

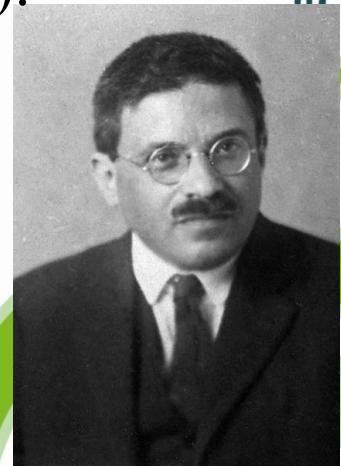
# MODÈLE DE DIFFUSION D'EHRENFEST

# Un peu d'histoire...

Ce modèle doit son nom au couple de physiciens Tatiana et Paul Ehrenfest et à leurs travaux réalisés au début du XXème siècle.

Il fut proposé en 1907 afin de décrire en terme de physique statistique les échanges de chaleur entre deux systèmes portés initialement à une température différente.

L'étude de ce modèle nous permettra de voir que l'on peut naturellement s'attendre à atteindre un état d'équilibre alors que le comportement du modèle est réversible dans le temps (recherche du temps de retour à l'état initial).

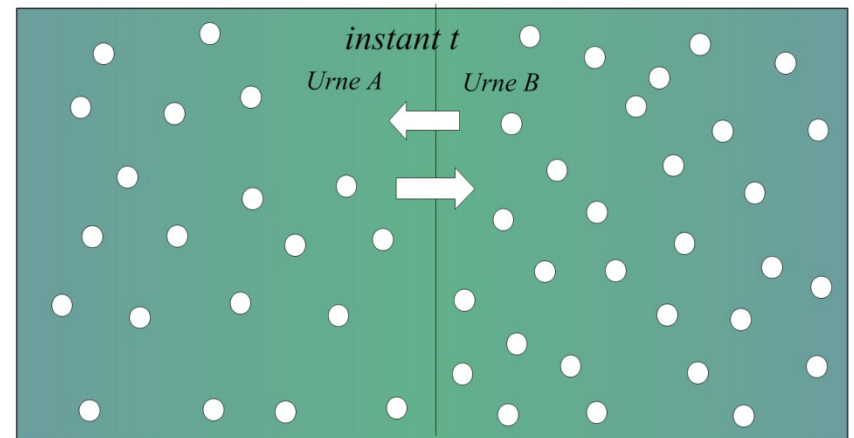
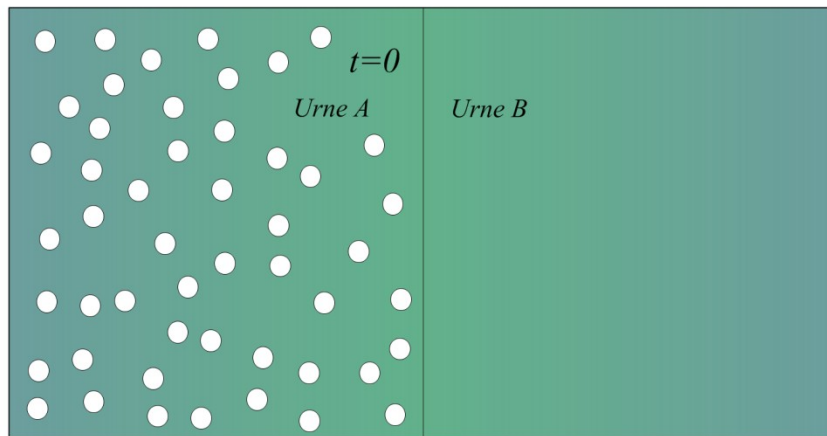


