## Chaines de Markov et modélisation

Kamil Stos

N° CANDIDAT: 54417

Juin 2022



Fig. 1 – Andreï Markov



Fig. 2 – Paul Ehrenfest

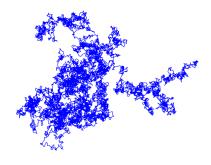


Fig. 3 – Mouvement Brownien

# Qu'est ce qu'une chaine de Markov?

- Espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{F}, p)$
- ullet  $\{X_n\}_{n\geq 0}$  une suite de v.a. à valeur dans un ensemble  $Q=\{i_1,...,i_n\}$

### Propriété de Markov

$$\forall (i_0,...,i_n) \in Q^{n+1}:$$
  
 $P(X_{n+1} = i_{n+1} | X_n = i_n,...,X_0 = i_0) = P(X_{n+1} = i_{n+1} | X_n = i_n)$ 

## Exemple

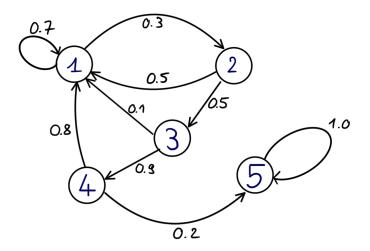
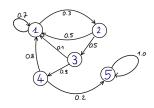


Fig. 4 – Exemple d'une chaine de Markov: point de vue automate



#### Matrice de transition

$$\forall (i,j) \in [1,n]^2 : A_{i,j} = P(X_{n+1} = i_{n+1} | X_n = i_n)$$

### Matrice de transition de l'exemple précédent

$$A = \begin{pmatrix} 0.7 & 0.3 & 0 & 0 & 0 \\ 0.5 & 0 & 0.5 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.1 & 0.9 & 0 \\ 0.8 & 0 & 0 & 0 & 0.2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

#### Utilité

Position initiale:  $\pi = \left(P(X_0 = i_1), P(X_0 = i_2), ..., P(X_0 = i_n)\right)$ 

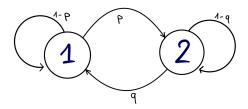
Après p itérations: 
$$\pi \times A^p = \left(P(X_p = i_1), P(X_p = i_2), \dots, P(X_p = i_n)\right)$$

Position initiale: 
$$\pi = \left(P(X_0 = i_1), P(X_0 = i_2), \dots, P(X_0 = i_n)\right)$$
  
Après p itérations:  $\pi \times A^p = \left(P(X_p = i_1), P(X_p = i_2), \dots, P(X_p = i_n)\right)$ 

- Est ce que le système converge vers une distribution stationnaire?
- Si oui quelle est la configuration finale?

# Système à deux états

- $Q = \{u_0, u_1\}$
- $\exists p,q \in ]0,1[, A = \begin{pmatrix} 1-p & p \\ q & 1-q \end{pmatrix}$



$$A = \begin{pmatrix} 1 - p & p \\ q & 1 - q \end{pmatrix}$$

$$\chi_A = det(XI_2 - A) = X^2 + (p + q - 2)X + (1 - p - q)$$
 est scincé à racines simples dans  $\mathbb{R}$ .

A possède deux valeurs propres 1 et 1 - p - q:  $A \simeq \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & (1-p-q) \end{pmatrix}$ 

et alors on a 
$$\lim_{n \to +\infty} A^n = \frac{1}{(p+q)} \begin{pmatrix} q & p \\ q & p \end{pmatrix}$$

## **Applications simples**

#### Probabilité d'infection:

### Probabilité de guérison:

$$\frac{Morts + COVID \ long}{nombre \ de \ cas}$$

# **Applications**

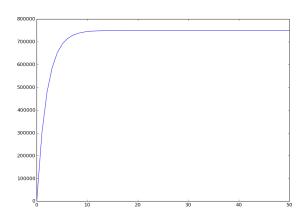
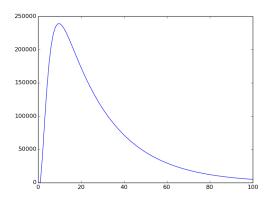
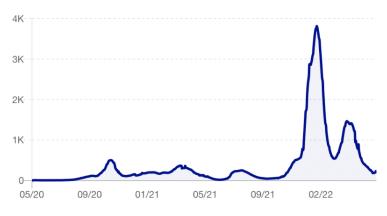


