

TD Chaines de Markov

Exercice n°2 :

Une de ces deux matrices

$$A = \begin{pmatrix} 0.5 & 0.5 & 0 & 0 & 0 \\ 0.4 & 0 & 0.6 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.2 & 0.8 & 0 \\ 0 & 0 & 0.1 & 0.2 & 0.9 \\ 0 & 0 & 0.2 & 0 & 0.7 \end{pmatrix} \text{ et } B = \begin{pmatrix} 0.5 & 0.5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.4 & 0.6 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.2 & 0.8 & 0 \\ 0 & 0 & 0.1 & 0 & 0.9 \\ 0 & 0 & 0.2 & 0.8 & 0 \end{pmatrix}$$

Représente une matrice des probabilités de transition d'une chaîne de Markov aux états 1, 2, 3, 4, 5.

1. Préciser cette matrice.
2. Donner le graphe associé et calculer les périodes.

Solution de l'Ex n° 2

2)

La matrice des probabilités de transition d'une CRP satisfait tjsrs les 2 conditions suivantes

C1) Tous les éléments P_{ij} de la matrice sont tq : $0 \leq P_{ij} \leq 1$

C2) $\sum_{j \in E} P_{ij} = 1$; $\forall i \in E$ cad La somme des éléments de chaque ligne est égale à 1

Considérons la matrice $A = \begin{pmatrix} 1 & 2 & 3 & 4 & 5 \\ 0.5 & 0.5 & 0 & 0 & 0 \\ 0.4 & 0 & 0.6 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.2 & 0.8 & 0 \\ 0 & 0 & 0.1 & 0.2 & 0.9 \\ 0 & 0 & 0.2 & 0 & 0.7 \end{pmatrix}$

Les lignes et les colonnes sont indexées par les états de la CRP

Espace des états :

$$E = \{1, 2, 3, 4, 5\}$$

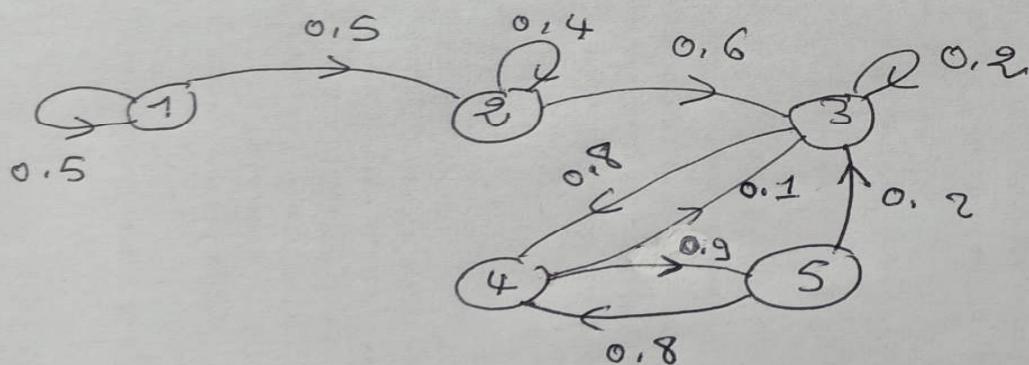
Dans la matrice A, C1 est vérifiée mais C2 n'est pas vérifiée, en effet la somme des éléments de la 4^{me} ligne $\sum_{j=1}^5 P_{4j} = 1.1 > 1$

Et chose pour la 5^{me} ligne $\sum_{j=1}^5 P_{5j} = 0.9 < 1 \Rightarrow A$ n'est pas une matrice d'une CRP

Par contre la matrice B vérifie C1 et C2 $\Rightarrow B$ est une matrice d'un CM.

3) A la matrice B , on peut associer un graphe orienté $G = (E, V)$ tq l'ensemble des sommets est $E = \{1, 2, 3, 4, 5\}$ c'est l'ensemble des états et l'ensemble des arcs V est tq : l'arc $(i, j) \in V \Leftrightarrow p_{ij} > 0$; graphie orienté ; $(i, j) \neq (j, i)$ en effet $(j, i) \in V \Leftrightarrow p_{ji} > 0$; l'arc $(i, i) \in V \Leftrightarrow p_{ii} > 0$;

D'où le graphe associé à la matrice B :



Deux états i et j communiquent si existe un chemin pour aller de i à j et un autre chemin pour revenir déjà à i
ex: Les états 3, 4 et 5 communiquent les autres états ne communiquent pas

Période d'un état i : $d(i) = \text{pgcd} \{ n \geq 1 / p_{ii}^{(n)} > 0 \}$

La période de l'état i est égale au pgcd sur les puissances des chemins pour quitter et revenir à l'état i.

