Modélisation probabiliste en biologie Chaînes de Markov et chaînes de Markov cachées

Christelle Gonindard

Christelle.gonindard@univ-grenoble-alpes.fr

Plan du cours

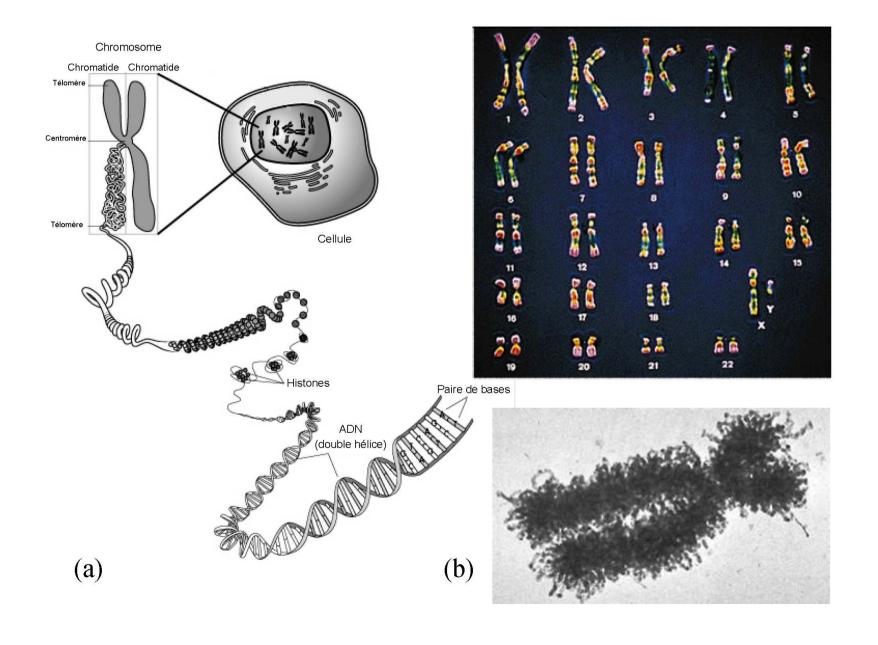
1- Quelques rappels biologiques

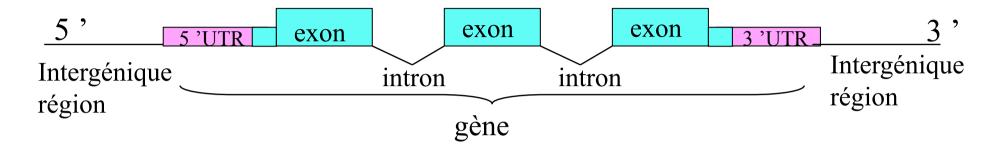
2- Quelques rappels probabilistes

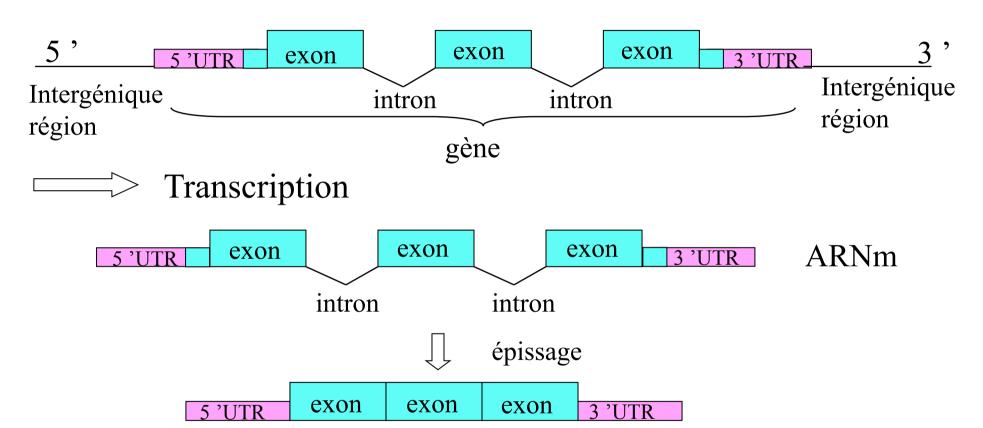
3- Modélisation d'une séquence - Motivation biologique