FIG. 5 – Modèle à deux états

## **Amélioration**

### Même démarche mais plus d'états:





Nombre de cas par semaine pour 100 000 habitants

Fig. 6 – Nombre d'infectés en France (gouvernement.fr)

- Deux joueurs à position symétrique
- •
- 0

- Deux joueurs à position symétrique
- N pièces: Q = [0; 2N]
- •

- Deux joueurs à position symétrique
- N pièces: Q = [0; 2N]
- $X_n$ : argent de A à la  $n^{ieme}$  partie

- Deux joueurs à position symétrique
- N pièces: Q = [0; 2N]
- $X_n$ : argent de A à la  $n^{ieme}$  partie

Par exemple pour N = 2,

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 - p & 0 & p & 0 \\ 0 & 1 - p & 0 & p \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

## Ruine du joueur

On note 
$$u_i = P\bigg(\exists t \in \mathbb{N} : X_t = 0 | X_0 = i\bigg)$$

puis

$$u_i = pu_{i+1} + (1-p)u_{i-1} = p \ u_i + (1-p) \ u_i$$

d'où

$$(u_{i+1}-u_i)=\frac{1-p}{p}(u_i-u_{i-1})$$

$$u_i = \sum_{k=0}^{i-1} \left(\frac{1-p}{p}\right)^k (u_1 - u_0) + u_0$$

• Si 
$$p = \frac{1}{2}$$
:
 $u_i = 1 - \frac{i}{N}$ 

• Sinon:  

$$u_i = 1 - \frac{1 - (\frac{1-p}{p})^i}{1 - (\frac{1-p}{p})^N}$$

Contre un casino:  $N \longrightarrow +\infty$  et

• Si 
$$p \le \frac{1}{2}$$
:  $u_i = 1$ 

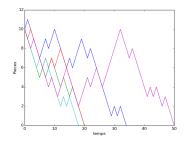


Fig. 7 – cas p = 0.3

• Sinon,  $u_i = \left(\frac{1-p}{p}\right)^i$ 

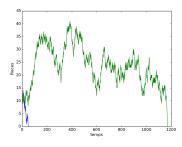


Fig. 8 - cas p = 0.5001

### Espérance du temps d'une partie

On note  $T_i$  la variable aléatoire t.q.

$$(T_i = n) = \left(X_n = 0 \text{ ou } 2N \text{ et } \forall 0 < k < n : X_k \neq 0 \text{ ou } N | X_0 = i\right)$$

avec  $v_i = \mathbb{E}(T_i)$ :

$$\forall i \in [1; N-1], \quad v_i = pv_{i+1} + (1-p)v_{i-1} + 1$$

Par la même méthode:

$$v_{i+1} = \frac{i}{2p-1} + (v_1 - \frac{1}{2p-1}) \times \frac{1 - (\frac{1-p}{p})^i}{1 - (\frac{1-p}{p})^N}$$

•  $p = \frac{1}{2}$ :

$$\forall i \in [1; N-1], \quad v_i = \frac{1}{2}v_{i+1} + \frac{1}{2}v_{i-1} + 1$$