# Modélisation

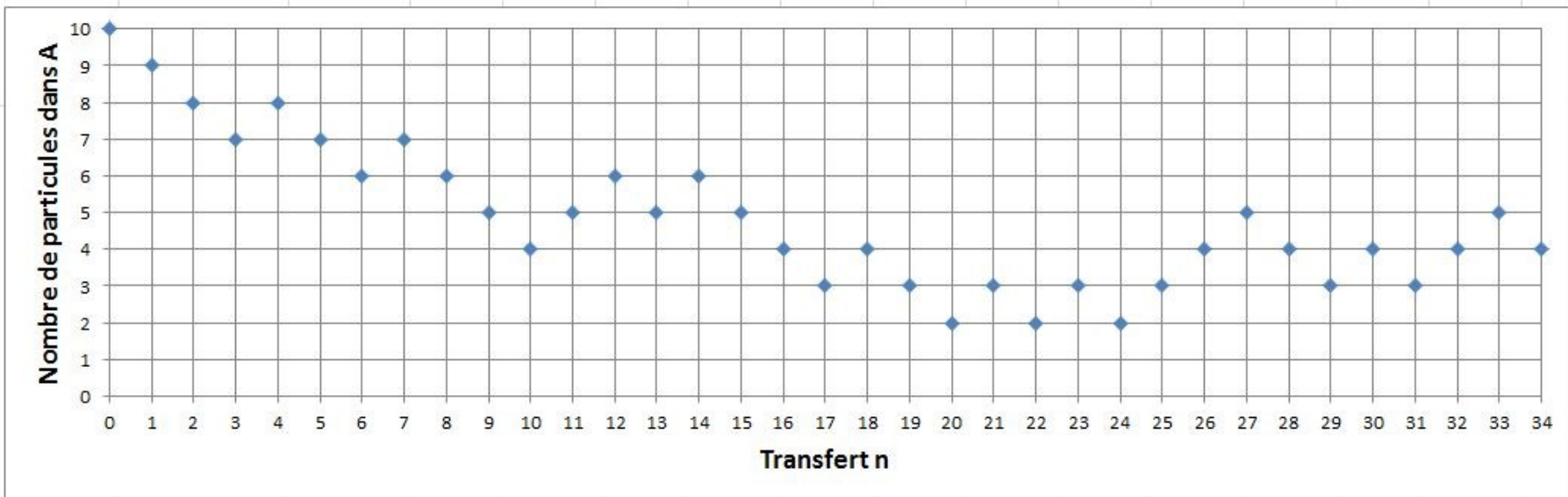
On considère une enceinte séparée par une paroi en deux urnes A et B et contenant au total  $N$  boules numérotées de 1 à  $N$ . A l'instant initial, toutes les boules sont dans l'urne A.

A chaque instant, on choisit au hasard et de façon équiprobable un nombre compris entre 1 et  $N$ .

Ainsi, à chaque instant, une boule choisie au hasard change d'urne.

