



3. On note  $x$  et  $y$  les nombres respectifs de boules blanches et noires contenues dans l'urne  $U_1$  ( $x$  et  $y$  sont donc deux entiers compris au sens large entre 0 et 50).

a) Déterminer la probabilité  $f(x, y)$  de tirer une boule blanche (on distinguera l'expression générale, fonction des entiers  $x$  et  $y$ , des deux cas particuliers où l'une des urnes est vide).

b) Justifier que, pour tous entiers  $x$  et  $y$  compris au sens large entre 0 et 50, on a l'égalité :

$$f(50 - x, 50 - y) = f(x, y) .$$

c) Montrer, pour tout entier  $y$  de  $[0, 50]$ , l'inégalité :

$$f(0, y) \leq \frac{1}{2}$$

et en déduire que la répartition des boules recherchée est telle que  $x$  appartient à  $[1, 49]$ .

d) Quelles sont les répartitions pour lesquelles la probabilité de tirer une boule blanche est égale à  $1/2$  ?

4. On note  $n$  le nombre de boules contenues dans l'urne  $U_1$  ( $n = x + y$ ).

Montrer que l'on peut se restreindre à des valeurs de  $n$  inférieures ou égales à 50.

En fait, on peut même se restreindre à des valeurs de  $n$  strictement comprises entre 0 et 50 car  $f(0, 0) = 1/4$  et, d'après le résultat de la question 3. d), la probabilité de tirer une boule blanche est égale à  $1/2$  lorsque  $n$  est égal à 50.

5. On suppose désormais que les variables  $x$  et  $n$  varient de façon continue dans l'intervalle  $]0, 50[$  et on définit la fonction  $g$  de deux variables sur  $]0, 50[ \times ]0, 50[$  en posant :

$$g(x, n) = \frac{x}{n} + \frac{50 - x}{100 - n} .$$

a) Soit  $n$  un réel de  $]0, 50[$ .

Déterminer les variations de la fonction  $x \mapsto g(x, n)$  sur l'intervalle  $]0, 50[$  et en déduire l'entier  $x$  de  $]0, 50[$  pour lequel le réel  $g(x, n)$  est maximum sous la condition :  $x \leq n$ .

b) On pose, pour tout réel  $n$  de  $]0, 50[$  :

$$h(n) = g(n, n) .$$

Déterminer  $h'(n)$  ; dresser le tableau de variations de la fonction  $h$  et en déduire la valeur de l'entier  $n$  pour laquelle  $h(n)$  atteint son maximum.

6. Conclure relativement à l'objectif de l'exercice annoncé en introduction.

## Exercice 2 : probabilités et informatique

On se propose d'étudier des algorithmes de simulation de lois de probabilité, écrits en langage Pascal. La procédure **randomize** initialise le générateur de nombres aléatoires. Une fois celle-ci appelée, les appels successifs à la fonction **random** simulent la réalisation de variables aléatoires indépendantes de même loi de probabilité uniforme sur  $]0, 1[$ . Des programmes demandés, on n'écrira que la partie « décisive » de l'algorithme, à l'image du premier encadré de la page 3.

Dans tout l'exercice, on désigne par :

- $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  un espace probabilisé,
- $U$  une variable aléatoire de  $\Omega$  dans  $\mathbb{R}$  de loi de probabilité uniforme sur  $]0, 1[$ ,
- $X$  la variable aléatoire de  $\Omega$  dans  $\mathbb{R}$  dont on souhaite simuler des réalisations,
- $p$  un réel strictement compris entre 0 et 1,
- $n$  un entier naturel non nul.

## I. Lois binomiales

- Écrire un algorithme qui simule la réalisation d'une variable aléatoire  $X$  qui suit la loi de Bernoulli de paramètre  $p$ .
  - Justifier que l'algorithme ci-dessous simule la réalisation d'une variable aléatoire  $X$  qui suit la loi binomiale de paramètres  $n$  et  $p$ .

```
x:=0;
for k:=1 to n do
  begin
    u:=random;
    if u < p then x:=x+1;
  end;
write(x);
```

Quel est le nombre d'appels à la fonction **random** ?

