

Problème 1 : familles équiangulaires

Q1) On a $\|f_1 - f_2\|^2 = \|f_1\|^2 - 2\langle f_1, f_2 \rangle + \|f_2\|^2 = 2 - 2\langle f_1, f_2 \rangle$. On en déduit que $f_1 = f_2$, c'est à dire $f_1 - f_2$ est le vecteur nul, si et seulement si $\langle f_1, f_2 \rangle = 1$.

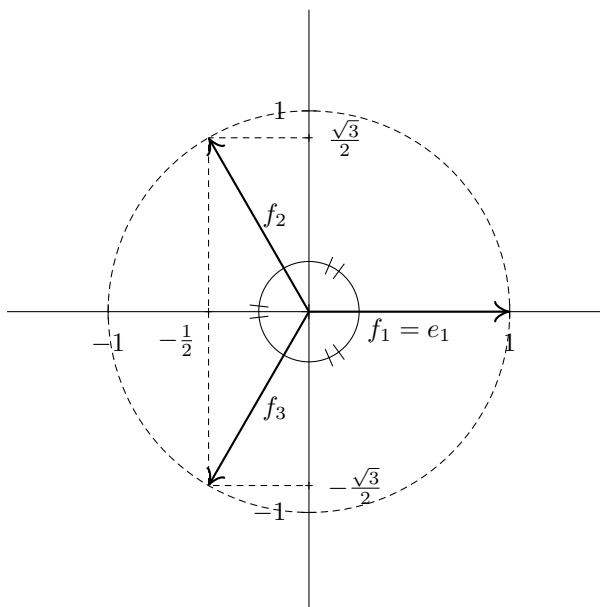
Q2) Deux exemples.

a) Puisque la famille (e_1, \dots, e_n) est orthonormée, tous les vecteurs sont unitaires et pour $i \neq j$, $\langle e_i, e_j \rangle = 0$. La famille est donc équiangulaire de paramètre $\alpha = 0$.

b) On a $\|f_1\| = 1$, par théorème de Pythagore, $\|f_2\|^2 = \frac{1}{4}\|e_1\|^2 + \frac{3}{4}\|e_2\|^2 = 1$ et de même $\|f_3\|^2 = 1$. Les trois vecteurs sont donc unitaires. On a de plus $\langle f_1, f_2 \rangle = -\frac{1}{2}$, $\langle f_1, f_3 \rangle = -\frac{1}{2}$ et :

$$\langle f_2, f_3 \rangle = \frac{1}{4} - \frac{3}{4} = -\frac{1}{2}.$$

La famille est donc équiangulaire de paramètre $-\frac{1}{2}$.



Q3) Quelques propriétés.

a) On fixe $i \neq j$. D'après l'inégalité de Cauchy-Schwarz, on a :

$$|\langle f_i, f_j \rangle| \leq \|f_i\| \times \|f_j\|.$$

Puisque les vecteurs sont unitaires et que les produits scalaire de deux vecteurs distincts de la famille vaut α , on a $|\alpha| \leq 1$. On en déduit que $\alpha \in [-1, 1]$. Puisque par définition d'une famille équiangulaire, $\alpha \neq 1$, on a bien $\alpha \in [-1, 1[$.

b) Pour $k \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket$, on a (par théorème de Pythagore, puisque (e_1, \dots, e_n) est orthonormée) :

$$\|f_k\|^2 = \|e_k\|^2 + \beta^2 \|e_n\|^2 = 1 + \beta^2 > 0.$$

Puisque la norme est non nulle, les vecteurs f_k sont tous différents du vecteur nul. Mes vecteurs f_k sont donc non nuls, ce qui implique que la famille (g_1, \dots, g_{n-1}) est bien définie. Ce sont de plus des vecteurs unitaires puisque l'on divise à chaque fois le vecteur f_k par sa norme, ce qui donne un vecteur unitaire.

Pour montrer que la famille est équiangulaire, il reste à calculer $\langle g_i, g_j \rangle$ pour $i \neq j$. Si on fixe $i \neq j$ (qui sont aussi différents de n), on a par orthogonalité de la famille (e_1, \dots, e_n) :

$$\begin{aligned}\langle g_i, g_j \rangle &= \frac{1}{\|f_i\| \|f_j\|} \langle f_i, f_j \rangle \\ &= \frac{\langle e_i + \beta e_n, e_j + \beta e_n \rangle}{(1 + \beta^2)} \\ &= \frac{0 + 0 + 0 + \beta^2 \langle e_n, e_n \rangle}{1 + \beta^2} \\ &= \frac{\beta^2}{1 + \beta^2}.\end{aligned}$$

On en déduit que la famille (g_1, \dots, g_{n-1}) est équiangulaire de paramètre $\alpha = \frac{\beta^2}{1 + \beta^2}$.