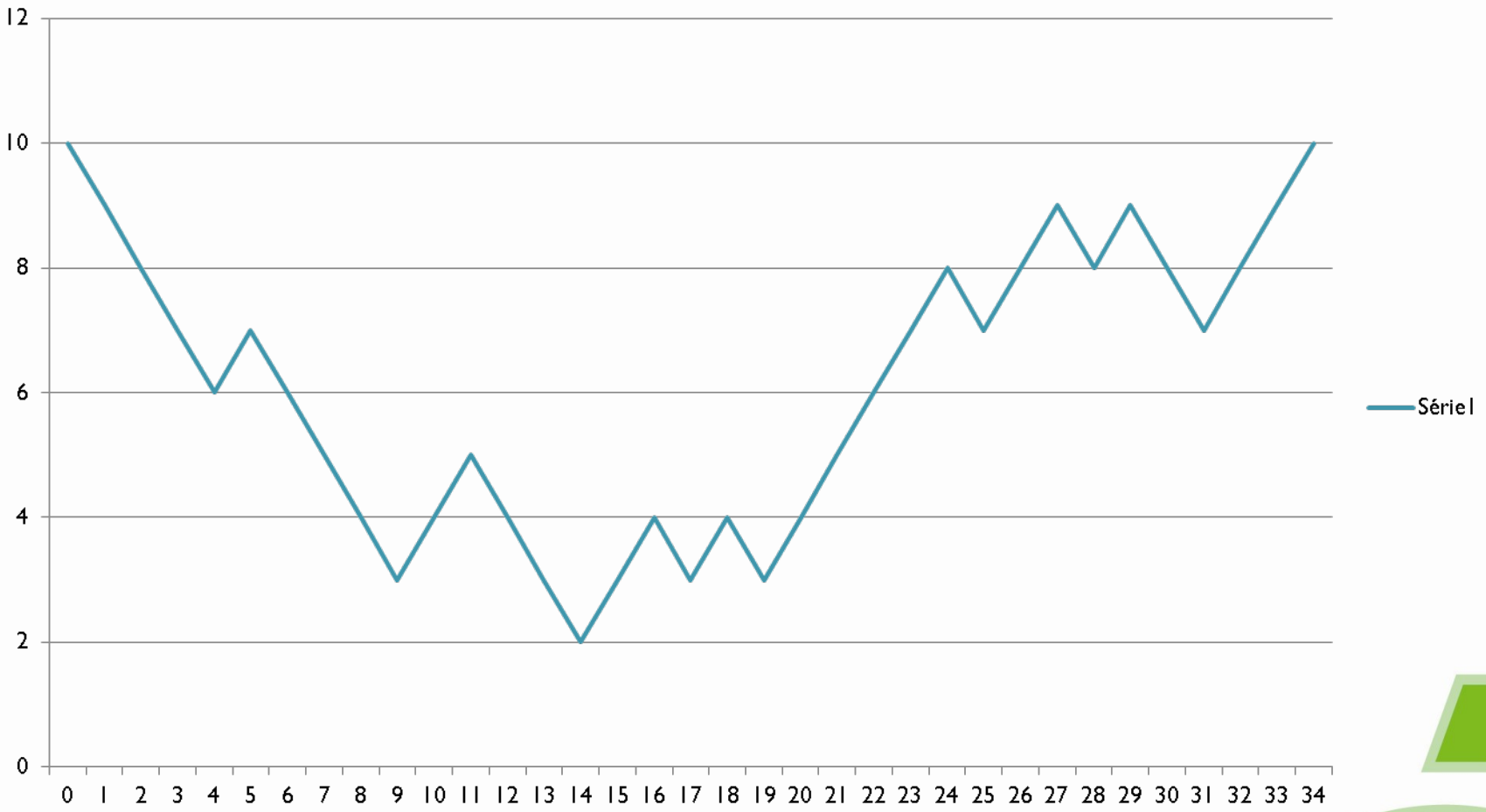


# Simulation dans le cas où N=10



| Transfert n | Particule transférée | Position de chaque particule (code 1 pour A, 0 pour B). Particule numéro : |   |   |   |   |   |   |   |   |    | Effectif |   |
|-------------|----------------------|--|---|---|---|---|---|---|---|---|----|----------|---|
|             |                      | 1  | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | A        | B |
| 0           |                      | 1  | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1  | 10       | 0 |
| 1           | 1                    | 0  | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1  | 9        | 1 |
| 2           | 6                    | 0  | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1  | 8        | 2 |
| 3           | 4                    | 0  | 1 | 1 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1  | 7        | 3 |

# Un autre résultat pour N = 10



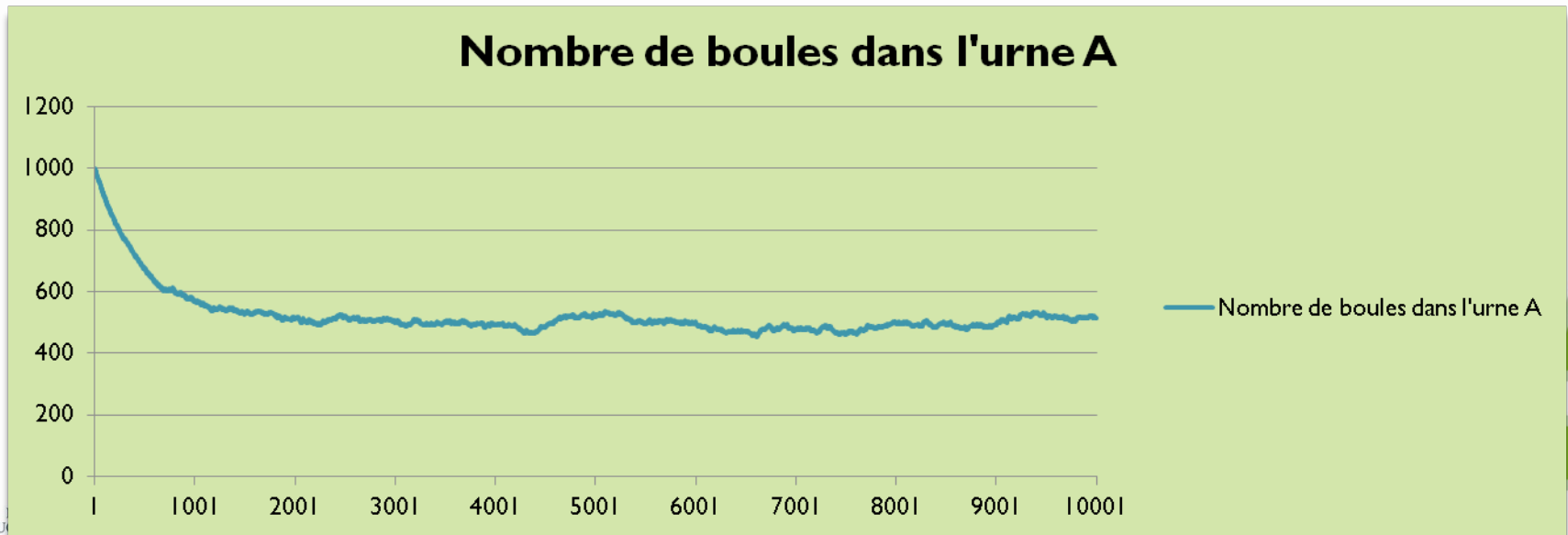
On observe donc ici un retour à l'état initial...