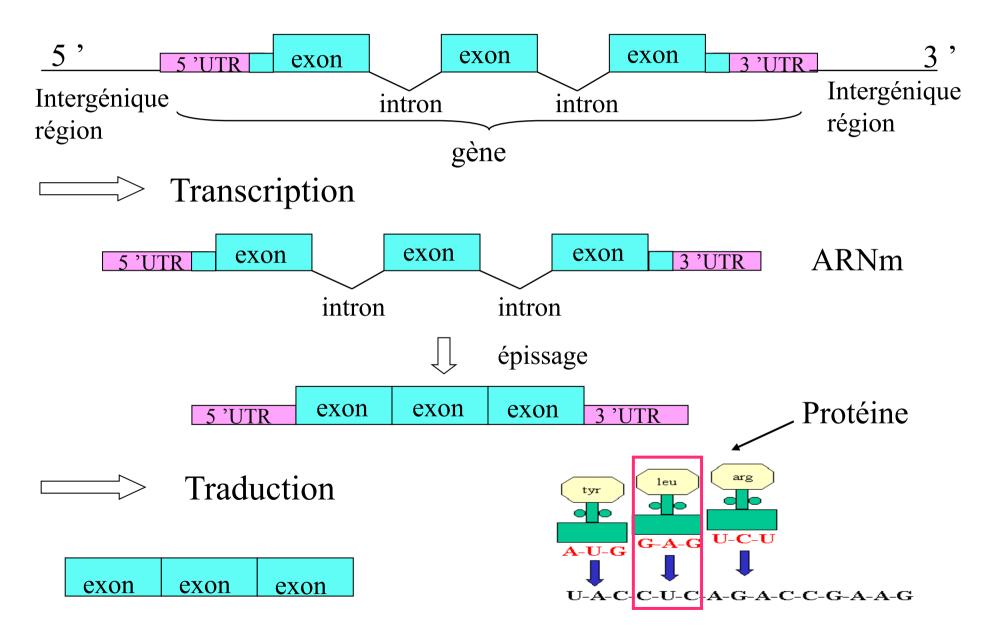
4- Le modèle de chaîne de Markov cachées (CMC ou HMM)