- c) Pour $x \in \mathbb{R}_+$, on pose $f(x) = \frac{x}{1+x} = 1 - \frac{1}{1+x}$. f est strictement croissante sur \mathbb{R}_+ (elle est dérivable et $\forall x \geq 0, f'(x) = \frac{1}{(1+x)^2} > 0$), elle est continue, $f(0) = 0$ et $\lim_{x \rightarrow +\infty} f(x) = 1$. On en déduit que f est bijective de \mathbb{R}_+ dans $[0, 1[$. Puisque $t \mapsto t^2$ est surjective de \mathbb{R} dans \mathbb{R}_+ , on en déduit que pour tout $\alpha \in [0, 1[$, il existe $\beta \in \mathbb{R}$ tel que $\alpha = f(\beta^2)$. Pour ce choix de β , la famille de la question précédente est équiangulaire avec $n - 1$ vecteurs de paramètre α , ce qu'il fallait démontrer.

- Q4)** a) En dimension n , une famille libre a moins de n vecteurs. Puisque $p > n$, la famille (f_1, \dots, f_p) est liée.
b) Soit $i \in \llbracket 2, p \rrbracket$. Par linéarité à gauche du produit scalaire :

$$\begin{aligned}0 = \langle 0_E, f_i \rangle &= \langle \sum_{k=1}^p \lambda_k f_k, f_i \rangle \\ &= \sum_{k=1}^p \lambda_k \langle f_k, f_i \rangle \\ &= \lambda_i \langle f_i, f_i \rangle + \sum_{1 \leq k \leq p, k \neq i} \lambda_k \langle f_k, f_i \rangle \\ &= \lambda_i + \alpha \sum_{1 \leq k \leq p, k \neq i} \lambda_k.\end{aligned}$$

De même (en $i = 1$), on a $0 = \lambda_1 + \alpha \sum_{1 \leq k \leq p, k \neq 1} \lambda_k$. En effectuant la différence de ces deux égalités, on a tous les termes sauf deux qui se simplifient :

$$0 = \lambda_i + \alpha \lambda_1 - \lambda_1 - \alpha \lambda_i + 0.$$

On a donc $0 = (\alpha - 1)(\lambda_1 - \lambda_i)$. Puisque $\alpha \neq 1$, on a donc $\lambda_i = \lambda_1$.

- c) Tous les λ_i sont égaux on a donc :

$$\sum_{k=1}^p \lambda_k f_k = 0_E \iff \lambda_1 \sum_{k=1}^p f_k = 0_E.$$

Or, $\lambda_1 \neq 0$ (puisque la famille est liée, on a au moins un coefficient non nul et puisque tous les coefficients sont égaux, cela signifie que $\lambda_1 \neq 0$). En divisant par λ_1 , on a donc :

$$\sum_{k=1}^p f_k = 0_E.$$

En effectuant le produit scalaire de cette somme avec f_1 , de la même façon qu'à la question précédente, on obtient :

$$0 = \langle f_1, f_1 \rangle + \sum_{k=2}^p \langle f_k, f_1 \rangle = 1 + \sum_{k=2}^p \alpha = 1 + \alpha(p - 1).$$

On obtient donc $\alpha = -\frac{1}{p-1}$.

- d) On suppose par l'absurde que $p > n + 1$. La famille (f_1, \dots, f_{n+1}) est encore une famille unitaire. De plus, on a toujours pour $i \neq j$, $\langle f_i, f_j \rangle = \alpha$ (puisque la famille (f_1, \dots, f_p) est équiangulaire de paramètre α). Cette sous famille est donc encore équiangulaire de paramètre α . Or, cette famille est liée (puisque'elle contient plus de vecteurs que la dimension de E). Ceci entraîne d'après le raisonnement précédente que $\alpha = -\frac{1}{n+1-1} = -\frac{1}{n}$.

Puisqu'il s'agit du même α , on a $\alpha = -\frac{1}{n} = -\frac{1}{p-1}$ donc $p - 1 = n$, soit $p = n + 1$: absurde!