# Simulation pour une valeur de N plus grande

Simulation sur tableur avec  $N=1000$  : on observe dans ce cas la stabilisation de la répartition des boules entre les deux urnes.

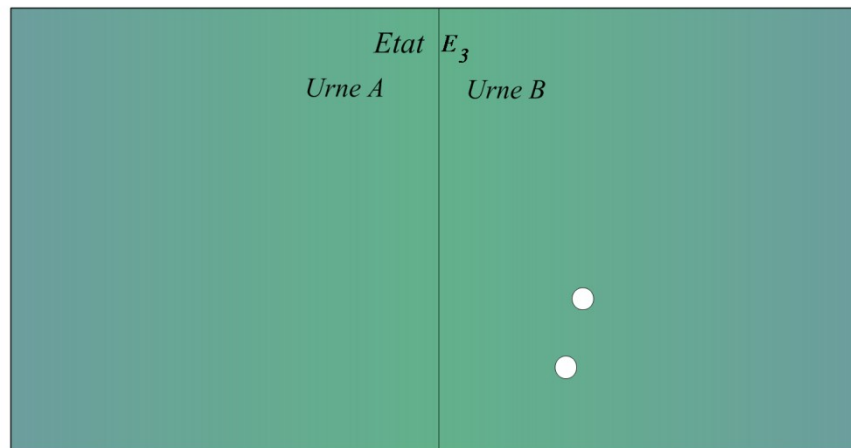
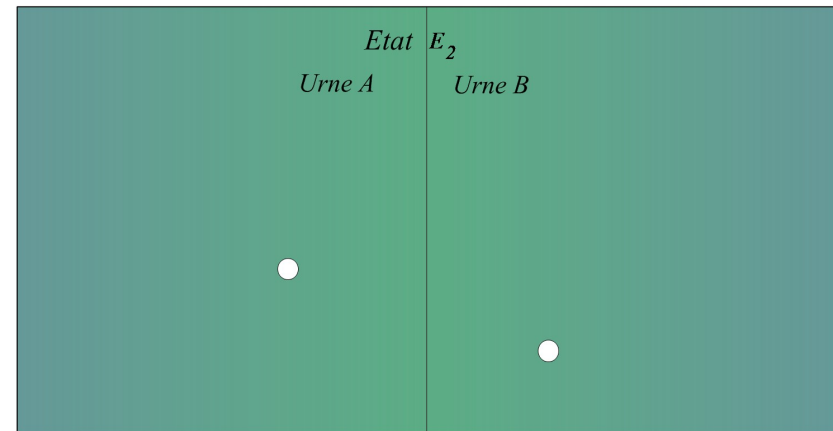
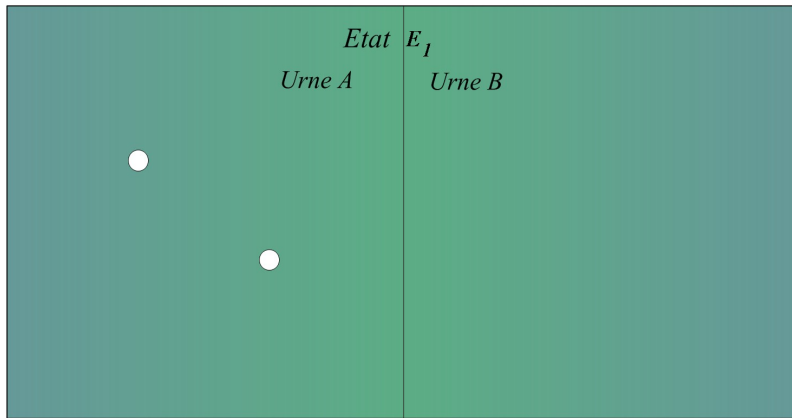
simulation N quelconque.xls