Si $d(i) = 1$; on dit que l'état i est aperiodique

Si 2 états i et j communiquent alors $d(i) = d(j)$

Rmq: Le retour à l'état i se fait tjs après un nombre de transition multiple de $d(i)$

Application: $d(1) = \text{pgcd} \{ 1, 2, 3, \dots \} = 1 = d(2) = d(3)$ sont aperiodiques
Si l'état i possède un boucle $\Rightarrow d(i) = 1$

Reciproque est fausse; en effet l'état 4 ne possède pas de boucle

$d(4) = \text{pgcd} \{ 2, 3, \dots \} = 1 = d(3) = d(5)$ car les états communiquent
Dès que la période de l'état i n'existe pas on pose $d(i) = 0$

Exercice n°1 :

Deux joueurs A et B jouent avec une pièce de monnaie truquée de telle sorte qu'il y ait deux fois plus de chance d'obtenir pile que face. Le joueur A dispose de 4 DA et le joueur B de 3 DA. Le joueur A jette la pièce, s'il obtient pile il reçoit 1 DA de B sinon il donne 1 DA à B. Le jeu s'arrête dès que l'un des joueurs est ruiné.

1. Donner un modèle de Markov pour représenter ce jeu.
2. Donner la matrice des probabilités de transition.

Solution de l'ex n° 1 : X_n = avoir de A après la partie "n"

$\{X_n, n \in \mathbb{N}\}$ est un processus aléatoire à valeurs dans l'espace des états,

$$E = \{0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7\}$$

Le processus $\{X_n, n \in \mathbb{N}\}$ décrit l'évolution de l'avoir de A au cours du jeu

Question: $\{X_n, n \in \mathbb{N}\}$ est une CVP

Supposons qu'à la partie n, l'avoir de A est i_n DA ($i_n \neq 0$ et $i_n \neq 7$)
considérons son avoir à la partie $n+1$ cad X_{n+1}

$$X_{n+1} = \begin{cases} i_n + 1 & \text{si A gagne à la partie } n+1 \text{ (il obtient pile)} \\ i_n - 1 & \text{si A perd à la partie } n+1 \text{ (il obtient face)} \end{cases}$$

$$\text{Donc } X_{n+1} = \begin{cases} X_n + 1 & \text{si A obtient pile à la partie } "n+1" \\ X_n - 1 & \text{si A obtient face à la partie } "n+1" \end{cases}$$

$$\text{Donc } P[X_{n+1} = j / X_n = i_n, X_{n-1} = i_{n-1}, \dots, X_1 = i_1] = P[X_{n+1} = j / X_n = i_n]$$

$\forall n$ et $\forall i_1, \dots, i_n, j \in E$

Donc $\{X_n, n \in \mathbb{N}\}$ vérifie la propriété d'absence de mémoire $\Rightarrow \{X_n, n \in \mathbb{N}\}$ est une CVP

Rm 9: si $X_n = 0$ alors A est ruiné, donc le jeu s'arrête $\Rightarrow X_{n+1} = 0$, on reste à l'état 0
 idem si $X_n = 7$ alors B est ruiné, donc le jeu s'arrête $\Rightarrow X_{n+1} = 7$, on reste à l'état 7

$$\text{Prob}\{A \text{ gagne à la partie } n\} = \text{Prob}\{A \text{ obtient pile à la partie } n\} = p$$

$$\text{Prob}\{A \text{ perd à la partie } n\} = \text{Prob}\{A \text{ obtient face à la partie } n\} = q$$

Comme A a 2 fois plus de chance d'obtenir pile que face $\Rightarrow p=2q$

$$\text{comme } p+q=1 \Rightarrow q=\frac{1}{3} \text{ et } p=\frac{2}{3}$$

On calcule les probabilités de transition:

$$P_{ij} = P[X_{n+1}=j | X_n=i] = \begin{cases} p & \text{si } j = i+1 \\ q & \text{si } j = i-1 \\ 0 & \text{ailleurs} \end{cases}$$