puis  $v_k = k(N-k)$ 

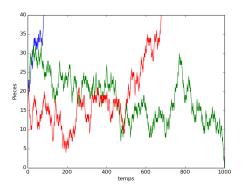


Fig. 9 – cas p = 0.5

# Distribution des temps d'arrivées

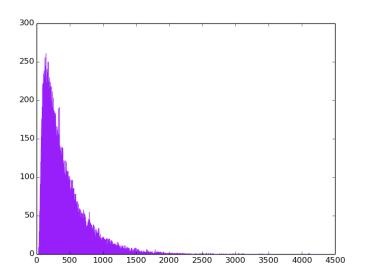


Fig. 10 – Distribution des temps d'arrivée pour p = 0.5, N = 20

## Distribution des temps d'arrivées

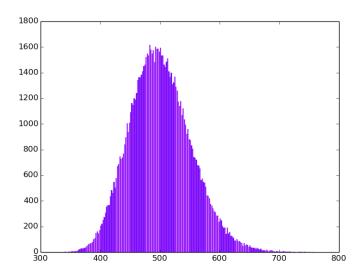


Fig. 11 – Distribution des temps d'arrivée pour p = 0.3, N = 200

## Distribution des temps d'arrivées

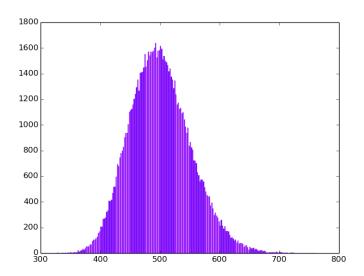


Fig. 12 – Distribution des temps d'arrivée pour p = 0.7, N= 200

## Classification d'états

#### Etat récurrent

i est **récurrent** si:

$$f_{ii} := P(\text{Retour à i } | X_0 = i) = 1$$

Il est transient dans le cas contraire.

### Etat récurrent positif

i est dit récurrent positif s'il est récurrent et que

$$\mu_i = E\left(\min\{n \in \mathbb{N}^*, X_n = i\} \mid i_0 = i\right) \in \mathbb{R}^*$$

Il est dit **récurrent nul** si  $\mu_i = +\infty$ 

### Etat périodique

La **période** d'un état est:

$$d(i) = \begin{cases} pgcd \Big( \{n \ge 1, \quad A_{ii}^{(n)} > 0 \} \Big) & \text{si cet ensemble est non vide} \\ 0 & sinon \end{cases}$$

Si d(i) = 0 ou d(i) = 1, l'état est apériodique

- Si  $A_{ii}^n > 0$  APCR, i est apériodique.
- Si i apériodique:

Quand 
$$A_{ii}^n > 0$$
 et  $A_{ii}^m > 0$ , alors  $A_{ii}^{n+m} > 0$ 

$$\exists (n_1,...,n_k) : \forall i \in [1,k], A_{i,i}^{n_k} > 0$$

$$n_1\mathbb{Z} + ... + n_k\mathbb{Z} = \mathbb{Z}$$

puis

$$\exists a \in \mathbb{N}$$
 :  $n_1 \mathbb{N} + ... + n_k \mathbb{N} = [a; \infty[$ 

d'où  $A_{ii}^n > 0$  à partir du rang a.

# Etat ergodique

 $\it i$  est  $\it ergodique$  s'il est récurrent positif et apériodique.

### **Exemple**

On considère une situation modélisée par la matrice suivante

$$P = \begin{pmatrix} 0.5 & 0.5 \\ 0.5 & 0.5 \end{pmatrix}.$$

Alors on voit que l'état 1 est récurrent:

$$Pr(\text{Non retour à 1}|i_0 = 1) = \prod_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{2} = 0$$

Il est récurrent positif:

$$E(min\{n \in \mathbb{N}^*, X_n = 1\} \mid X_0 = 1) = \sum_{k=1}^{+\infty} k \times (\frac{1}{2})^k = 2$$

Il est apériodique :  $\forall n \in \mathbb{N}^*, P_{ii}^n > 0$  C'est finalement un état **ergodique**.

# Théroème principal

### Théorème ergodique

Pour j un état ergodique:

$$\lim_{n\to+\infty}P_{ij}^{(n)}=f_{ij}\times\frac{1}{\mu_j}$$

avec

$$\mu_i = E\left(\min\{n \in \mathbb{N}^*, X_n = i\} \mid i_0 = i\right) \in \mathbb{R}^*$$

et

$$f_{ii} = Pr(Visite en j | X_0 = i)$$

### **Démonstration**

• On a pour  $n \in \mathbb{N}^*$ 

$$A_{i,j}^{(n)} = \sum_{k=1}^{n} f_{ij}^{(k)} A_{j,j}^{(n-k)}$$

•  $\sum_{k \ge 1} f_{ij}^{(k)}$  converge.