Illustration dans le cas de 10 000 tirages



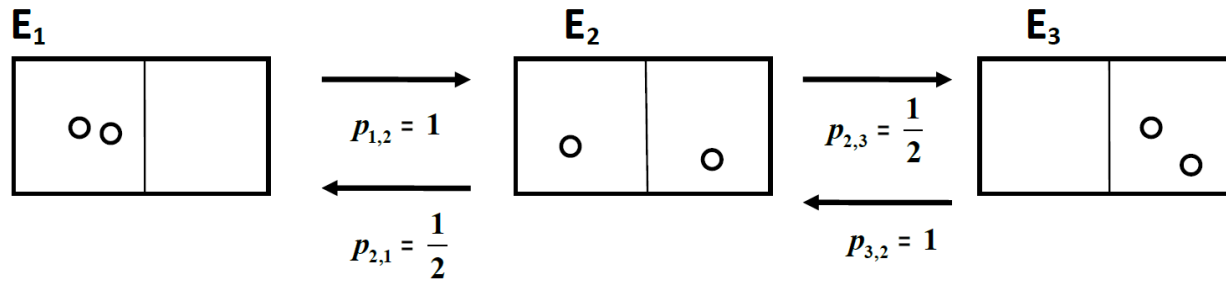
# Modélisation dans le cas N=2

Les urnes peuvent se trouver dans les trois états suivants :



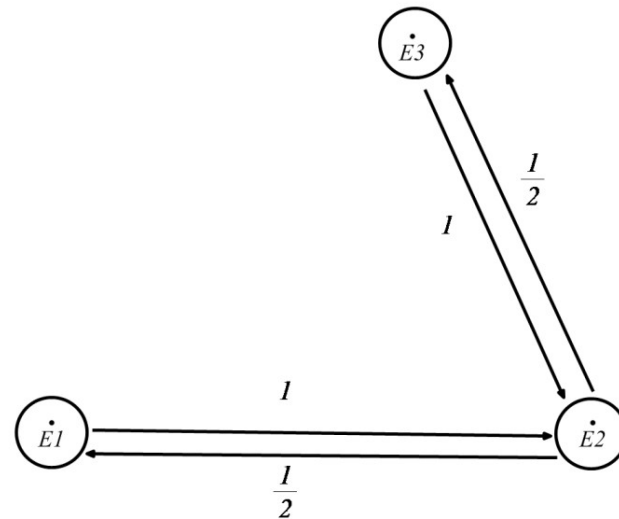
# Illustration à l'aide d'un graphe

On note  $p_{i,j}$  la probabilité de passer de l'état  $i$  à l'état  $j$ .



De plus,  $p_{1,1} = p_{2,2} = p_{3,3} = p_{1,3} = p_{3,1} = 0$

On peut illustrer l'évolution dans le temps de la répartition des boules dans les urnes A et B par un graphe dont les sommets sont les états  $E_1$ ,  $E_2$ ,  $E_3$ .





# Illustration à l'aide d'une matrice

Les nombres  $p_{i,j}$  peuvent être présentés dans une matrice carrée  $T$  de dimension 3.

$$T = \begin{pmatrix} p_{1,1} & p_{1,2} & p_{1,3} \\ p_{2,1} & p_{2,2} & p_{2,3} \\ p_{3,1} & p_{3,2} & p_{3,3} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \\ 2 & 0 & 2 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

# Calcul des probabilités

- Soit  $X_n$  la variable aléatoire donnant le nombre de boules présentes dans l'urne B à l'instant  $n$ . La loi de probabilité de  $X_n$  est donnée par le vecteur ligne  $M_n$  où le terme  $a_{1i}$  de  $M_n$  est la probabilité d'être dans l'état  $E_i$  à l'instant  $n$ .

