



sans remise
jusqu'à apparition de la BN

B_i : "ie tirage = BB" ; X = rang apparition BN

1) Procédons par double inclusion

• D Montrons que $X(\Omega) \subset \{1, n\}$:

au minimum X vaut 1 lorsqu'on tire la BN au 1^{er} tirage

au maximum X vaut n lorsqu'on tire d'abord les $n-1$ BB
puis la BN au n^e tirage

et comme $X(\Omega) \subset \mathbb{N}$ (entier), on a bien

$$\boxed{X(\Omega) \subset \{1, n\}}$$

• D Montrons que $\{1, n\} \subset X(\Omega)$:

Soit $k \in \{1, n\}$. Cherchons 1 séquence de tirages telle que la BN soit tirée au k^e tirage (alors l'événement $(X=k)$ sera réalisé)

Si je tire des BB lors des $(k-1)^e$ tirages ($k \geq 2$)
et la boule noire au k^e tirage alors $(X=k)$ sera
réalisé.

Si $k=1$, il suffit que je tire la BN au 1^{er} tirage
et $(X=1)$ sera réalisé

Ainsi, en notant (Ω, \mathcal{X}, P) l'espace probabilisé, ②

on a: $\forall k \in \{1, \dots, n\} \exists \omega \in \Omega / X(\omega) = k$

ce qui prouve $\boxed{\{1, \dots, n\} \subset X(\Omega)}$

Remarque: cette rédaction est délicate mais bienvenue en ECS... En ECE, le correcteur sera bien plus indulgent)

Résumé: $\boxed{X(\Omega) = \{1, \dots, n\}}$

2) a) Soit $i \in \{2, \dots, n\}$

Si B_1, \dots, B_{i-1} est réalisé, alors on a tiré $i-1$ BB de l'urne contenant initialement 1 BN et $(n-1)$ BB. Ainsi, à l'amorce du i^{e} tirage, il y a dans

l'urne :

$$\begin{cases} n-1-(i-1) \text{ BB} \\ 1 \text{ BN} \end{cases}$$

ie $\begin{cases} n-i \text{ BB} \\ n-i+1 \text{ Boules (BB et BN)} \end{cases}$

Par équiprobabilité, on conclut :

$$\boxed{P(B_i) = \frac{n-i}{n-i+1}}$$

B_1, \dots, B_{i-1}

le cas $k=1$ rente dans le cas général d'une

(4)

$$\boxed{\forall k \in \overline{1, n} \quad P(X=k) = \frac{1}{n}}$$

c) on reconnaît que $X \subset \mathcal{U}(\overline{1, n})$

$$\text{donc } E(X) = \frac{n+1}{2} \quad \text{et } V(X) = \frac{n^2-1}{12}$$

3) a) Notons $Z_i, i \in \overline{1, n-1}$, l'événement "le i^{e} tirage donne une boule blanche numérotée "0"

Alors, on a: $\forall k \in \overline{2, n-1} \quad (X=k) \cap (Y=0) = Z_1 \cap \dots \cap Z_{k-1} \cap N_k$

et comme $P(Z_1 \cap \dots \cap Z_{k-1}) \neq 0$ (car $k \in \overline{2, n-1}$), on a

par la formule des probas composées, pour $k \in \overline{2, n-1}$:

$$P((X=k) \cap (Y=0)) = P(Z_1) P(Z_2) \dots P(Z_{k-1}) P(N_k)$$

$Z_1 \quad Z_1, \dots, Z_{k-2} \quad Z_1, \dots, Z_{k-1}$

or: $P(Z_1) = \frac{n-2}{n}$ ($n-2$ BB "0" sur n possibles)

$$P(Z_2) = \frac{n-3}{n-1}$$

$$P(Z_i) = \frac{n-i-1}{n-i+1} \quad (i \in \overline{2, k-1})$$

$$P(Z_{k-1}) = \frac{n-k}{n-k+2}$$

$$P(N_k) = \frac{1}{n-k+1}$$

Améli : m1 : avec les "pointillés"