- Q5)** a) Si $\dim(E) = 1$, on fixe un vecteur e_1 unitaire et on prend comme famille $f_1 = e_1$ et $f_2 = -e_1$. Cette famille est équiangulaire de paramètre $-1 = \langle f_1, f_2 \rangle = -\|e_1\|^2$.
b) i) On a $\dim(F) = n - 1$ puisque $E = \text{Vect}(e) \oplus F$. Par hypothèse de récurrence, il existe une famille équiangulaire (f_1, \dots, f_n) de vecteurs de F qui a un paramètre $\alpha = -\frac{1}{n-1}$. On en déduit que pour

- $i, j \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $\langle f_i, f_j \rangle = 1$ si $i = j$, et $\langle f_i, f_j \rangle = -\frac{1}{n}$ si $i \neq j$.
- ii) On a $\|e\| = 1$. Pour $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$:

$$\|f_k - \beta e\|^2 = \|f_k\|^2 - \beta \langle f_k, e \rangle + \beta^2 \|e\|^2 = 1 - 0 + \beta^2.$$

En effet, les f_k sont tous orthogonaux à e (puisque $F = \text{Vect}(e)^\perp$). Pour que les $\frac{f_k - \beta e}{\gamma}$ soient unitaires, on doit donc prendre $\gamma = \sqrt{1 + \beta^2}$.

On calcule ensuite $\langle e, \frac{f_k - \beta e}{\gamma} \rangle$, ce qui donne :

$$\langle e, \frac{f_k - \beta e}{\gamma} \rangle = 0 - \frac{\beta}{\gamma}.$$

D'après la question 4, on veut $-\frac{\beta}{\gamma} = -\frac{1}{n}$, soit $\gamma = n\beta$. En reprenant la relation $\gamma = \sqrt{1 + \beta^2}$, on obtient $n^2\beta^2 = 1 + \beta^2$, soit $\beta = \frac{1}{\sqrt{n^2 - 1}}$ (puisque l'on veut $\beta > 0$) et donc $\gamma = \frac{n}{\sqrt{n^2 - 1}} > 0$.

Pour terminer la preuve que la famille proposée est équiangulaire, il faut calculer pour $i \neq j$ $\langle \frac{f_i - \beta e}{\gamma}, \frac{f_j - \beta e}{\gamma} \rangle = -\frac{1}{n}$ et vérifier que l'on obtient bien $-\frac{1}{n}$. On a pour $i \neq j$:

$$\begin{aligned} \langle \frac{f_i - \beta e}{\gamma}, \frac{f_j - \beta e}{\gamma} \rangle &= \frac{1}{\gamma^2} (\langle f_i, f_j \rangle - \beta \langle f_i, e \rangle - \beta \langle e, f_j \rangle + \beta^2 \langle e, e \rangle) \\ &= \frac{1}{\gamma^2} \left(-\frac{1}{n} - 0 - 0 + \beta^2 \right) \\ &= \frac{n^2 - 1}{n^2} \times \left(-\frac{1}{n} + \frac{1}{n^2 - 1} \right) \\ &= \frac{n^2 - 1}{n^2} \times \left(\frac{-n - 1 + 1}{n^2 - 1} \right) \\ &= -\frac{1}{n}. \end{aligned}$$

On a donc bien la famille équiangulaire pour les paramètres proposés, ce qui prouve la propriété au rang $n + 1$. Par récurrence, on peut donc construire une famille équiangulaire à $n + 1$ vecteurs dans tous les espaces euclidiens de dimension n .

Problème 2 : étude d'une marche aléatoire

Q1) Loi de X_n .

- a) Pour $i \in \llbracket 1; n \rrbracket$, on a $D_i(\Omega) = \{\pm 1\}$, $\mathbb{P}(D_i = 1) = p$ (probabilité d'aller à droite), $\mathbb{P}(D_i = -1) = q = 1 - p$. L'espérance est $\mathbb{E}(D_i) = 1 \times \mathbb{P}(D_i = 1) - 1 \times \mathbb{P}(D_i = -1) = p - q = 2p - 1$. D_i^2 est une variable certaine égale à 1, donc $\mathbb{E}(D_i^2) = 1$ et par conséquent la variance est $\mathbb{V}(D_i) = \mathbb{E}(D_i^2) - \mathbb{E}(D_i)^2 = 1 - (2p - 1)^2 = 4p - 4p^2 = 4p(1 - p)$.

$$\boxed{D_i(\Omega) = \{\pm 1\}, \mathbb{P}(D_i = 1) = p, \mathbb{P}(D_i = -1) = q = 1 - p, \mathbb{E}(D_i) = 2p - 1, \text{ et } \mathbb{V}(D_i) = 4p(1 - p).}$$