D'après la formule des probabilités totales,

$$\begin{aligned}
 p(X_{n+1} = 0) &= p((X_{n+1} = 0) \cap (X_n = 0)) + p((X_{n+1} = 0) \cap (X_n = 1)) + p((X_{n+1} = 0) \cap (X_n = 2)) \\
 &= p_{(X_n=0)}(X_{n+1} = 0) \times p(X_n = 0) + p_{(X_n=1)}(X_{n+1} = 0) \times p(X_n = 1) + p_{(X_n=2)}(X_{n+1} = 0) \times p(X_n = 2) \\
 &= 0 + \frac{1}{2} \times p(X_n = 1) + 0 \\
 &= \frac{1}{2} p(X_n = 1)
 \end{aligned}$$

De même,  $p(X_{n+1} = 1) = p(X_n = 0) + p(X_n = 2)$

$$\text{et } p(X_{n+1} = 2) = \frac{1}{2}p(X_n = 1)$$

Si on note  $M_n = \begin{pmatrix} p(X_n = 0) & p(X_n = 1) & p(X_n = 2) \end{pmatrix}$

alors  $\forall n \in \mathbb{N}, M_{n+1} = M_n \times T$

où  $T$  est la matrice déjà évoquée :

$$T = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

avec

$M_0 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$  puisque toutes les boules sont dans l'urne A à l'instant  $t=0$ .

# Calcul de $M_n$

- Comme nous l'avons vu lors du premier exemple, on peut démontrer par récurrence que :

$$\forall n \geq 1, M_n = M_0 \times T^n$$

- Activité possible pour le calcul de  $T^n$  puis de  $M_n$  :
  1. Montrer par récurrence que si  $n$  est pair, alors  $T^n = T^2$  et si  $n$  est impair, alors  $T^n = T$ .
  2. En déduire alors  $M_n$  en distinguant les deux cas.

*On montre ainsi qu'à tout instant impair, les urnes sont dans l'état E2 et qu'à tout instant pair, les urnes sont dans l'état E1 ou E3.*

# Utilisation de la calculatrice

A

|   | 1   | 2 | 3   |
|---|-----|---|-----|
| 1 | 0   | 1 | 0   |
| 2 | 0.5 | 0 | 0.5 |
| 3 | 0   | 1 | 0   |

R-OP ROW COL EDIT

B

|   | 1 | 2 | 3 |
|---|---|---|---|
| 1 | 0 | 0 | 0 |

Mat. A² Done

Mat. B×Mat. A

Ans

|   | 1   | 2 | 3   |
|---|-----|---|-----|
| 1 | 0.5 | 0 | 0.5 |
| 2 | 0   | 1 | 0   |
| 3 | 0.5 | 0 | 0.5 |

Ans

|   | 1 | 2 | 3 |
|---|---|---|---|
| 1 | 0 | 1 | 0 |

# Utilisation de XCas

? Sauve Config : exact real RAD 12 xcas

1) T:=[[0,1,0],[1/2,0,1/2],[0,1,0]]

$$\begin{bmatrix} 0, & 1, & 0 \\ \frac{1}{2}, & 0, & \frac{1}{2} \\ 0, & 1, & 0 \end{bmatrix}$$

2) T^2, T^3, T^4, T^5

$$\left( \begin{bmatrix} \frac{1}{2}, & 0, & \frac{1}{2} \\ 0, & 1, & 0 \\ \frac{1}{2}, & 0, & \frac{1}{2} \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0, & 1, & 0 \\ \frac{1}{2}, & 0, & \frac{1}{2} \\ 0, & 1, & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \frac{1}{2}, & 0, & \frac{1}{2} \\ 0, & 1, & 0 \\ \frac{1}{2}, & 0, & \frac{1}{2} \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0, & 1, & 0 \\ \frac{1}{2}, & 0, & \frac{1}{2} \\ 0, & 1, & 0 \end{bmatrix} \right)$$

M\_0:=[1,0,0]

$$\begin{bmatrix} 1, & 0, & 0 \end{bmatrix}$$

M\_1:=M\_0\*T

$$\begin{bmatrix} 0, & 1, & 0 \end{bmatrix}$$

M\_2:=M\_0\*T^2

$$\begin{bmatrix} \frac{1}{2}, & 0, & \frac{1}{2} \end{bmatrix}$$

# Un algorithme...

Algorithme de recherche de temps de retour à l'état initial, utilisable pour de « petites » valeurs de l'entier n.