$$\underline{\mathbf{Si}} \lim_{n \to \infty} \delta_{\{k \le n\}} A_{j,j}^{(n-k)} = \lim_{n \to \infty} A_{j,j}^{(n)} = \frac{1}{\mu_i}$$

#### <u>Alors</u>

$$A_{i,j}^{(n)} = \sum_{k=1}^{n} f_{ij}^{(k)} A_{j,j}^{(n-k)} = \sum_{k=0}^{+\infty} f_{ij}^{(k)} A_{j,j}^{(n-k)} \delta_{\{k \le n\}}$$

### Lemme

Si l'on a  $\lim_{n o \infty} b_{n,k} = b$  pour tout k avec  $0 \le b_{n,k} \le 1$  et  $a_k \ge 0$ , alors

$$\lim_{n\to\infty}\sum_{k=1}^{+\infty}a_kb_{n,k}=b\sum_{k=1}^{+\infty}a_k$$

Par le lemme:

$$\sum_{k=0}^{+\infty} f_{ij}^{(k)} A_{j,j}^{(n-k)} \delta_{\{k \le n\}} \quad \underset{n \longrightarrow +\infty}{\longrightarrow} \quad \left(\sum_{k=0}^{+\infty} f_{ij}^{(k)}\right) \times \lim_{n \to \infty} A_{j,j}^{(n-k)} = \frac{f_{i,j}}{\mu_i}$$

Montrons maintenant que

$$\lim_{n\to\infty}A_{j,j}^{(n)}=\frac{1}{\mu_i}$$

On appelle « équation de renouvellement » :

$$\sum_{k\geq 1} \delta_{\{k\leq n\}} A_{j,j}^{(n-k)} \times (\sum_{m\geq k} f_{j,j}^{(m)}) = 1$$

Soit  $\phi$  une extractrice telle que

$$A_{j,j}^{\phi(n)} \underset{n \longrightarrow \infty}{\longrightarrow} \ell$$

Montrons que  $\ell = \frac{1}{\mu_j}$ 

Prenons  $\psi$  une *extractrice* telle que  $A_{j,j}^{\psi(n)} \underset{n \to \infty}{\longrightarrow} \ell'$ .

$$A_{j,j}^{\psi(n)} = \sum_{i \in Q} A_{j,i}^{(k)} \ A_{i,j}^{(n-k)} = \sum_{i \in Q} A_{j,i}^{(k)} \ (A_{i,j}^{(n-k)} - A_{j,j}^{(n-k)}) + \sum_{i \in Q} A_{j,i}^{(k)} \ A_{j,j}^{(n-k)}$$

On montre que pour i communiquant avec j,

$$A_{i,j}^{(n)} - A_{j,j}^{(n)} \underset{n \to \infty}{\longrightarrow} 0$$

Par le lemme;

$$\ell = \ell' \sum_{i \in O} A_{j,i}(k) = \ell'$$

i.e. 
$$\ell = \ell'$$

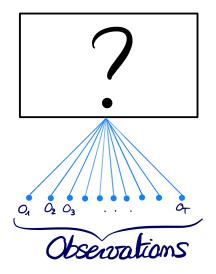
On applique alors l'**équation de renouvellement** aux instants  $\phi(n)$  pour avoir

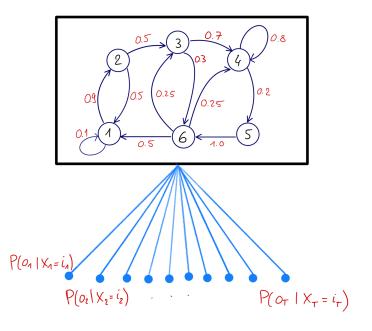
$$\ell \times \sum_{k>1} \sum_{m>k} f_{j,j}^{(k)} = \ell \times \sum_{k>1} m f_{j,j}^{(k)} = \ell \times \mu_j = 1$$

d'où

$$\ell = \frac{1}{\mu_j}$$

# Qu'est-ce qu'une chaine de Markov Cachée





### **HMM: Hidden Markov Model**

- $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$  une chaine de Markov
- A sa matrice de transition
- $\bullet$   $\mathcal{O}$  un ensemble d'observables
- $(vsm_i(\mu))_{i \in Q}$  pour tout  $\mu \in \mathcal{O}$

