

Pb I

$$I.1) E_2 = \{0, 1, 2\}$$

$$I.2) P([S_2 = 0]) = P([X_1 = 0] \cap [X_2 = 0]) = (1 - q_1)(1 - q_2)$$

$$P([S_2 = 1]) = q_2(1 - q_1) + q_1(1 - q_2)$$

$$P([S_2 = 2]) = q_1 q_2$$

$$I.3) E(S_2) = q_2(1 - q_1) + q_1(1 - q_2) + 2q_1 q_2$$

$$= q_1 + q_2$$

on aurait également pu remarquer que

$$E(S_2) = E(X_1) + E(X_2) = q_1 + q_2$$

$$Var(S_2) = E(S_2^2) - (q_1 + q_2)^2$$

$$= q_2(1 - q_1) + q_1(1 - q_2) + 4q_1 q_2 - (q_1 + q_2)^2$$

$$= q_1 + q_2 + 2q_1 q_2 - q_1^2 - q_2^2 - 2q_1 q_2$$

$$= q_1(1 - q_1) + q_2(1 - q_2)$$

Idem, on aurait pu utiliser l'indépendance de X_1 et X_2 pour

remarquer que $Var(X_1 + X_2) = Var(X_1) + Var(X_2) = q_1(1 - q_1)$

$$I.4) P([S_n = 0]) = \prod_{i=1}^n (1 - q_i) \text{ et } P([S_n = 1]) = \prod_{i=1}^n q_i$$

$$I.5) \text{Card}(S_n) = \binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$$

$$I.6) P([S_n = 2]) = \sum_{(i_1, i_2) \neq \emptyset} P([X_{i_1} = 1] \cap [X_{i_2} = 1] \cap [X_i \neq 1])$$

$$= \sum_{(i_1, i_2) \neq \emptyset} (1 - \prod_{i \neq i_1, i_2} q_i)$$

$$I.7) \mathbb{P}(\{S_n = k\}) = \sum_{(i_1, \dots, i_k) \in \mathcal{B}_k} \prod_{i=1}^k q^{i_j} \prod_{i \neq j} (1 - q^{i_i})$$

$$I.8) \text{ si } q_1 = \dots = q_n = q$$

$$\mathbb{P}(\{S_n = k\}) = \binom{n}{k} q^k (1-q)^{n-k}$$

c'est donc une loi binomiale de paramètres n et q .

6° pile ou face

$$I.9) P_{1/2}(n, \pi) = \mathbb{P}(\{S_n = \pi\}) = \binom{n}{\pi} \left(\frac{1}{2}\right)^\pi \left(1 - \frac{1}{2}\right)^{n-\pi} = \binom{n}{\pi} 2^{-n}$$

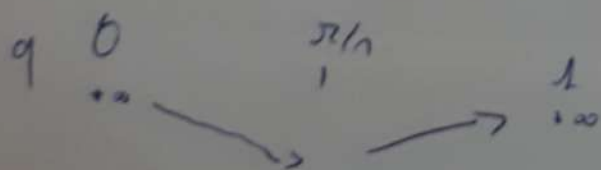
$$I.10) p_q(n, \pi) = \binom{n}{\pi} q^\pi (1-q)^{n-\pi}$$

$$\text{On a donc, } f_{1/2, q}(n, \pi) = \log_{10} \frac{2^{-n}}{q^\pi (1-q)^{n-\pi}}$$

$$= \log_{10} 2^{-n} - \pi \log_{10}(q) - (n-\pi) \log_{10}(1-q)$$

$$\begin{aligned} \text{On dérivant :} & \quad -\frac{\pi}{q \ln(10)} + \frac{(n-\pi)}{(1-q) \ln(10)} \\ & = \frac{q(n-\pi) - \pi(1-q)}{q(1-q) \ln(10)} = \frac{nq - \pi}{q(1-q) \ln(10)} \end{aligned}$$

Donc si $nq - \pi < 0$ i.e. $q < \pi/n$, \searrow
 et si $q > \pi/n$, \nearrow



I.12) On ne peut pas distinguer les deux modèles

I.13) Il s'agit ici de comparer les modèles $\Pi_{1/2}$ et

$$M_q \text{ avec } q \text{ tel que } q = \frac{3}{2}(1-q) \Leftrightarrow \frac{5}{2}q = \frac{3}{2}$$

$$\Leftrightarrow q = \frac{3}{5} = 0.6$$

Donc $q \neq \frac{1}{2}$. De plus, on voit d'après le tableau de variations que $\delta_{1/2, 3/5}(n, \pi) < -\frac{1}{2}$

Donc on préfère le modèle $\Pi_{3/5}$ c'est-à-dire le fait que la probabilité d'obtenir "pile" est 1.5 fois supérieure à celle d'obtenir "face".