Sur Xcas ou sur Algobox :

```

saisir(nb_boules);
nb_boules_A:=nb_boules;
compteur :=0;
repetier
  compteur := compteur +1;
  boule_choisie := alea(nb_boules)+1
  si boule_choisie <= nb_boules_A alors
    nb_boules_A := nb_boules_A-1;
  sinon
    nb_boules_A := nb_boules_A+1;
  fsi
jusqua nb_boules_A == nb_boules;
afficher(compteur);;
  
```

## ▼ VARIABLES

- nb\_boules EST\_DU\_TYPE NOMBRE
- nb\_boules\_A EST\_DU\_TYPE NOMBRE
- Compteur EST\_DU\_TYPE NOMBRE
- H EST\_DU\_TYPE NOMBRE

## ▼ DEBUT\_ALGORITHME

- LIRE nb\_boules
- //nb\_boules est le nombre de boules placées dans l'urne A
- //nb\_boules\_A donne l'évolution du nombre de boules dans l'urne A
- nb\_boules\_A PREND\_LA\_VALEUR nb\_boules-1
- //la 1ère boule est nécessairement choisie dans l'urne A
- Compteur PREND\_LA\_VALEUR 1
- //Un 1er tirage a déjà eu lieu

## ▼ TANT\_QUE (nb\_boules\_A!=nb\_boules) FAIRE

- DEBUT\_TANT\_QUE
- H PREND\_LA\_VALEUR floor(random()\*(nb\_boules)+1)
- ▼ SI (H<=nb\_boules\_A) ALORS
  - DEBUT\_SI
  - nb\_boules\_A PREND\_LA\_VALEUR nb\_boules\_A-1
  - FIN\_SI
  - ▼ SINON
    - DEBUT\_SINON
    - nb\_boules\_A PREND\_LA\_VALEUR nb\_boules\_A+1
    - FIN\_SINON
- Compteur PREND\_LA\_VALEUR Compteur+1
- FIN\_TANT\_QUE

## FIN\_ALGORITHME

# Compléments...

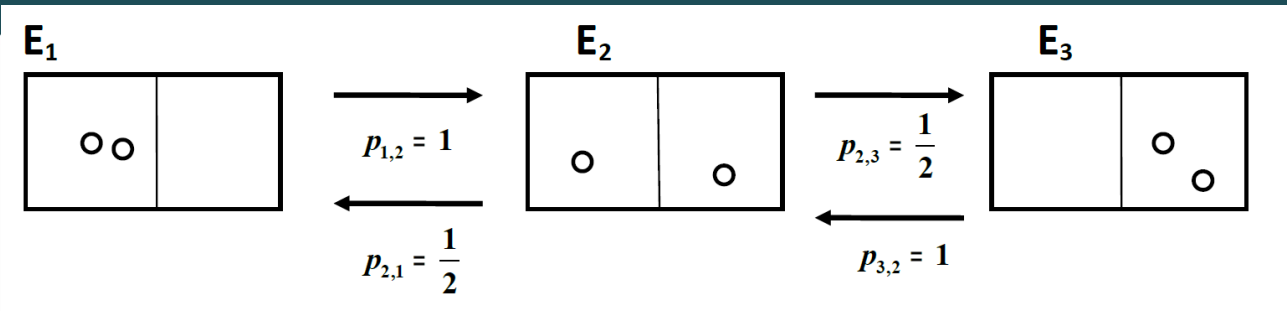


Remarques à la frontière du programme de Terminale et figurant dans le Document Ressource: pour un nombre  $N$  de particules très grand, on conçoit aisément que le retour à l'état initial sera extrêmement rare.