# Utilité du modèle

• Etant donné un modèle  $\theta = (A, vsm)$ , calculer  $P(O|\theta)$ . ALGORITHME **FORWARD** 

• Etant donné  $\theta$  et O, trouver  $(q_1, ..., q_n)$  optimal. ALGORITHME DE **VITERBI** 

• Déterminer  $\theta$  à partir d'une observation. ALGORITHME DE **BAUM-WELCH** 

# **Algorithme forward**

### ldée naïve

$$egin{aligned} P(O = o_1, \, ... \, , o_T) &= \sum_{(q_1, \, ... \, , q_T) \in Q^T} \prod_{t=1}^{r} P(o_t | X_t = q_t) \ &= \sum_{(q_1, \, ... \, , q_T) \in Q^T} \prod_{t=1}^{r} vsm_{q_t}(o_t) \end{aligned}$$

Problème:  $O(T \times |Q|^T)$ 

# Solution: programmation dynamique

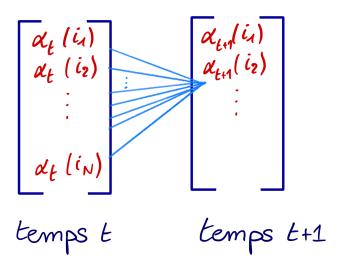
#### IProbabilité forward

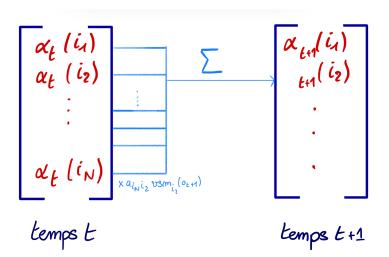
Etant donné un moment t et un état j, on nomme

$$\alpha_t(j) = P(o_1, ..., o_t, q_t = j)$$

Le résultat viendra par:

$$P(O = o_1,..., o_T) = \sum_{j \in Q} P(o_1,..., o_t, q_T = j)$$
  
=  $\sum_{j \in Q} \alpha_T(j)$ 





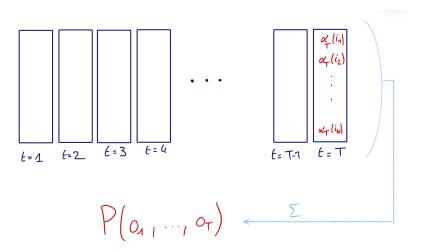
## Relation de récurrence

On a au début

$$\forall j \in Q, \quad \alpha_1(j) = vsm_j(o_1)$$

et  $\forall t \in [2,T], \forall j \in Q$ ,

$$\alpha_t(j) = vsm_j(o_t) \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_{t-1}(i) a_{ij}$$



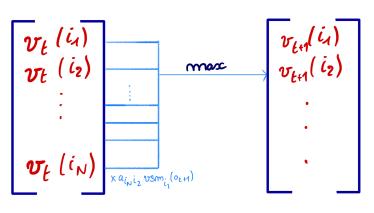
# Algorithme de Viterbi

Données: 
$$A$$
 ,  $(vsm_i(\mu))_{J \in Q}$ ,  $O = (o_1, ..., o_T)$ 

Objectif: 
$$(q_1,...,q_{\mathcal{T}}) \in \mathcal{Q}^{\mathcal{T}}$$
 :  $P(\mathcal{O}|\ (q_1,\ ...|q_{\mathcal{T}}))$  est maximale

Etant donné un moment t et un état j, on nomme

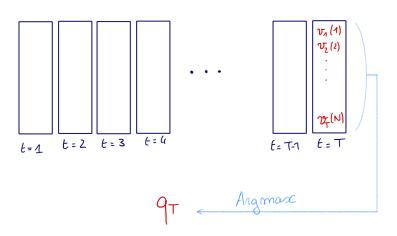
$$v_t(j) = \max_{\substack{(q_0,...,q_{t-1})}} P(o_1,...,o_t|q_0,...,q_{t-1},q_t=j)$$