à partir d'un état i ; les seules transitions possibles sont :

$$i-1 \xleftarrow{\text{A perd.}} i \xrightarrow{\text{A gagne}} i+1$$

On remarque aussi que les probabilités de transition sont indépendantes de "n"
 \Rightarrow La Crl est homogène

$$\text{Cas particuliers: } P\{X_{n+1}=0 | X_n=0\} = 1$$

$$P\{X_{n+1}=7 | X_n=7\} = 1$$

Où la matrice des probabilités de transition en 1 pas (après une partie) est donnée par :

$$P = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & p & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 3 & 0 & 0 & 0 & 0 & p & 0 & 0 \\ 4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & p & 0 \\ 5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & p \\ 6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 7 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

avec $p = \frac{2}{3}$ et
 $q = \frac{1}{3}$

Si on veut connaître la matrice qui donne les transitions après 2 parties $\Rightarrow P^2$
 alors $\begin{matrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{matrix} = P^2$

En général la matrice en n pas (pour $n \geq 1$) est donnée par P^n

Distribution initiale : $P_i^0 = P\{X_0 = i\}$ pour $i \in E = \{0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7\}$
 $X_0 =$ avain de A au début du jeu
 on sait qu'au début du jeu, l'avain de A est de 4 DA $\Rightarrow P[X_0 = 4] = 1$

et on deduit que $P[x_0 = i] = 0$ si $i \neq 4$

D'où $p_4^0 = 1$; $p_i^0 = 0$ pour $i \neq 4$

La loi de X_0 : on note $\varphi(0) = (p_0^0, p_1^0, p_2^0, p_3^0, p_4^0, p_5^0, p_6^0, p_7^0)$

$$\begin{aligned} &= (P[x_0=0], P[x_0=1], P[x_0=2], P[x_0=3], P[x_0=4], P[x_0=5], P[x_0=6], P[x_0=7]) \\ &= (0, 0, 0, 0, 1, 0, 0, 0) \end{aligned}$$

Sait X_1 = arrêt de A après 1 partie

D'après le cours on a $\varphi(1) = \varphi(0) \cdot P$

et si on appelle $\varphi(2)$ la loi de X_2 ; on a $\varphi(2) = \varphi(1) \cdot P = \varphi(0) \cdot P^2$

et de manière générale : si $\varphi(n)$ est la loi de X_n ; pour $n \geq 0$,

on a toujours les relations :

$$\begin{aligned} \varphi(n) &= \varphi(n-1) \cdot P \\ &= \varphi(0) \cdot P^n \end{aligned}$$

et $\varphi(n) = (P[x_n=0], P[x_n=1], P[x_n=2], P[x_n=3], P[x_n=4], P[x_n=5], P[x_n=6], P[x_n=7])$

Exercice n°3 :

Dans un certain village, les fumeurs adoptent un type de cigarettes pour une durée déterminée (1 mois), renouvelable. Un sondage, effectué sur un échantillon représentatif de cette population a donné les chiffres suivants ; parmi les fumeurs de brunes, 65% sont fidèles à leur choix, tandis que 35% préfèrent essayer les blondes. De même parmi les fumeurs de blondes, 70% restent fidèles et 30% changent pour des brunes.

Initialement, il y avait 50% de fumeurs de brunes et 50% de fumeurs de blondes.

1. Peut-on représenter ce problème par une chaîne de Markov, si oui préciser l'espace des états et la matrice des probabilités de transition.
2. En supposant que les résultats du sondage restent les mêmes dans le futur ; Quelle est l'état du marché après 2 mois ?
3. Peut-on prédire quelle sera la tendance au bout de plusieurs mois ? Y aurait-il plus de fumeurs de blondes, ou plus de fumeurs de brunes ?

Solution de l'ex n°3: 1) Voir est-ce qu'on peut associer une matrice de Markov au problème posé.

En effet : X_n = type de cigarette adopté par le fumeur au mois "n"
 $\{X_n, n \geq 1\}$ est un processus aléatoire à valeurs dans l'ensemble des états $E = \{\text{brunes}, \text{blondes}\}$

Représenter les probabilités de passage entre les états après 1 mois dans

une matrice

$$\xrightarrow{1 \text{ mois}}$$

	brunes	blondes
brunes	0.65	0.35
blondes	0.3	0.7

Tous les éléments de la matrice sont ≥ 0
 La somme sur chaque ligne = 1
 \Rightarrow c'est une matrice de Markov

Donc, on peut représenter ce problème par une CP.

