

# 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  $\pi_0$  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  $\pi_k$  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  $\tau$  un temps d'arrêt à valeurs dans l'ensemble  $\mathbb{N}$ , pour toute partie  $A$  de  $E$  et  $n \geq 1$  :

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

**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  $\tau$  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. ■