- b) Initialement la puce est à l'abscisse 0, au saut n° i , si $D_i = 1$ alors son abscisse augmente de 1, et si $D_i = -1$ son abscisse diminue de 1, par conséquent l'abscisse de la puce après le saut n est :

$$\boxed{X_n = D_1 + \dots + D_n.}$$

D'autre part l'énoncé nous dit que les sauts sont indépendants, ce qui signifie que :

$$\boxed{\text{Les variables } D_i \text{ sont mutuellement indépendantes.}}$$

- c) Par linéarité de l'espérance, on a $\mathbb{E}(X) = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}(D_i) = n(2p - 1)$. Les variables D_i étant indépendantes, la variance de la somme est la somme des variances, donc on a $\mathbb{V}(X_n) = \sum_{i=1}^n \mathbb{V}(D_i) = 4np(1 - p)$.

$$\boxed{\mathbb{E}(X_n) = n(2p - 1) \text{ et } \mathbb{V}(X_n) = 4np(1 - p).}$$

- d) i) Soit $i \in \llbracket 1; n \rrbracket$, les valeurs de D_i sont ± 1 , donc les valeurs possibles de $B_i = \frac{1}{2}(D_i + 1)$ sont 1 (quand $D_i = 1$) et 0 (quand $D_i = -1$), donc B_i est une variable de Bernoulli et son paramètre est égal à $\mathbb{P}(B_i = 1) = \mathbb{P}(D_i = 1) = p$.

$$\boxed{B_i \hookrightarrow \mathcal{B}(p).}$$

Soit la fonction $f: x \rightarrow \frac{x+1}{2}$, comme les variables D_1, \dots, D_n sont mutuellement indépendantes, d'après le cours les variables $f(D_1), \dots, f(D_n)$ sont également mutuellement indépendantes, c'est à dire :

Les B_i sont des variables de Bernoulli mutuellement indépendantes.

- ii) Puisque les variables B_1, \dots, B_n sont de Bernoulli, indépendantes et de même paramètre p , la somme, c'est à dire Y_n suit une loi binomiale de paramètre n et p , on en déduit également son espérance et sa variance :

$$Y_n \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p), \mathbb{E}(Y_n) = np \text{ et } \mathbb{V}(Y_n) = np(1-p).$$

e) On a $D_i = 2B_i - 1$, d'où $X_n = \sum_{i=1}^n D_i = \sum_{i=1}^n (2B_i - 1) = 2 \sum_{i=1}^n B_i - \sum_{i=1}^n 1 = \boxed{2Y_n - n}$.

Par linéarité de l'espérance on en déduit que $\mathbb{E}(X_n) = 2\mathbb{E}(Y_n) - n = 2np - n = \boxed{n(2p - 1)}$.

Pour la variance, $\mathbb{V}(X_n) = \mathbb{V}(2Y_n - n) = 2^2 \mathbb{V}(Y_n) = \boxed{4np(1-p)}$.

On sait que $Y_n(\Omega) = \{0, 1, \dots, n\}$, on en déduit que :

$$X_n(\Omega) = \{-n + 2k \mid k \in \llbracket 0; n \rrbracket\} = \{-n, -n+2, -n+4, \dots, n-2, n\} \text{ (ce n'est pas un intervalle d'entiers).}$$

Si $k \in X_n(\Omega)$ alors il existe $r \in \llbracket 0; n \rrbracket$ tel que $k = -n + 2r$ (c'est évidemment $r = \frac{n+k}{2}$) et l'évènement $(X_n = k)$ est l'évènement $(Y_n = r)$, or $Y_n \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p)$, par conséquent :

$$\mathbb{P}(X_n = k) = \mathbb{P}(Y_n = r) = \binom{n}{r} p^r q^{n-r} = \binom{n}{\frac{n+k}{2}} p^{\frac{n+k}{2}} q^{\frac{n-k}{2}}, \text{ où } q = 1-p.$$

Q2) Un processus sans mémoire.

- a) L'évènement $(X_r = a)$ est l'évènement $(D_1 + \dots + D_r = a)$.
L'évènement $(X_n = b)$ est l'évènement $(D_1 + \dots + D_n = b)$ (avec $r < n$).
Donc l'évènement $(X_r = a) \cap (X_n = b)$ est l'évènement $(D_1 + \dots + D_r = a) \cap (D_1 + \dots + D_n = b)$, qui est le même évènement que $\boxed{(D_1 + \dots + D_r = a) \cap (D_{r+1} + \dots + D_n = b - a)}$.
- b) Les variables D_i sont mutuellement indépendantes, donc les deux variables $X_r = D_1 + \dots + D_r$ et $D_{r+1} + \dots + D_n$ sont indépendantes, donc :

$$\mathbb{P}((X_r = a) \cap (X_n = b)) = \mathbb{P}(X_r = a) \times \mathbb{P}(D_{r+1} + \dots + D_n = b - a).$$

D'autre part, $B_{r+1} + \dots + B_n \hookrightarrow \mathcal{B}(n-r, p)$ car ce sont des Bernoulli indépendantes et de même paramètre p , donc cette somme suit la même loi que Y_{n-r} , donc :

$D_{r+1} + \dots + D_n = 2(B_{r+1} + \dots + B_n) - (n-r)$ suit la même loi que $2Y_{n-r} - (n-r) = X_{n-r}$, et donc $\mathbb{P}(D_{r+1} + \dots + D_n = b - a) = \mathbb{P}(X_{n-r} = b - a)$.