La valeur

I.14) On a $\hat{q}(n, \pi)$ est obtenue à maximum :

$$\log_{10} P(S_n = \pi) = \log_{10} C_n^{\pi} + \pi \log_{10}(q) + (n - \pi) \log_{10}(1 - q)$$

On dérivant et annule

$$\frac{\pi}{q} - \frac{n - \pi}{1 - q} = 0$$

$$\frac{\pi}{q} = \frac{n - \pi}{1 - q} \quad \text{soit } q =$$

$$q(n - \pi) = \pi - \pi q \quad q^n = \pi \Rightarrow \left(q = \frac{\pi}{n} \right)$$

Si $q = 0$, ~~$P(S_n = \pi) = C_n^{\pi} q^{\pi} (1 - q)^{n - \pi}$~~ alors $\pi = 0$

$$I.14-) \hat{q}(n, 0) = 0 \quad + \quad \hat{q}(n, n) = 1.$$

$$I.15) \delta_{1/2, \text{opt}}(n, \pi) = \log_{10} \frac{2^{-n}}{\left(\frac{\pi}{n}\right)^{\pi} \left(1 - \frac{\pi}{n}\right)^{n - \pi}}$$

$$= \log_{10} \frac{n 2^{-n}}{\pi^{\pi} (n - \pi)^{n - \pi}}$$

I.16) On a : $S_{N,opt}(n,x) = 1.3201 > 1/2$

On préfère donc ici dire que la médaille "pièce équilibrée" est préférable.

$$\begin{aligned}
 \text{I.17)} \quad P(\{S_n = x\}) &= \sum_{j=1}^N P(\{S_n = x\} \cap \{Q_n = \frac{j}{N+1}\}) \\
 &= \sum_{j=1}^N C_N^{jx} \left(\frac{j}{N+1}\right)^{jx} \left(1 - \frac{j}{N+1}\right)^{n-jx} \frac{1}{N}
 \end{aligned}$$

I.18) On a $P_{0,10}(2^{-n}) = -60.206$

Pour le facteur de Bayes est de 0.076.

~~on préfère~~ la pièce semble donc équilibrée

Problème II

II.1) C_N^k

II.2) $1/C_N^k$

II.3) Si $m < k$, $P(\{M_k = m\}) = 0$
 Si $m > N$, $P(\{M_k = m\}) = 0$

II.4) Il y a C_{m-1}^{k-1} possibilités dans ϵ
 $P(\{M_k = m\}) = \frac{C_{m-1}^{k-1}}{C_N^k}$

II.5) On voit que $\sum_{m=k}^N P(\{M_k = m\}) = 1$

$$\text{II 6) } E(M_h) = \sum_{m=k}^N m \frac{\binom{m-1}{k-1}}{\binom{m}{k}} = \frac{1}{\binom{N}{k}} \sum_{m=k}^N \frac{m!}{(k-1)!(m-k)!} \quad (5)$$

$$= \frac{k}{\binom{N}{k}} \sum_{m=k}^N \binom{m}{k}$$

$$\text{II 7) } E(M_h) = \frac{k}{\binom{N}{k}} \sum_{l=k}^{N+1} \binom{h}{l-1} = \frac{k}{\binom{N}{k}} \frac{(N+1)!}{(k+1)!(N-k)!}$$

$$= \frac{k(k+1)!(N-k)!}{N! (k+1)!(N-k)!} = \frac{(N+1)k}{k+1}$$

$$\text{II 8) } \text{En posant } \psi_h(M_h) = \frac{k+1}{k} M_h - 1$$

$$\text{II 9) } E[(\psi_h(M_h))^2] = \left(\frac{k+1}{k}\right)^2 E(M_h^2) + 1 - \frac{2(N+1)}{k}$$

$$\text{Or, } E(M_h^2) = \sum_{m=k}^N m^2 \frac{\binom{m-1}{k-1}}{\binom{m}{k}} = \frac{1}{\binom{N}{k}} \sum_{m=k}^N m(m+1) \frac{(m-1)!}{(k-1)!(m-k)!}$$

$$= \frac{(N+1)k}{k+1}$$

$$= \frac{1}{\binom{N}{k}} \sum_{m=k}^N \frac{(m+1)!}{(k+1)!(m-k)!} - \frac{(N+1)k}{k+1}$$

$$= \frac{k(k+1)}{\binom{N}{k}} \sum_{m=k}^N \binom{k+1}{m+1} - \frac{(N+1)k}{k+1}$$

$$= \frac{k(k+1)}{\binom{N}{k}} \sum_{l=k+1}^{N+1} \binom{k+1}{l} - \frac{(N+1)k}{k+1} = \frac{k(k+1)}{\binom{N}{k}} \binom{k+1}{N+1} - \frac{(N+1)k}{k+1}$$

$$= \frac{k(k+1)k!(N-k)!}{N!} \frac{(N+2)!}{(N-k)!(k+2)!} - \frac{(N+1)k}{k+1}$$

$$= \frac{k(N+2)(N+1)}{k+2} - \frac{(N+1)k}{k+1}$$

Donc,

$$E[(\Psi_h(\pi_h))^2] = \frac{(k+1)^2(N+2)(N+1)}{k(k+2)} - \frac{(k+1)(N+1)}{k} \leftarrow 1-2N$$