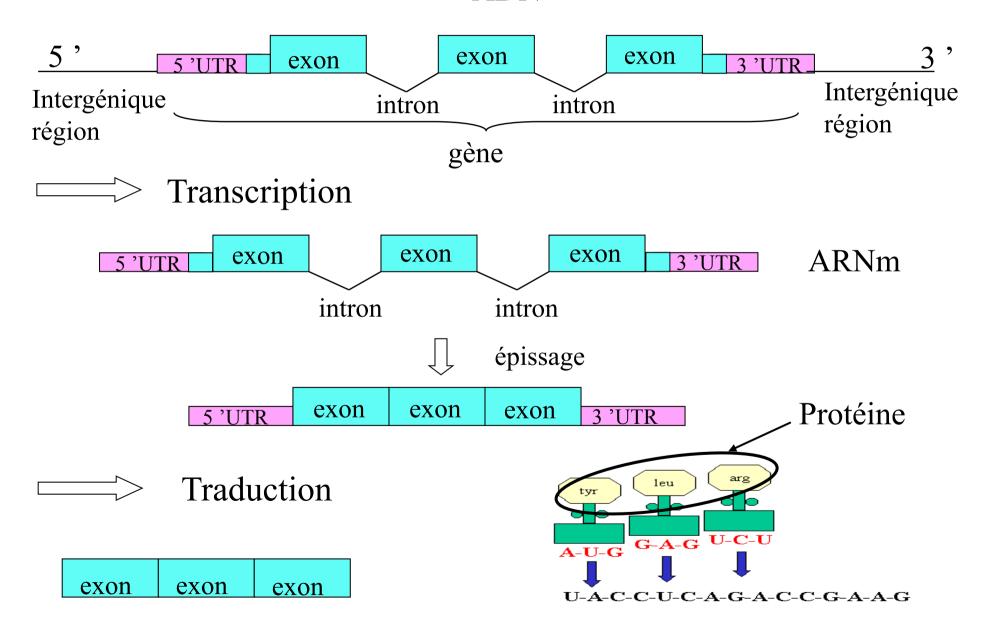
5- Quelques applications Biologiques

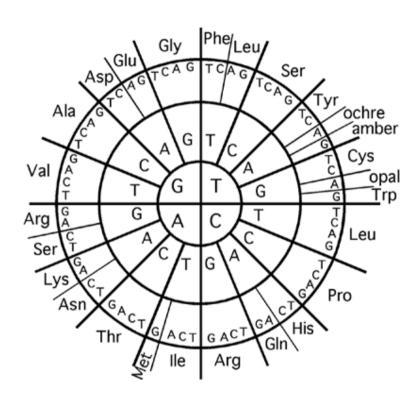


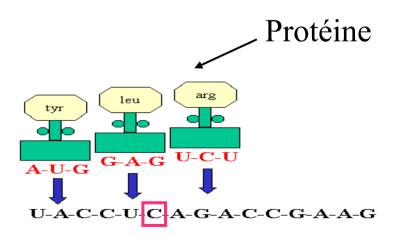


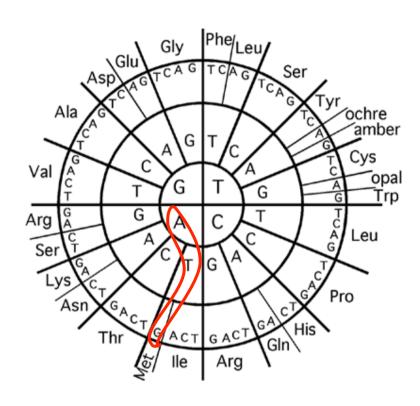


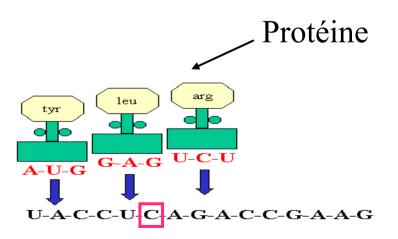


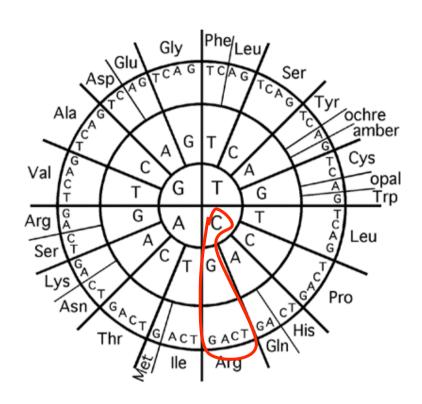


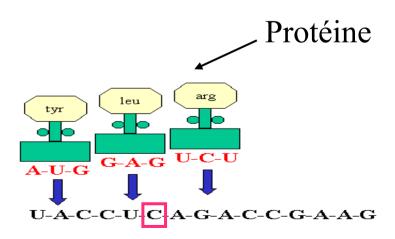












Modélisation:

Séquence génomique de longueur *n* modélisée par une suite de variables aléatoire *X1,X2,...,Xn* avec

$$X_i \in A$$

$$A = \{a, c, g, t\}$$

ou bien

$$A = \{A, C, D, E, F, G, H, I, K, L, M, N, P, Q, R, S, T, V, W, Y\}$$

Qu'est ce qu'une variable aléatoire?