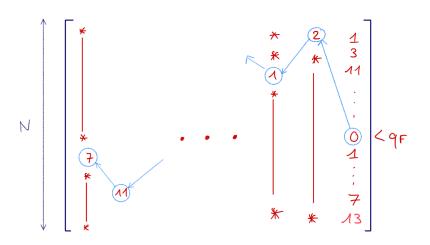


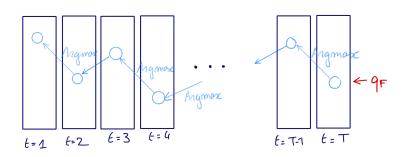
temps t

temps t+1

$$v_{t+1}(j) = vsm_j(o_t) \times \max_{i \in Q} (v_t(i) \ a_{ij})$$







# Estimation des paramètres

# Algorithme de Baum-Welch

On fixe Q et  $\mathcal{O}$ .

Étant donné une observation  $O = (o_1,..., o_T)$ , quel est  $\theta$  maximisant  $P(O|\theta)$ ?

#### Probabilité de transition:

$$a_{ij} = \frac{\text{le nombre de fois ou la transition a été faite}}{\text{le nombre de fois où l'on était en i}}$$

#### Probabilité d'observation:

$$vsm_i(o) = \frac{\text{le nombre de fois ou l'observation o a été faite en i}}{\text{le nombre de fois où l'on était en i}}$$

#### Idée:

- Premier modèle « à la main »
- Réestimation via le modèle
- Actualisation

# Condition d'arrêt

$$|P(O|\theta_{n+1}) - P(O|\theta_n)| < \mathcal{E}$$

#### Probabilité backward

Etant donné un moment t et un état j, on nomme

$$\beta_t(i) = P(o_{t+1}, ..., o_T | q_t = i)$$

et comme avec les  $(\alpha_t(i))$ , on a une relation de récurrence

$$eta_t(i) = \sum_{i=1}^N a_{ij} \ vsm_j(o_{t+1})eta_{t+1}(j)$$
 et  $eta_T(i) = a_{iF}$ 

On a alors pour tout t:

$$P(O|\theta) = \sum_{i=1}^{N} \alpha_t(j) \beta_t(j)$$

On note pour  $t \leq T$ ,  $(i,j) \in Q^2$ ,

$$\zeta_t(i,j) = P(q_t = i, q_{t+1} = j | O, \theta)$$

pour pouvoir ensuite estimer

$$a_{i,j}' = rac{\displaystyle\sum_{t=1}^{T} \zeta_t(i,j)}{\displaystyle\sum_{k=1}^{N} \displaystyle\sum_{t=1}^{T} \zeta_t(i,k)}$$

# Comment estimer $\zeta_t(i,j)$ ?

#### **Etapes:**

D'abord

$$P(q_t = i, q_{t+1} = j, O \mid \lambda) = \alpha_t(i) \ \textit{a}_{i,j} \ \textit{vsm}_j(o_{t+1}) \ \beta_t(j)$$

avec

$$P(A|B,C) = \frac{P(A,B|C)}{P(B|C)}$$

On obtient:

$$\zeta_t(i,j) = \frac{P(q_t = i, q_{t+1} = j, O \mid \lambda)}{P(O \mid \lambda)}$$

• Algorithme **forward** 
$$\longrightarrow P(O | \theta) = \sum_{i=0}^{N} \alpha_{T}(i)$$

Finalement

$$\zeta_t(i,j) = \frac{\alpha_t(i) \ a_{i,j} \ vsm_j(o_{t+1}) \ \beta_t(j)}{\sum_{i=0}^{N} \alpha_T(i)}$$

## Probabilités d'observation

On passe par

$$P(q_t = j | O, \theta) = \frac{P(q_t = j, O | \theta)}{P(O | \theta)} = \frac{\alpha_t(j)\beta_t(j)}{P(O | \theta)}$$

Comme avec  $a_{i,j}$ , pour une observation O:

$$vsm_j(
u) = rac{\displaystyle\sum_{t \; tel \; que \; o_t = 
u} P(q_t = j | O, heta)}{\displaystyle\sum_{t = 1}^T P(q_t = j | O, heta)}$$

# Fonctionnement de l'ADN

Nucléotides: [A, U, C, G]

Brin d'ADN: ACGUAGCUGA

Codon: AUG, CGA, etc...