⊆

$$P((X=k) \cap (Y=0)) = \frac{n-2}{n} \times \frac{n-3}{n-1} \times \frac{n-4}{n-2} \times \dots \times \frac{n-k+1}{n-k+3} \times \frac{n-k}{n-k+2} \times \frac{1}{n-k+1}$$

$$= \frac{n-k}{n(n-1)}$$

m2 : avec les Π :

$$P((X=k) \cap (Y=0)) = \frac{n-2}{n} \times \left[\prod_{i=2}^{k-1} \frac{n-i-1}{n-i+1} \right] \times \frac{1}{n-k+1}$$

$$= \frac{n-2}{n} \times \frac{\prod_{i=3}^k (n-i)}{\prod_{i=1}^{k-2} (n-i)} \times \frac{1}{n-k+1}$$

$$= \frac{\prod_{i=2}^k (n-i)}{n(n-1) \times \prod_{i=2}^{k-2} (n-i)} \times \frac{1}{n-k+1}$$

et par télescopage
"multiplicatif"

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

• Pour k=1, $P((X=k) \cap (Y=0)) = \frac{1}{n} = \frac{n-1}{n(n-1)}$

on rejoint le cas général

• Pour k=n : $(X=n) \cap (Y=0) = \emptyset$ car on ne peut pas tirer la BN au dernier tirage sans avoir tiré toutes les BB de l'urne... Donc $P((X=n) \cap (Y=0)) = 0$

$$= \frac{n-n}{n(n-1)}$$

on rejoint encore le cas général

Précis : $\forall k \in X(n) \quad P((X=k) \cap (Y=0)) = \frac{n-k}{n(n-1)}$

b) $(X=k)_{k \in \{1, \dots, n\}}$ forme un système complet d'événements de probabilités non nulles donc par la formule des probabilités totales, on a:

$$P(Y=0) = \sum_{k=1}^n P(X=k) \cap (Y=0) = \sum_{k=1}^n \frac{n-k}{n(n-1)}$$

$$= \frac{1}{n(n-1)} \sum_{k=1}^n n-k \quad \text{pour } j = n-k$$

$$= \frac{1}{n(n-1)} \sum_{j=0}^{n-1} k = \frac{1}{n(n-1)} \times \frac{n(n-1)}{2} = \frac{1}{2}$$

Ainsi $\boxed{P(Y=0) = \frac{1}{2}}$

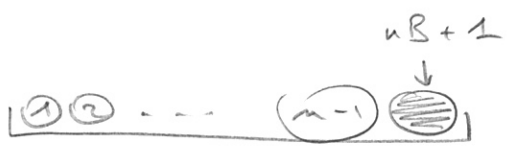
c) $Y(\omega) = \{0, 1\}$ et $P(Y=0) = \frac{1}{2}$ donc $P(Y=1) = 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$

et $\boxed{Y \subset B(\frac{1}{2})}$; $\boxed{E(Y) = \frac{1}{2} ; V(Y) = \frac{1}{4}}$

4) Algorithmique :

(7)

a) Analysons le script et complétons-le :

(2) $nB = n - 1 \rightarrow$ il y a $n - 1$ BB 

(3) $X = 1 \rightarrow$ initialisation de X qui vaut 1

(4) $u = \text{grand}(1, 1, \text{'vin'}, 1, nB + 1) \rightarrow$ u va prendre une valeur entière prise au hasard dans $(1, n)$

(5) $\text{while } u < nB + 1 \rightarrow$ tant qu'on n'a pas tiré la BB

(6) $nB = \underline{nB - 1}$ car on enlève une BB de l'urne

(7) $u = \text{grand}(1, 1, \text{'vin'}, 1, \underline{nB + 1})$ car on refait un

tirage dans une urne contenant 1 BB en moins i.e. une urne contenant nB boules blanches (= à "l'ancien" $nB - 1$ BB) et 1 boule noire soit $nB + 1$ boules.

(8) $X = X + 1$ car à chaque tour de boules, X doit être incrémenté de 1 tel un compteur

b) Comme en 4)a) complétons et commentons :

(4) $Y = 0 \rightarrow$ initialisation de Y à 0 car on n'a pas tiré encore la Boule "1"

(7) $nB = nB - 1 \rightarrow$ on retire 1 Boule blanche de l'urne

(8) $\text{if } u == 1 \text{ then } Y = 1$ car dans ce cas, la BB "1" a été tirée

(10) $u = \text{grand}(1, 1, \text{'vin'}, 1, nB + 1)$ comme en 4)a)

(11) $X = X + 1$ Comme en 4)a)