On se donne un espace de probabilité (Ω, P) assez gros pour faire toutes les mesures/expériences qui nous intéressent.

Une variable aléatoire est une fonction $X: \Omega \to A$.

Elle est décrite par les nombres p(x) = P(X = x) pour tout $x \in A$.

Donc

$$p(x) \ge 0$$
 et $\sum_{x \in A} p(x) = 1$

L' ensemble des p(x) pour x appartenant à A s' appelle la **loi** de X ou la **distribution** de X.

En pratique : la loi de X donne $P(x \in B)$ pour tout $B \subset A$ et permet de calculer les moyennes.

Exemple: Pour calculer un taux de gc, $B=\{g,c\}$ et

$$P(x \in B) = p(g) + p(c)$$

Tout se calcule à partir de la loi.

La loi conjointe:

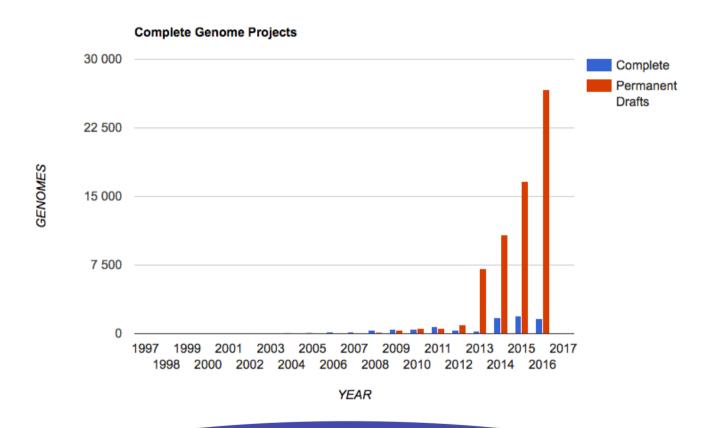
Si
$$X_1,...,X_n:\Omega \to A$$

On se donne P(X1:n = x1:n) pour tout $x_{1:n} \in A^n$

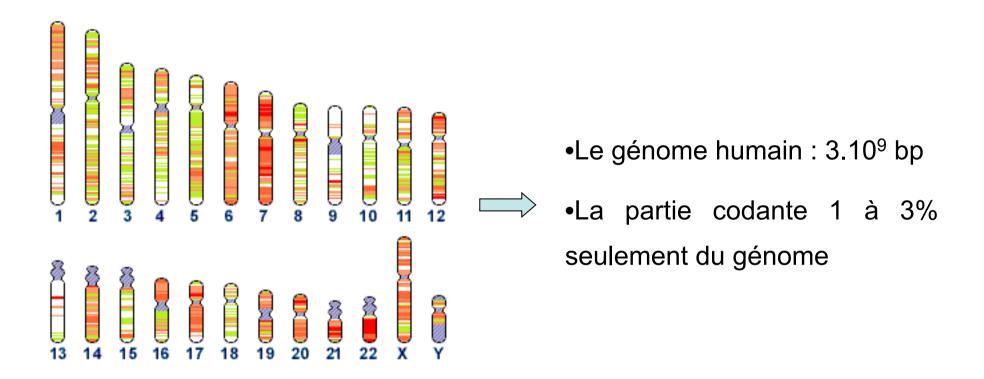
Notation :
$$X_{1:n} = (X_1, ..., X_n)$$

$$x_{1:n} = \left(x_1, \dots, x_n\right)$$

Donc X1:n = x1:n signifie que Xk = xk pour tout $1 \le k \le n$



La quantité d'information disponible est gigantesque nécessité de traitements automatiques et le stockage.



La quantité d'information disponible est gigantesque nécessité de traitements automatiques et le stockage.