Finalement $\mathbb{P}((X_r = a) \cap (X_n = b)) = \mathbb{P}(X_r = a) \times \mathbb{P}(X_{n-r} = b - a)$, on en déduit que :

$$\mathbb{P}_{(X_r=a)}(X_n = b) = \frac{\mathbb{P}((X_r = a) \cap (X_n = b))}{\mathbb{P}(X_r = a)} = \mathbb{P}(X_{n-r} = b - a).$$

Q3) Premier retour à l'origine.

- a) Pour être à l'origine, il faut autant de sauts vers la droite que de sauts vers la gauche, il faut donc un nombre pair de sauts, or il y a un saut par instant, donc :

La puce ne peut être à l'origine qu'à des instants pairs.

L'évènement T_2 signifie que la puce a fait deux sauts, un vers la droite et un vers la gauche (ou dans l'autre sens), autrement dit on a $T_2 = ((D_1 = 1) \cap (D_2 = -1)) \cup ((D_1 = -1) \cap (D_2 = 1))$, réunion de deux évènements incompatibles avec de plus D_1 et D_2 qui sont indépendantes, par conséquent :

$$t_2 = \mathbb{P}(T_2) = \mathbb{P}(D_1 = 1)\mathbb{P}(D_2 = -1) + \mathbb{P}(D_1 = -1)\mathbb{P}(D_2 = 1) = 2pq.$$

- b) L'évènement $(X_{2n} = 0)$ entraîne l'évènement $(T_2 \cup T_4 \cup \dots \cup T_{2n})$ (la puce est forcément repassée pour la première fois à l'origine à l'instant 2, ou 4, ..., ou $2n$, puisque elle est à l'origine à l'instant $2n$), donc $(X_{2n} = 0) \subset (T_2 \cup T_4 \cup \dots \cup T_{2n}) \subset (T_2 \cup T_4 \cup \dots \cup T_{2n}) \cap (X_{2n} = 0)$.

L'inclusion dans l'autre sens est immédiate : $(T_2 \cup T_4 \cup \dots \cup T_{2n}) \cap (X_{2n} = 0) \subset (X_{2n} = 0)$, par conséquent :

$$(X_{2n} = 0) = (T_2 \cup T_4 \cup \dots \cup T_{2n}) \cap (X_{2n} = 0).$$

On en déduit par distributivité de l'intersection sur la réunion que :

$\mathbb{P}(X_{2n} = 0) = \mathbb{P}((T_2 \cap (X_{2n} = 0)) \cup \dots \cup (T_{2n} \cap (X_{2n} = 0)))$, mais les événements $T_{2k} \cap (X_{2n} = 0)$ sont incompatibles deux à deux, car les T_{2k} sont eux-même incompatibles deux à deux, par conséquent :

$$\mathbb{P}(X_{2n} = 0) = \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(T_{2k}) \cap (X_{2n} = 0).$$

D'après la formule des probabilités composées, on a $\mathbb{P}(T_{2k} \cap (X_{2n} = 0)) = \mathbb{P}(T_{2k}) \times \mathbb{P}_{T_{2k}}(X_{2n} = 0)$, or si on sait que l'événement T_{2k} est réalisé, alors on sait que $(X_{2k} = 0)$ est également réalisé : la puce et à l'origine à l'instant $2k$, comme le processus est sans mémoire (question précédente), $\mathbb{P}_{T_{2k}}(X_{2n} = 0) = \mathbb{P}(X_{2n-2k} = 0)$, finalement :

$$a_{2n} = \sum_{k=1}^n t_{2k} \times a_{2n-2k}, \text{ avec } a_{2k} = \mathbb{P}(X_{2k} = 0) \text{ et la convention que } a_0 = 1.$$