- Soient  $p_1$  et  $p_2$  des réels strictement compris entre 0 et 1. On pose :  $q_1 = 1 - p_1$  et  $q_2 = 1 - p_2$ . On effectue  $n$  épreuves de Bernoulli indépendantes, de paramètres  $p_1$ .  $Y$  désignant le nombre de succès lors de cette première série d'épreuves, on effectue  $Y$  épreuves de Bernoulli indépendantes, de paramètres  $p_2$ . On s'intéresse alors à la variable aléatoire  $X$  donnant le nombre de succès dans cette seconde série d'épreuves.
  - Terminer le programme de simulation de  $X$  ci-dessous.

```
y:=0;
for k:=1 to n do
  begin
    u:=random;
    if u < p1 then y:=y+1;
  end;
x:=0;
for k:=1 to *****
  *****
  :
  *****
write(x);
```

- Préciser la loi de  $Y$  et l'ensemble des valeurs prises par  $X$ .
  - Soit  $i$  un entier compris au sens large entre 1 et  $n$ .  
Quelle est la loi de  $X$  conditionnée par l'événement  $(Y = i)$  ?
  - Vérifier que, pour tous entiers  $i$  et  $j$  tels que :  $0 \leq j \leq i \leq n$ , on a l'égalité :

$$\binom{n}{i} \times \binom{i}{j} = \binom{n}{j} \times \binom{n-j}{i-j},$$

puis, pour tout entier  $j$  compris au sens large entre 0 et  $n$ , établir, en utilisant la formule des probabilités totales :

$$P(X = j) = \binom{n}{j} (p_1 p_2)^j \sum_{i=j}^n \binom{n-j}{i-j} (p_1 q_2)^{i-j} q_1^{n-i}.$$

- iv) Après avoir simplifié le résultat précédent, reconnaître la loi de  $X$ .
- c) Déterminer le nombre moyen d'appels à la fonction **random** du programme de simulation de  $X$ .

## II. Méthode d'inversion

Cette méthode repose sur la détermination d'une fonction  $Q$  telle que  $Q(U)$  suive la même loi que  $X$ .  
(On rappelle que  $U$  est une variable aléatoire de loi de probabilité uniforme sur  $]0, 1[$ .)

### 1. Loi exponentielle

Dans cette question,  $X$  suit la loi exponentielle de paramètre  $a$  ( $a$  réel strictement positif).

- a) Démontrer que les variables aléatoires  $X$  et  $-\frac{1}{a} \ln(1-U)$  ont la même fonction de répartition.
- b) Justifier alors l'algorithme de simulation de  $X$  suivant :

```

u:=random;
x:=-ln(u)/a;
write(x);
```

### 2. Loi géométrique

Dans cette question,  $X$  suit la loi géométrique de paramètre  $p$ .

- a) En considérant que  $X$  est le temps d'attente du premier succès dans un processus de Bernoulli, écrire en langage Pascal un programme de simulation de  $X$  qui utilise une boucle **repeat**.  
Quel est le nombre moyen d'appels à la fonction **random** ?
- b) La méthode précédente étant « coûteuse » pour les petites valeurs de  $p$ , on se propose d'écrire un nouvel algorithme qui n'appelle qu'une seule fois la fonction **random**.
- i) On suppose que  $Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  est une variable aléatoire qui suit la loi exponentielle de paramètre  $a$ .
- Prouver que, pour tout entier naturel  $k$  non nul :  $P(k-1 \leq Y < k) = (e^{-a})^{k-1} (1 - e^{-a})$ .
  - En déduire que l'on peut choisir  $a$  tel que  $X$  et la variable aléatoire  $\text{Ent}(Y)+1$  suivent la même loi (on rappelle que  $\text{Ent}$  désigne la fonction partie entière).
- ii) Écrire l'algorithme correspondant. On rappelle qu'en langage Pascal, si une variable  $x$  contient un réel positif ou nul, **trunc(x)** retourne la partie entière de ce réel.

### 3. Cas d'une loi discrète finie

On suppose ici que  $X$  prend un nombre fini  $n$  de valeurs  $x_1, \dots, x_n$ , avec  $x_1 < x_2 < \dots < x_n$ .

On pose :  $F_0 = 0$  et, pour tout entier  $k$  compris au sens large entre 1 et  $n$  :

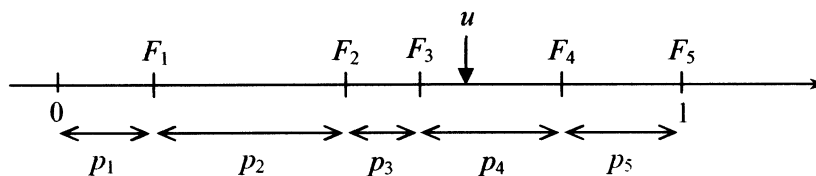
$$p_k = P(X = x_k), \quad F_k = P(X \leq x_k).$$

Soit  $Q$  la fonction « en escalier » de  $]0, 1[$  dans  $\mathbb{R}$  définie par :

$$\text{pour tout entier } k \text{ compris au sens large entre } 1 \text{ et } n, \quad Q(u) = x_k \text{ si } F_{k-1} < u \leq F_k.$$

$Q$  est appelée la fonction quantile de  $X$ .