Modèle : Outil pour extraire de l'information

Un bon modèle devrait permettre de révéler des caractéristiques relatives à la fonction ou à la structure de la séquence.

On **ne prétend pas donner une description exacte** de la séquence avec un modèle, mais nécessite une adéquation correcte.

L'utilisation de modèles probabilistes pour l'analyse de séquences biologiques intervient dans de nombreux problèmes :

- est-ce qu' un événement observé est significatif ou simplement le fruit du hasard ?
 - > fréquence ou présence d'un motif,
 - > score d'alignement de séquences,
 - > nombre de répétitions, etc.

L'utilisation de modèles probabilistes pour l'analyse de séquences biologiques intervient dans de nombreux problèmes :

- est-ce qu' un événement observé est significatif ou simplement le fruit du hasard ?
 - > fréquence ou présence d'un motif,
 - > score d'alignement de séquences,
 - > nombre de répétitions, etc.
- modéliser l'alternance d'états dans une séquence et caractériser cette structure le mieux possible sur une séquence observée :
 - > codant/non codant (introns/exons/intergénique),
 - > transferts horizontaux chez les bactéries,
 - ➤ régions variables/constantes des virus, etc.

L'utilisation de modèles probabilistes pour l'analyse de séquences biologiques intervient dans de nombreux problèmes :

- est-ce qu' un événement observé est significatif ou simplement le fruit du hasard ?
 - > fréquence ou présence d'un motif,
 - > score d'alignement de séquences,
 - > nombre de répétitions, etc.
- modéliser l'alternance d'états dans une séquence et caractériser cette structure le mieux possible sur une séquence observée :
 - > codant/non codant (introns/exons/intergénique),
 - > transferts horizontaux chez les bactéries,
 - ➤ régions variables/constantes des virus, etc.
 - L'analyse de l'évolution des séquences au cours du temps, etc.

Une séquence d'ADN de longueur n est modélisée par une suite de variable aléatoire (v.a.) :

$$X_1, X_2, ..., X_n \in A = \{a, c, g, t\}$$

Le Modèle M00

- Chaque X_n vaut x avec la même probabilité pour chaque valeur de x dans A
- Chaque X_n est indépendant des autres X_k pour tout k différent de n

Donc pour tout $n \ge 1$ et tout $x_{1:n}$

$$P(X_{1:n} = x_{1:n}) = \frac{1}{|A|^n}$$

La propriété d'indépendance signifie que :

$$P(X_{1:n} = x_{1:n}) = P(X_1 = x_1)P(X_2 = x_2)...P(X_n = x_n)$$

Avantages : calculs faciles et beaux théorèmes

Une question récurrente :

« Dans une longue séquence $X_{1:n}$ décrite par le modèle M00, que peuton dire de la proportion de A? »

Notation : fonction indicatrice 1(B)

$$1(B) = 1 \text{ si } B \text{ est vrai}$$

$$1(B) = 0 \text{ si } B \text{ est } faux$$

Comptage des proportions :

$$N_n(x) = \sum_{k=1}^n 1(X_k = x_k)$$

$$R_n(x) = \frac{N_n(x)}{n}$$

Loi exacte (pas intéressante): $P(N_n(x) = k) = C_n^k \frac{3^{n-k}}{4^n}, \quad 0 \le k \le n$

Approximation (plus intéressante): $R_n(x) \rightarrow \frac{1}{4}$, quand n devient grand

Donc : Si les proportions observées sur une longue séquence d'ADN s'éloignent nettement de 25%, 25%, 25% et 25%, cela signifie que le modèle n'est pas adapté aux données.

Exemple : le génome d'Escherichia coli comporte 4.6 – 5.4 Mb et :

$$% a = 23.66$$

$$% g = 27.89$$

$$% c = 25.3$$

$$% t = 23.15$$

On peut montrer que se sont des écarts trop grands sous *M00*

Exemple:

Tetraodon | Zebrafish

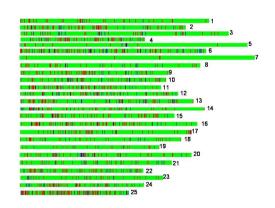




GC riche

450 millions d'années divergence mammifère | poisson

GC faible



Pourquoi cette différence ?