- c) i) Les événements T_2, \dots, T_{2n} sont incompatibles deux à deux, donc $\mathbb{P}(T_2 \cup \dots \cup T_{2n}) = \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(T_{2k})$, c'est à dire :

$$\sum_{k=1}^n t_{2k} = \mathbb{P}(T_2 \cup \dots \cup T_{2n}).$$

- ii) Une probabilité étant toujours majorée par 1, on en déduit pour tout naturel n que $\sum_{k=1}^n t_{2k} \leq 1$, donc les sommes partielles de la série à termes positifs $\sum_{k \in \mathbb{N}^*} t_{2k}$ sont majorées par une constante, ce qui entraîne que :

$$\text{La SATP } \sum_{k \in \mathbb{N}^*} t_{2k} \text{ est convergente.}$$

Soit $x \in [-1; 1]$ et $k \in \mathbb{N}^*$, on a $|t_{2k}x^{2k}| = t_{2k}|x|^{2k} \leq t_{2k}$ (car $|x| \leq 1$), comme la série de terme général t_{2k} converge, on a par théorème de comparaison des SATP que la série de terme général $|t_{2k}x^{2k}|$ est également convergente, et par conséquent :

$$\text{La série } \sum_{k \geq 1} t_{2k}x^{2k} \text{ est absolument convergente et donc convergente lorsque } x \in [-1; 1].$$

- d) Soit $F(x) = \sum_{n=1}^{+\infty} t_{2n}x^{2n}$ pour $x \in [-1; 1]$, on admet que $F(x) = 1 - \sqrt{1 - 4pqx^2}$.

- i) D'après le résultat admis :

$$F(1) = 1 - \sqrt{1 - 4pq} = 1 - \sqrt{1 - 4p + 4p^2} = 1 - \sqrt{(2p - 1)^2} = 1 - |2p - 1| = 1 - |p - q|.$$

- ii) On a également $F(1) = \sum_{k=1}^{+\infty} t_{2k} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(T_2 \cup \dots \cup T_{2n})$, ce qui peut s'interpréter comme la probabilité de l'événement $\bigcup_{k=1}^{+\infty} T_{2k}$, cet événement signifie que la puce repassera un jour par l'origine, finalement :

$$\text{La probabilité que la puce repasse un jour par l'origine vaut } 1 - |p - q|.$$

Lorsque $p = \frac{1}{2}$, on a aussi $q = \frac{1}{2}$ et donc $F(1) = 1$, autrement dit :

$$\text{Lorsque } p = \frac{1}{2} \text{ il est quasi-certain que la puce repassera un jour par l'origine.}$$

Problème 3 : analyse

- Q1)** L'ensemble $A = \{k \in \mathbb{Z} \mid x \leq k\}$ est une partie de \mathbb{Z} , non vide (car $\lceil x \rceil + 1 \in A$ d'après l'inégalité $x - 1 < \lceil x \rceil \leq x$) et minorée (par x), donc elle possède bien un minimum.

Comme un minimum appartient à l'ensemble, on a $x \leq \lceil x \rceil$.

On sait que $\lceil x \rceil - 1 \notin A$ (en effet, par l'absurde si $\lceil x \rceil - 1 \in A$, comme un minimum est un minorant on aurait $\lceil x \rceil \leq \lceil x \rceil - 1$, ce qui est faux). Puisque $\lceil x \rceil - 1 \in \mathbb{Z}$, c'est que $x > \lceil x \rceil - 1$.

On a donc bien

$$x \leq \lceil x \rceil < x + 1.$$

Q2) a) On écrit (on sait que $u_k = \binom{n}{k} p^k q^{1-k} \neq 0$ puisque $p \in]0, 1[$, et donc $q \in]0, 1[$) :

$$\frac{u_{k+1}}{u_k} = \frac{\binom{n}{k+1} p^{k+1} q^{1-(k+1)}}{\binom{n}{k} p^k q^{1-k}} = \frac{p \frac{n!}{(k+1)!(n-(k+1))!}}{q \frac{n!}{k!(n-k)!}} = \boxed{\frac{p(n-k)}{q(k+1)}}.$$

En utilisant que $u_k > 0$, puis que $q(k+1) > 0$, on écrit :

$$\begin{aligned} u_{k+1} \leq u_k &\iff \frac{u_{k+1}}{u_k} \leq 1 \\ &\iff \frac{p(n-k)}{q(k+1)} \leq 1 \\ &\iff p(n-k) \leq q(k+1) \\ &\iff \boxed{pn - q \leq \underbrace{(p+q)k}_{=1}} \end{aligned}$$

Q3) a) En utilisant Q1 :

$$np - q \leq \underbrace{[np - q]}_{i_n} < np - q + 1.$$

Or $np - q = (n+1)p - 1 > -1$ puisque $n+1$ et p sont strictement positifs.

Et $np - q + 1 = (n+1)p < n+1$ puisque $p \in]0, 1[$.