Protéine: [codon1][codon2]etc...

#### Problème:

- Début de séquence?
- Faux départs?
- Pourquoi une chaine de Markov Cachée?

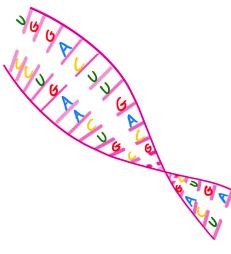


Fig. 13 – Brin d'ADN

# Modélisation

• Observations: séquence de nucléotides

• Etats cachés: [intron, exon, entrée, sortie]

- Taches:
  - 1)Entrainer notre chaine de Markov cachée sur un gène
  - 2) Appliquer l'algorithme de Viterbi à de l'ADN du même animal

## Résultats

- Echantillon d'entrainement: 4110 nucléotides contenant une partie codante et non codante
- Echantillon d'essai: gène de la même espèce précédé d'une centaine de nucléotides (non codants)
   Source: NIH (National Institute of Health)

- Constat:
  - 1) Bon début, arrêt prématuré
  - 2) de nombreux faux départs

# **Explication**

• Probabilité de rester consécutivement sur le même état

• Par le théorème ergodique:

$$g_{i,i}^{(n)} \longrightarrow \frac{1}{\mu_i}$$

# Potentielle solution à explorer

- Semi-Chaines de Markov
- Chaines non homogènes

```
import random as rd
    def vol_du_joueur(N, p):
    for _ in range(3):
    X = [0]
    · · · · · · · · · · · · · · · · Y · = · [N]
    temps = 0
    |----|---A-=-N
    while A > 0 and A < 2*N:
    temps += 1
10
    if rd.random()< p:
    ····A·+=·1
13
    - · · · | · · · · | · · · · | · · · · A · -= · 1
14
    X.append(temps)
    Y.append(A)
    plt.plot(X, Y)
    plt.xlabel("temps")
    plt.ylabel("Pieces")
    plt.show()
```

```
def temps_de_vol(N,p):
Y = []
nb essais = 100000
for k in range(nb_essais):
temps = 0
---- A = N
while A > 0 and A < 2*N:
_____ temps += 1
if rd.random()< p:
|----A-+=-1
|----|----|----A--=-1
Y.append(temps)
Yp = [0]*(max(Y)+1)
for y in Y:
Yp[v] += 1
  plt.bar(list(range(max(Y)+1)), Yp, width=1.0, edgecolor = "#981FFA")
   plt.show()
```

```
def ruine_du_joueur(N, p, T = 100):
  X t = np.zeros(2*N+1)
...X_t[N] = 1.0
   T = list(range(1, T))
   A = np.reshape(np.zeros((2*N+1)**2), ((2*N+1),(2*N+1)))
A[0][0] = 1
A[-1][-1] = 1
for i in range(1, 2*N):
A[i][i-1] = 1-p
A[i][i+1] = p
print(A)
Argent = []
for t in T:
m = max(X_t)
for k in range(2*N+1):
if X t[k] == m:
Argent.append(k)
.... X_t = np.dot(X_t, A)
   plt.plot(T, Argent)
```

```
def epidemie 2(temps = 100. population = 10**6):
propagation = np.array( [
....[0.2, 0.2, 0.0, 0.0001, 0.0999], # 0 -> infecte vaccine
.... [0.2, 0.8, 0, 0, 0, 0], # 1 -> sain vaccine
[0 , 0.2, 0.1, 0.7, 0, 0], # 2 -> sain non vaccin
.... [0,0.2, 0, 0.7, 0.001, 0.099], #.3--> infecte non vaccine
[0. 0. 0. 0. 1. 0 ]. # 4 -> mort
[0, 0, 0, 0, 1] # 5 -> immunise
popu = np.array([0.0, 1.0, 0.0])
X temps = np.linspace(0, temps, temps)
Y infectes = []
for t in range(temps):
Y infectes.append(popu[0]*population)
popu = np.dot(popu, propagation)
   plt.plot(X_temps, Y_infectes)
```

```