- a) Vérifier que, pour tout entier  $k$  compris au sens large entre 1 et  $n$ , on a :  $P(Q(U) = x_k) = p_k$ .
- b) D'après la question précédente,  $Q(U)$  et  $X$  ont la même loi. Programmer une simulation de  $X$  revient donc à trouver, pour une réalisation  $u$  de  $U$ , le dernier indice  $k$  tel que :  $u > F_{k-1}$ , et décider que  $X$  prend la valeur  $x_k$ .
- i) Dans la situation représentée par le schéma ci-dessous, quelle est la valeur prise par  $X$  ?



- ii) En considérant que les variables  $\mathbf{F}[1], \dots, \mathbf{F}[n]$  d'un tableau  $\mathbf{F}$  contiennent les valeurs  $F_1, \dots, F_n$ , celles  $\mathbf{T}[1], \dots, \mathbf{T}[n]$  d'un tableau  $\mathbf{T}$  les valeurs  $x_1, \dots, x_n$ , compléter le programme de simulation de  $X$  ci-dessous, et démontrer que le nombre moyen  $m$  de passages dans la boucle **while** vérifie :  $m = \sum_{k=1}^n (k-1)p_k$ .

```

k:=1;
u:=random;
while *** do ***;
x:= ***;
write(x);

```

#### 4. Loi binomiale

Dans cette question, on suppose que  $X$  suit la loi binomiale  $\mathcal{B}(2n, 1/2)$ .

##### a) Un premier programme

On adapte le programme précédent (question II 3. b) ii) ) de simulation de  $X$  au cas de la loi binomiale  $\mathcal{B}(2n, 1/2)$ .

- i) • Démontrer que, pour tous entiers naturels  $r$  et  $m$  tels que :  $1 \leq r \leq m$ , on a :

$$\binom{m}{r} = \frac{m}{r} \binom{m-1}{r-1}.$$

- En déduire l'égalité :  $\sum_{k=1}^{2n} k \binom{2n}{k} = n 2^{2n}$ .

- ii) Exprimer le nombre moyen  $m_n$  de passages dans la boucle **while** en fonction de  $n$ .

##### b) Amélioration du programme

On pose dans cette question :

$$a_0 = \binom{2n}{n}, a_1 = \binom{2n}{n-1}, a_2 = \binom{2n}{n+1}, a_3 = \binom{2n}{n-2}, a_4 = \binom{2n}{n+2}, \dots, a_{2n-1} = \binom{2n}{0}, a_{2n} = \binom{2n}{2n}.$$

- i) • Démontrer que, pour tout entier  $k$  compris au sens large entre 0 et  $n-1$  :  $\binom{2n}{k} \leq \binom{2n}{k+1}$ .
- En déduire les inégalités :  $a_0 \leq a_1 \leq \dots \leq a_{2n}$ .

- ii) Pour améliorer le programme précédent, on range dans l'ordre décroissant les probabilités  $p_0, p_1, \dots, p_{2n}$  que  $X$  prennent les valeurs  $0, 1, \dots, 2n$  en posant :

$$p'_0 = p_n = \frac{1}{2^{2n}} a_0, \quad p'_1 = p_{n-1} = \frac{1}{2^{2n}} a_1, \quad p'_2 = p_{n+1} = \frac{1}{2^{2n}} a_2, \dots, \quad p'_{2n} = p_0 = \frac{1}{2^{2n}} a_{2n},$$

les variables successives du tableau **F** contenant les nombres  $\sum_{i=0}^k p'_i$  (l'entier  $k$  variant de 0 à  $2n$ ), et les variables successives du tableau **T** contenant les valeurs  $n, n-1, n+1, n-2, n+2, \dots, 0, 2n$ .

- Préciser alors le nombre moyen  $m'_n$  de passages dans la boucle **while** en fonction de  $n$  ; pour cela, on admettra l'égalité :  $\sum_{k=0}^{2n} k a_k = \left(2n + \frac{1}{2}\right) \times \binom{2n}{n} - 2^{2n-1}$ .
- Enfin, proposer un équivalent simple de  $m'_n$  quand  $n$  tend vers  $+\infty$  en utilisant la formule de Stirling :

$$n! \underset{+\infty}{\sim} \sqrt{2n\pi} \left(\frac{n}{e}\right)^n,$$

et conclure quant à l'intérêt du réagencement des probabilités  $p_0, p_1, \dots, p_{2n}$ .

\* \* \*