~~$$= \frac{(k+1)(N+1)[N+2-k-2]}{k(k+2)} - 1-2N$$~~

~~$$= \frac{(k+1)(N+1)(N-k)}{k(k+2)} - 1-2N$$~~

~~$$\Rightarrow \text{Var}(\Psi_h(\pi_h^2)) = \frac{(k+1)(N+1)(N-k)}{k(k+2)} - (1-2N) - N^2$$~~

~~$$= \frac{(k+1)(N+1)(N-k) - k(k+2)(N+1)^2}{k(k+2)}$$~~

$$= \frac{(N+1)(k+1)[(k+1)(N+2) - k-2]}{k(k+2)} - 1-2N$$

$$= \frac{(N+1)(k+1)[Nh + 2k + N + 2 - k - 2]}{k(k+2)} - 1-2N$$

$$\Rightarrow \text{Var}(\psi_h(\eta_h)) = \frac{(k+1)^2}{k(k+2)} (N+1)(N+2) - \frac{k+1}{k} (N+1) - 1 - \epsilon N$$

$$= \frac{(k+1)^2}{k(k+2)} (N+1)(N+2) - \frac{k+1}{k} (N+1) - (1+N)^2$$

$$= (N+1) \left[\frac{(k+1)^2}{k(k+2)} (N+2) - \frac{k+1}{k} - (N+1) \right]$$

$$= (N+1) \left[\frac{(k+1)^2 (N+2) - (k+1)(k+2) - k(k+2)(N+1)}{k(k+2)} \right]$$

$$= \frac{N+1}{k(k+2)} \left[(k^2 + 2k + 1)(N+2) - (k+2)(kN+k) - (k+1)(k+2) \right]$$

$$= \frac{N+1}{k(k+2)} \left[\cancel{Nk^2} + 2k^2 + 2kN + \cancel{k} + N+2 - k^2N - \cancel{k^2} - 2kN - \cancel{k} - k^2 - k - 2 \right]$$

$$\frac{N+1}{k(k+2)} [N-k] \approx \frac{(N^a)N}{N^2} \sim N^{a-1}$$

II.10) По л'И. БТ, $\forall \epsilon > 0$

$$P\{|\psi_h(\eta_h) - N| > \epsilon\} \leq \frac{N+1}{k(k+2)} (N-k) \sim \frac{N^{a-1}}{\epsilon^2} \rightarrow 0$$

Problème 5

I. 1) Evidemment

$$\sum_{i=1}^N w_{1,i} = n \quad \text{et} \quad \sum_{i=1}^N w_{2,i} = m$$

I. 2) $\text{Card}(E) = C_n^p C_n^m \Rightarrow P(\{w\}) = \frac{1}{C_n^p C_n^m}$

II. 3) Si $k(w) = k$ cela signifie que le intervalles manqués ont été recapturé

III. 4) Il n'est pas possible que $k > \min(n, m)$

De même, il n'est pas possible que $k < \max(n, m, N)$

IV. 5) $E(n, m, N) = \{ \max(0, m + n - N) ; \min(n, m) \}$

III. 6) Il y a $C_n^n C_n^k C_{N-n}^{m-k}$ possibilités pour que $k = h$

Donc $P(k=h) = \frac{C_n^k C_{N-n}^{m-k}}{C_N^m}$

IV. 7) Evident

IV. 8) $E(k) = \frac{1}{C_N^m} \sum_{k \in E(n, m, N)} k C_n^k C_{N-n}^{m-k}$

$$= \frac{1}{C_N^m} \sum_{k=\max(0, m+n-N)}^{\min(n, m)} k C_{n-1}^{k-1} C_{N-n}^{m-k}$$

$$= \frac{n}{C_N^m} \sum_{k=\max(0, m+n-N)}^{\min(n, m)} C_{n-1}^{k-1} C_{(N-1)-(n-1)}^{(m-1)-(k-1)}$$