def Viterbi(A, B, Obs):
         logA = np.log(A)
         loaB = np.loa(B)
        N = len(A)
         T = len(0bs)
         pointeurs = - np.reshape(np.zeros(T*N), -(N,T)) - # - sert - a - retracer - le - chemin - a - la - fin
         alpha prec = np.arrav(B[:][0bs[0]])
         alpha suiv = np.zeros(N)
         for t in range(T):
             nouv alpha = np.zeros(N)
14
             for j in range(N):
15
                 nouv_alpha[j], pointeurs[j][t] = max_arg( np.array( np.log(alpha_suiv[i]) + logA[i][j] + logB[j][Obs
16
                 # log est croissante, conserve donc le max
17
             alpha prec = alpha suiv[:]
18
19
             alpha suiv = nouv alpha[:]
20
21
         pmax, i final = max arg(alpha suiv)
22
         pmax = np.exp(pmax)
23
         etats_successifs = np.zeros(T)
         i = i final
         for t in range(1, T+1, -1):
             etats successifs[t] = i
             i = pointeurs[i][t-1]
         return pmax, etats_successifs
```

```
def baum welch naif(A, B, Obs):
   N = len(A)
   T = len(0bs)
   alphas = np.reshape(np.zeros(N*T), (T, N))
   betas = np.reshape(np.zeros(N*T), (T, N))
   alphas[:][0] = B[:][0bs[0]]
   betas[T-1][:] = np.ones(N)
   for t in range(1, T-2):
 for j in range(N):
           alphas[t][j] = B[j][0bs[t]] * sum( alphas[t-1][i] * A[i][j] for i in range(N))
           betas[T-1-t][i] = B[Obs[T-t]][i] * sum( betas[T-t][i] * A[i][i] for i in range(N))
   Pobs = sum(alphas[T-1][:])
   zeta = np.reshape(np.zeros(N*N*T), (T,N, N))
   gamma = np.reshape(np.zeros(N*T), (T,N))
```

```
for t in range(T-1):
for i in range(N):
for j in range(N):
            zeta[t][i][j] = alphas[t][i] * betas[t+1][j] * A[i][j] * B[Obs[t]][j] / Pobs
for t in range(T):
for i in range(N):
______qamma[t][i] = (alphas[t][j] * betas[t][j]) / Pobs
  nouvA = np.reshape(np.zeros(N**2), (N,N))
  nouvB = np.reshape(np.zeros(N * len(B[0])), (N, len(B[0])))
for i in range(N):
denom = sum( sum( zeta[t][i][k] for k in range(N)) for t in range(T))
for i in range(N):
nouvA[i][j] = sum( zeta[t][i][j] for t in range(T)) / denom
for i in range(N):
for k in range(len(B)):
denom = sum(gamma[t][j] for t in range(T))
for t in range(T):
if Obs[t] == k:
return nouvA, nouvB
```

```
def traite_fichier_adn():
   nucleotide = open("adn pur.txt", "r")
   nombres = open("adn_traite", "a")
lignes = nucleotide.readlines()
  N = ['a', 'c', 't', 'q']
for l in lignes:
for carac in l:
if carac == 'a':
nombres.write("0 ")
if carac == 'c':
nombres.write("1 ")
if carac == 't':
nombres.write("2 ")
if carac == 'g':
nombres.write("3 ")
nucleotide.close()
nombres.close()
adn = open("adn_traite", "r")
sequence = adn.readlines()
0b = []
for ligne in sequence:
for nclt in ligne:
if nclt in ['0', '1', '2', '3']:
         Ob.append(int(nclt))
adn.close()
```