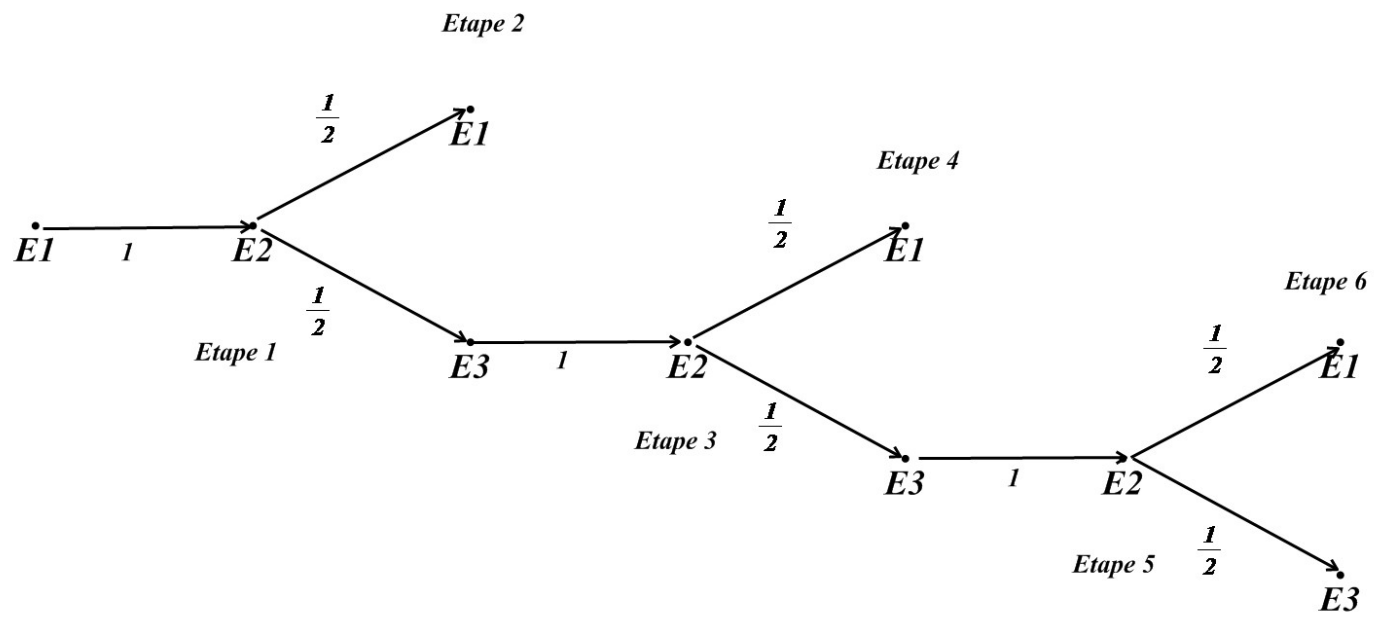
L'étude des chaînes de Markov montre que le retour à l'état initial est cependant quasi-certain.

L'espérance du temps de retour dans le cas de  $N$  particules est  $2^N$ . Ainsi, pour un nombre de particules traité dans une situation macroscopique, le temps de retour est donc quasiment infini à notre échelle et non observable.

# Etude de l'espérance du temps de retour dans le cas N=2



Arbre décrivant la situation des urnes durant les 6 premières étapes :



Si on note  $T_n$  la variable aléatoire qui associe le nombre d'étapes pour revenir à l'état initial ou qui associe 0 si on n'y revient pas en  $2n$  étapes:

$$p(T_n = 1) = p(T_n = 3) = p(T_n = 5) = 0$$

$$\forall k, 0 \leq k \leq n-1, p(T_n = 2k+1) = 0$$

$$p(T_n = 2) = \frac{1}{2} \quad p(T_n = 4) = \frac{1}{2^2} \quad p(T_n = 6) = \frac{1}{2^3}$$

$$\forall k, 0 \leq k \leq n, p(T_n = 2k) = \frac{1}{2^k}$$

$$E(T_n) = \sum_{k=1}^{2n} kp(T_n = k) = \sum_{k=1}^n 2kp(T_n = 2k) = \sum_{k=1}^n \frac{k}{2^{k-1}}$$

A l'aide d'un travail sur le calcul de sommes, on montre que :

$$E(T_n) = 4 - \frac{n+2}{2^{n-1}}$$

Puis en faisant tendre  $n$  vers l'infini, on obtient une espérance de temps de retour moyen égal à 4 étapes.