

Chaînes de Markov-Partie3

Réalisé par Dr. A. Redjil
Département de mathématiques, UBMA, Annaba

May 25, 2020

Abstract

E-mail: a.redjil@univ-annaba.dz

1 Chaînes de Markov

1.1 Notions de base-Suite

1.1.1 Introduction

1.1.2 Dynamique markovienne

1.1.3 Distributions marginales

1.1.4 Propriété de Markov forte

Introduction

On considère une chaîne de Markov $(X_n)_{n \geq 0}$ avec la distribution initiale π_0 et les matrices de transition $(P_n)_{n \geq 0}$, le processus aléatoire $(X_{n+k})_{n \geq 0}$ est une chaîne de Markov caractérisée par la distribution initiale π_k et les matrices de transition $(P_{n+k})_{n \geq 0}$.

La propriété précédente peut être généralisée aux temps d'arrêt par le théorème suivant:

Théorème Soit $X = (X_n)_{n \geq 0}$ une chaîne de Markov et τ un temps d'arrêt à valeurs dans l'ensemble \mathbb{N} , pour toute partie A de E et $n \geq 1$:

$$E [X_{\tau+n} \in A \mid F_{\tau+n-1}^X] = E [X_{\tau+n} \in A \mid X_{\tau+n-1}]$$

Preuve

Soit $A \subset E, B \in F_{\tau+n-1}^X$ et $n \geq 1$:

$$\begin{aligned} E(P[X_{\tau+n} \in A \mid X_{\tau+n-1}] 1_B) &= E(E[1_A(X_{\tau+n}) \mid X_{\tau+n-1}] 1_B) \\ &= E\left(\sum_{k \geq 0} ([1_A(X_{k+n}) \mid X_{k+n-1}] 1_{B \cap \{\tau=k\}})\right) \\ &= E\left(\sum_{k \geq 0} ([1_A(X_{k+n}) \mid F_{k+n-1}^X] 1_{B \cap \{\tau=k\}})\right) \end{aligned}$$

Rappelons que:

$$E[1_A(X_{\tau+n}) \mid X_{\tau+n-1}] = P[X_{\tau+n} \in A \mid X_{\tau+n-1}],$$

et d'autre part:

$$\sum_{k \geq 0} ([1_A(X_{k+n}) \mid X_{k+n-1}] 1_{B \cap \{\tau=k\}}) = \sum_{k \geq 0} ([1_A(X_{k+n}) \mid F_{k+n-1}^X] 1_{B \cap \{\tau=k\}}),$$

car le processus $(X_n)_{n \geq 0}$ est une chaîne de Markov.

Comme τ est un temps d'arrêt, on a:

$$B \cap \{\tau = k\} = B \cap \{\tau + n - 1 = k + n - 1\} \in F_{k+n-1}^X,$$

et par suite:

$$E(P[X_{\tau+n} \in A \mid X_{\tau+n-1}] 1_B) = E\left(\sum_{k \geq 0} E([1_A(X_{k+n}) 1_{B \cap \{\tau=k\}} \mid F_{k+n-1}^X])\right)$$

En basant sur le théorème de la convergence monotone et les projections itérées des espérances conditionnelles, on conclut que:

$$E(P[X_{\tau+n} \in A \mid X_{\tau+n-1}] 1_B) = E(1_A(X_{\tau+n}) 1_B).$$

Etant donné B est arbitraire, avec:

$$B \in F_{\tau+n-1}^X,$$

alors, on obtient le résultat demandé d'après la définition de l'espérance conditionnelle. ■