On obtient par transitivité $-1 < i_n < n+1$, et comme i_n est entier, $\boxed{i_n \in \llbracket 0, n \rrbracket}$.

b) Pour $k \in \llbracket i_n, n \rrbracket$ on a $k \geq i_n \geq np - q$, et donc d'après Q2b : $u_{k+1} \leq u_k$. Ainsi :

$$u_{i_n} \geq u_{i_n+1} \geq \dots \geq u_{n-1} \geq u_n.$$

Pour $k \in \llbracket 0, i_n - 1 \rrbracket$ on a $k \leq i_n - 1 < np - q$, et donc d'après Q2b : $u_{k+1} > u_k$. Ainsi :

$$u_0 < u_1 < \dots < u_{i_n-1} < u_{i_n}.$$

On en déduit que $\boxed{m_n = u_{i_n} = \max \{u_0, \dots, u_n\}}$.

Q4) a) D'après Q1, et en utilisant que $np > 0$ pour $n \geq 1$:

$$\begin{aligned} np - q &\leq [np - q] < np - \overbrace{q+1}^{=p} \\ \Rightarrow 1 - \frac{q}{np} &\leq \frac{i_n}{np} \leq 1 + \frac{1}{n} \end{aligned}$$

et comme $\lim_{n \rightarrow +\infty} 1 - \frac{q}{np} = \lim_{n \rightarrow +\infty} 1 + \frac{1}{n} = 1$, on déduit du théorème des gendarmes que $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{i_n}{np} = 1$,

ie. que $\boxed{i_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} np}$.

De même, en utilisant que $nq > 0$ pour $n \geq 1$:

$$\begin{aligned} np - q &\leq i_n \leq np + p \\ \Rightarrow \overbrace{n - (np - q)}^{n(1-p)+q} &\geq n - i_n \geq \overbrace{n - (np + p)}^{n(1-p)-p} \\ \Rightarrow nq + q &\geq n - i_n \geq nq - p \\ \Rightarrow 1 + \frac{1}{n} &\geq \frac{n - i_n}{nq} \geq 1 - \frac{p}{nq} \end{aligned}$$

et comme $\lim_{n \rightarrow +\infty} 1 - \frac{p}{nq} = \lim_{n \rightarrow +\infty} 1 + \frac{1}{n} = 1$, $\boxed{n - i_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} nq}$.

b) Formule de Stirling : $\boxed{n! \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sqrt{2\pi n} n^n e^{-n}}$.

On écrit, en utilisant que $i_n \rightarrow +\infty$ et $n - i_n \rightarrow +\infty$ d'après Q4a puisque $np \rightarrow +\infty$ et $nq \rightarrow +\infty$:

$$\begin{aligned}
 m_n = u_{i_n} &= \frac{\binom{n}{i_n}}{\frac{n!}{i_n! (n-i_n)!}} p^{i_n} q^{n-i_n} \\
 &\underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{\sqrt{2\pi n} n^n e^{-n}}{\sqrt{2\pi i_n} i_n^{i_n} e^{-i_n} \sqrt{2\pi (n-i_n)} (n-i_n)^{n-i_n} e^{-(n-i_n)}} p^{i_n} q^{n-i_n} \\
 &\underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\sqrt{n}}{\sqrt{i_n} \sqrt{n-i_n}} \frac{n^n p^{i_n} q^{n-i_n}}{i_n^{i_n} (n-i_n)^{n-i_n}} \\
 &\underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\sqrt{n}}{\sqrt{np} \sqrt{nq}} \frac{n^n p^{i_n} q^{n-i_n}}{i_n^{i_n} (n-i_n)^{n-i_n}} \quad \text{d'après Q4a} \\
 &\underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \boxed{\frac{1}{\sqrt{2\pi pq}} \frac{n^n p^{i_n} q^{n-i_n}}{\sqrt{n} i_n^{i_n} (n-i_n)^{n-i_n}}}
 \end{aligned}$$

Q5) a) On écrit

$$f(x) = (1+x)\left(x - \frac{x^2}{2} + o(x^2)\right) = \boxed{x + \frac{x^2}{2} + o(x^2)}.$$

b) Remarquons que la fonction f est définie pour $x > -1$.

Utilisons encore un fois l'inégalité $np - q \leq i_n < np - \underbrace{q + 1}_p$.