Distribution initiale du processus \Leftrightarrow la loi de X_0 ; on va la noter $Q(0)$

$$Q(0) = (P[X_0 = \text{brunes}], P[X_0 = \text{blondes}]) = (0.5, 0.5)$$

- 2) On suppose que les résultats du sondage restent les mêmes dans le futur
 \Leftrightarrow la matrice des probabilités de transition reste la même dans le futur
 \Leftrightarrow la CN est homogène dans le temps ($u.t = \text{mais}$)

On veut connaître l'état du marché après 2 mois et connaître la loi de X_2
cad $\varphi(2)$

On utilise le résultat suivant : la loi de X_n cad $\varphi(n)$ est donnée par :

$$\varphi(n) = \varphi(n-1) \cdot P = \varphi(0) \cdot P^n$$

Calcul de $\varphi(2)$:

$$1^{\text{ère}} \text{ méthode: } \varphi(2) = \varphi(0) \cdot P^2 = (0.5, 0.5) \begin{pmatrix} 0.5275 & 0.4725 \\ 0.405 & 0.595 \end{pmatrix} = (0.46625, 0.53375)$$

punkt du marché des blanches est 53,375%.

$$2^{\text{ème}} \text{ méthode: } \varphi(1) = \varphi(0) \cdot P = (0.475, 0.525)$$

$$\varphi(2) = \varphi(1) \cdot P \quad \text{on retrouve le même résultat}$$

3) distribution au bout de plusieurs mois

Etat du marché après 10 mois : $\varphi(10) = (0.4615, 0.5385)$

« « « « « 11 // : $\varphi(11) = (0.4615, 0.5385)$

« « « « « 12 // : $\varphi(12) = \varphi(11) = \varphi(10)$

Etat du marché après plusieurs mois $\lim_{n \rightarrow +\infty} \varphi(n) = \varphi(10) = \varphi^* = (\varphi_1^*, \varphi_2^*)$

φ_1^* part du marché des brunes = 46,15 %.

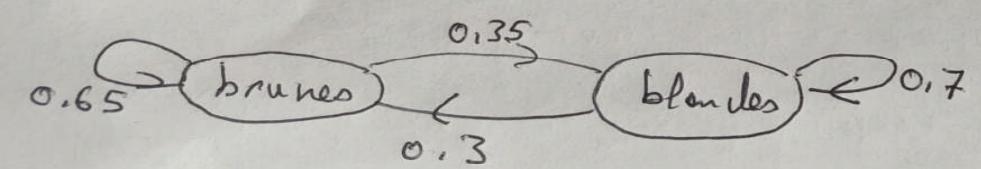
φ_2^* « « « des blondes = 53,85 %

φ^* distribution limite ; elle définit le régime stationnaire de la CM.

φ^* est indépendante de n et de l'état initial du marché.

Autre méthode pour calculer la distribution limite $\varphi^* = \lim_{n \rightarrow +\infty} \varphi(n)$ état du marché après plusieurs mois

Graphie associé à la CM



Tous les états communiquent \Rightarrow CM irrductible
les états sont aperiodiques

Dans une CRL irreductible et aperiodique et ayant un nombre fini d'état

La limite $\mathbb{Q}^* = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{Q}(n)$ existe tjs et est solution du système

$$\left\{ \begin{array}{l} \mathbb{Q}^* = \mathbb{Q}^* P \\ \sum_{i \in E} q_i^* = 1 \end{array} \right.$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \mathbb{Q}^* = \mathbb{Q}^* P \\ \sum_{i \in E} q_i^* = 1 \end{array} \right.$$

on dit que \mathbb{Q}^* définit le régime stationnaire (ou permanent) de la CRL.
 \mathbb{Q}^* est indépendante de n et de l'état initial de la CRL.

$$(q_1^*, q_2^*) \begin{pmatrix} 0.65 & 0.35 \\ 0.3 & 0.7 \end{pmatrix} = (0.65q_1^* + 0.3q_2^*, 0.35q_1^* + 0.7q_2^*)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} 0.65q_1^* + 0.3q_2^* = q_1^* \\ 0.35q_1^* + 0.7q_2^* = q_2^* \\ q_1^* + q_2^* = 1 \end{array} \right. \Leftrightarrow \left\{ \begin{array}{l} -0.35q_1^* + 0.3q_2^* = 0 \\ 0.35q_1^* - 0.3q_2^* = 0 \\ q_1^* + q_2^* = 1 \end{array} \right. \Leftrightarrow \left\{ \begin{array}{l} 0.35q_1^* - 0.3q_2^* = 0 \\ q_1^* + q_2^* = 1 \end{array} \right.$$

$q_2^* = 1 - q_1^*$ on remplace dans la 1^{re} équation $0.35q_1^* - 0.3(1 - q_1^*) = 0$

$$\Rightarrow 0.65q_1^* = 0.3 \Rightarrow q_1^* = \frac{0.3}{0.65} = 0.4615 \quad \text{on retrouve les mêmes résultats}$$