Posons $l = k - 1$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{n}{\binom{m}{N}} \sum_{l = \max(0, n+m-N-1)}^{\min(n-1, m-1)} \binom{l}{n-1} \binom{(m-1)-l}{(N-1)-(n-1)} \\
 &= \frac{n}{\binom{m}{N}} \sum_{l = \max(0, (n-1) + (m-1) - (N-1))}^{\min(n-1, m-1)} \binom{l}{n-1} \binom{(m-1)-l}{N-1-(n-1)} \\
 &= \frac{n}{\binom{m}{N}} \binom{m-1}{N-1} = \frac{n(N-1)!}{(m-1)!(N-m)!} \frac{(N-m)! m!}{N!} \\
 &= \frac{nm}{N}
 \end{aligned}$$

III.9) En posant $\psi_{n,m}(k) = \left(\frac{k}{m+n}\right)^{k-1}$

on a $E(1/N) = \frac{1}{N}$

$$\begin{aligned}
 \text{III.10) } E\left(\frac{1}{k+1}\right) &= \sum_{k = m+n-N}^{\min(n,m)} \frac{1}{k+1} \binom{k}{n} \binom{m-k}{N-n} \frac{1}{\binom{m}{N}} \\
 &= \frac{1}{\binom{m}{N}} \sum_{k = m+n-N}^{\min(n,m)} \frac{n!}{(k+1)!(n-k)!} \binom{m-k}{N-n} \\
 &= \frac{1}{\binom{m}{N}} \frac{1}{n+1} \sum_{k = m+n-N}^{\min(n,m)} \binom{k+1}{n+1} \binom{m-k}{N-n} \\
 &= \frac{1}{\binom{m}{N}} \frac{1}{n+1} \sum_{l = m+n-N+1}^{\min(n+1, m+1)} \binom{l}{n+1} \binom{m+1-l}{N+1-(n+1)}
 \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{\binom{m}{N}} \frac{1}{n+1} \binom{m+1}{N+1} = \frac{1}{(n+1)(m+1)}$$

ii. 11) En posant $\tilde{N} = \frac{(n+1)(m+1)}{k+1} - 1$, on a

un estimateur sans biais de N .

Problème IV

IV 1) La var. Y_e suit une loi de Bernoulli de paramètre p_e
 Donc $E(Y_e) = p_e$

IV 2) Evident

IV 3) Par def de Y_e , $E(|X| \mathbb{1}_{Y_e}) \geq e^* E(Y_e) = e^* P(|X| > e)$

$$IV 4) P(|X - \lambda| > e) = P((Y - \lambda) > e) + P((X - \lambda) < -e) \geq P(|X - \lambda| > e)$$

$$IV 5) P\{|X - m + \lambda| > e + \lambda\} \leq P\{|X - m + \lambda| > e + \lambda\} \leq \frac{E(X - m + \lambda)^2}{(e + \lambda)^2} = \frac{\sigma^2 + \lambda^2}{(e + \lambda)^2}$$

$$IV 6) \text{ Soit } f(\lambda) = \frac{\sigma^2 + \lambda^2}{(e + \lambda)^2} \Rightarrow f'(\lambda) = \frac{2\lambda(e + \lambda)^2 + (\sigma^2 + \lambda^2)2(e + \lambda)}{(e + \lambda)^4} = \frac{2(e + \lambda)[\lambda(e + \lambda) - \sigma^2 - \lambda^2]}{(e + \lambda)^4} = \frac{2(e + \lambda)[\lambda e - \sigma^2]}{(e + \lambda)^4}$$

Donc, $0 \leq \lambda \leq \sigma^2/e$ En posant $\lambda = \sigma^2/e$
 $\leq \frac{\sigma^2 + \sigma^4/e^2}{(e + \sigma^2/e)^2} = \frac{\sigma^2}{e^2 + \sigma^2}$

$$\begin{aligned}
 \text{IV 7) } \mathbb{P}[X - m - \lambda < -\varepsilon - \lambda] &\leq \mathbb{P}[|X - m - \lambda| > \varepsilon] \quad \text{--- (11)} \\
 &\leq \frac{\mathbb{E}[(X - m - \lambda)^2]}{(\varepsilon, \lambda)^2} = \frac{\sigma^2 + \lambda^2}{(\varepsilon, \lambda)^2}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{IV 8) } \mathbb{P}[|X - m| > \varepsilon] &= \mathbb{P}[X - m > \varepsilon] + \mathbb{P}[X - m < -\varepsilon] \\
 &\leq \frac{2\sigma^2}{\varepsilon, \sigma^2}
 \end{aligned}$$

IV 9) Il faut trouver la valeur de $\varepsilon > 0$ pour laquelle,

$$\frac{2\sigma^2}{\varepsilon, \sigma^2} \leq \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2} \Leftrightarrow 2\varepsilon^2 \leq \varepsilon, \sigma^2 \Leftrightarrow \varepsilon^2 < \sigma^2 \Rightarrow \underline{\varepsilon \in (0, \sigma)}$$