En notant que chaque produit se fait par un nombre strictement positif, on écrit :

$$\begin{aligned}
 n &> \frac{q}{p} \\
 \Rightarrow np - q &> 0 \\
 \Rightarrow i_n &\geq np - q > 0 \\
 \Rightarrow i_n &> 0 \\
 \Rightarrow i_n - np &> -np \\
 \Rightarrow \frac{i_n - np}{np} &> -1
 \end{aligned}$$

et on a

$$f\left(\frac{i_n - np}{np}\right) = f\left(\frac{i_n}{np} - 1\right) = \frac{i_n}{np} \ln\left(\frac{i_n}{np}\right).$$

De même

$$\begin{aligned}
 n &> \frac{p}{q} \\
 \Rightarrow n \underbrace{q}_{1-p} - p &> 0 \\
 \Rightarrow n &> (n+1)p \\
 \Rightarrow n - i_n &> n - (n+1)p > 0 \\
 \Rightarrow n - i_n &> 0 \\
 \Rightarrow n(p+q) - i_n &> 0 \\
 \Rightarrow np - i_n &> -nq \\
 \Rightarrow \frac{np - i_n}{nq} &> -1
 \end{aligned}$$

et on a

$$f\left(\frac{np-i_n}{nq}\right) = \left(\frac{np-i_n}{nq} + 1\right) \ln\left(\frac{np-i_n}{nq} + 1\right) = \frac{n-i_n}{nq} \ln\left(\frac{n-i_n}{nq}\right).$$

Pour $n > \max\{\frac{p}{q}, \frac{q}{p}\}$ on a donc

$$\begin{aligned} e^{-np f\left(\frac{i_n-np}{np}\right) - nq f\left(\frac{np-i_n}{nq}\right)} &= e^{-i_n \ln\left(\frac{i_n}{np}\right) - (n-i_n) \ln\left(\frac{n-i_n}{nq}\right)} \\ &= e^{-i_n (\ln(i_n) - \ln(n) - \ln(p)) - (n-i_n) (\ln(n-i_n) - \ln(n) - \ln(q))} \\ &= e^{-i_n \ln(i_n)} e^{-(n-i_n) \ln(n-i_n)} e^{i_n \ln(p)} e^{(n-i_n) \ln(q)} e^{n \ln(n)} \\ &= \frac{1}{i_n^{i_n}} \frac{1}{(n-i_n)^{n-i_n}} p^{i_n} q^{n-i_n} n^n \\ &= \boxed{\frac{p^{i_n} q^{n-i_n} n^n}{i_n^{i_n} (n-i_n)^{n-i_n}}} \end{aligned}$$

c) Notons que l'inégalité $np - q \leq i_n < np - q + 1$ prouve $-q \leq i_n - np < 1 - q$ donc $i_n - np$ est borné, et comme $\frac{1}{n} \rightarrow 0$, on sait que

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{i_n - np}{n} = 0.$$

D'après Q5a et Q5b on a (puisque $\frac{i_n-np}{np}$ et $\frac{np-i_n}{nq}$ tendent tous deux vers 0)

$$\begin{aligned} \frac{n^n p^{i_n} q^{n-i_n}}{i_n^{i_n} (n-i_n)^{n-i_n}} &= e^{-np f\left(\frac{i_n-np}{np}\right) - nq f\left(\frac{np-i_n}{nq}\right)} \\ &= e^{-np \left(\frac{i_n-np}{np} + \frac{(\frac{i_n-np}{np})^2}{2} + o\left(\left(\frac{i_n-np}{np}\right)^2\right)\right) - nq \left(\frac{np-i_n}{nq} + \frac{(\frac{np-i_n}{nq})^2}{2} + o\left(\left(\frac{np-i_n}{nq}\right)^2\right)\right)} \\ &= e^{-\frac{(i_n-np)^2}{2np} - \frac{(np-i_n)^2}{2nq} + o\left(\frac{(i_n-np)^2}{np}\right) + o\left(\frac{(np-i_n)^2}{nq}\right)} \\ &= e^{-\frac{\stackrel{=1}{p+q}}{2pq} \frac{(i_n-np)^2}{n} + o\left(\frac{(i_n-np)^2}{np}\right) + o\left(\frac{(np-i_n)^2}{nq}\right)} \end{aligned}$$

et puisque $\frac{(i_n-np)^2}{n} \rightarrow 0$ (car $(i_n - np)^2$ est borné puisque $i_n - np$ l'est), on a

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{n^n p^{i_n} q^{n-i_n}}{i_n^{i_n} (n-i_n)^{n-i_n}} = e^0 = 1.$$

Ainsi $\frac{n^n p^{i_n} q^{n-i_n}}{i_n^{i_n} (n-i_n)^{n-i_n}} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} 1$ (puisque $1 \in \mathbb{R}^*$), et en utilisant Q4b

$$m_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{C}{\sqrt{n}} = \boxed{\frac{1}{\sqrt{2\pi p q n}}}.$$