

$$r = \frac{\overline{\mathbb{P}}\left(\overline{X} \in A_{x_N}\right)}{\overline{\mathbb{P}}(\overline{X} \in \overline{A})} \tag{67}$$

Démontrer que

$$r^{\lambda} e^{-\gamma_0 (1-\lambda)^2} \overline{\mathbb{P}}(\overline{X} \in \overline{A}) \overline{\mathbb{E}} \left[ \exp\left(\gamma_0 q(X, A)^2\right) \right] \le 1$$
 (68)

#### II.3.f

On admet provisoirement l'inégalité suivante : pour tout  $\gamma \in [0, \gamma_0]$ , pour tout  $r \in [0, 1]$ ,

$$\frac{1}{2-r} \le \sup_{\lambda \in [0,1]} r^{\lambda} e^{-\gamma(1-\lambda)^2} \tag{69}$$

Justifier que

$$\overline{\mathbb{P}}(\overline{X} \in \overline{A})\overline{\mathbb{E}}\left[\exp\left(\gamma_0 q(X, A)^2\right)\right] \le (2 - r) \tag{70}$$

On distinguera les cas  $\overline{\mathbb{P}}\left(\overline{X} \in A_{x_N}\right) > 0$  et  $\overline{\mathbb{P}}\left(\overline{X} \in A_{x_N}\right) = 0$ .

#### II.3.g

Démontrer que

$$\mathbb{P}(X \in A)\mathbb{E}\left[\exp\left(\gamma_0 q(X, A)^2\right) 1_{(X_N = x_n)}\right] \le R(2 - r)\mathbb{P}\left(X_N = x_N\right)$$
(71)

οù

$$R = \frac{\mathbb{P}(X \in A)}{\mathbb{P}(\overline{X} \in \overline{A})} \tag{72}$$

## II.3.h Démontrer que

$$\mathbb{P}(X \in A)\mathbb{E}\left[\exp\left(\gamma_0 q(X, A)^2\right)\right] \le R(2 - R) \tag{73}$$

où R est défini dans (72), puis démontrer (53) et conclure l'hérédité  $H_{N-1} \Rightarrow H_N$ . On prendra bien garde à tenir compte du cas où (66) n'est pas vérifié.

#### **II.3.i** Justifier (69).