Comment est-elle survenue? Origine?

Le Modèle M0

On garde l'indépendance mais à présent :

$$P(X_k = x) = p(x)$$

pour
$$p(x) \ge 0$$
 avec $\sum_{x \in A} p(x) = 1$.

Vocabulaire : $(p(x))_{x \in A}$ s'appelle la loi ou la distribution des X_n

Formule:
$$P(X_{1:n} = x_{1:n}) = p(x_1)p(x_2)...p(x_n) = \prod_{x \in A} p(x)^{N_n(x)}$$

Modélise la composition en nucléotides

Le Modèle M0

On garde l'indépendance mais à présent :

$$P(X_k = x) = p(x)$$

pour
$$p(x) \ge 0$$
 avec $\sum_{x \in A} p(x) = 1$.

Vocabulaire : $(p(x))_{x \in A}$ s'appelle la loi ou la distribution des X_n

Formule:
$$P(X_{1:n} = x_{1:n}) = p(x_1)p(x_2)...p(x_n) = \prod_{x \in A} p(x)^{N_n(x)}$$

Modélise la composition en nucléotides

Conséquence:

Estimer les probabilités des lettres par la fréquence des lettres d'une séquence (maximum de vraisemblance)

Le Modèle M1

A présent, les positions successives X_n ne sont plus **indépendantes**.

On commence par le cas le plus simple : la distribution des X_n est influencée par la valeur X_{n-1} . C'est ce que l'on appelle un modèle de Markov.

Définition : Si $P(B_2) \neq 0$, la probabilité conditionnelle de B_1 sachant B_2 est :

$$P(B_1 | B_2) = \frac{P(B_1 \cap B_2)}{P(B_2)}$$

Cela correspond à l'intuition suivante :

Si B_1 = je suis en retard en cours et B_2 = il neige

On peut penser que si B_2 est vrai alors la circulation dans Grenoble est plus difficile et donc que B_1 a plus de risque d'être vérifié.

Il vaudrait dans ce cas mieux évaluer B_1 par une probabilité éventuellement différente de $P(B_1)$, qui rende compte du fait que B_2 est réalisé (il neige) : cette nouvelle valeur est $P(B_1 \mid B_2)$

Le Modèle M1

Définition:

La suite $X_{1:n}$ est une chaîne de Markov si, pour tout $1 \le k \le n-1$ et tout $x_{1:k+1}$

$$P(X_{k+1} = X_{k+1} \mid X_{1:k} = X_{1:k}) = P(X_{k+1} = X_{k+1} \mid X_k = X_k)$$

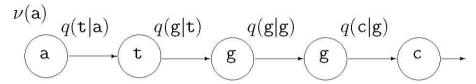
On parle aussi de mémoire à distance 1 : si on s'intéresse à la position k+1, on peut oublier les valeurs aux positions $1, \dots, k-1$ et ne garder que la position k.

On voit que la loi de la chaîne de Markov est décrite complètement dès que l'on connaît $P(X_1 = x)$ pour tout x dans A et $P(X_k = x' \mid X_{k-1} = x)$ pour tout couple (x, x').

$$v(x) = P(X_1 = x),$$
 $q(x'|x) = P(X_k = x'|X_{k-1} = x)$

On note aussi q(x,x') = q(x'|x) (attention: I'ordre de x et x' change)

Le Modèle M1 : Modélisation d'une séquence d'adn



Par exemple:

$$P(X_{1:5} = atggc) = \upsilon(a)q(t \mid a)q(g \mid t)q(g \mid g)q(c \mid g)$$

Paramètre de la chaîne de Markov

- Loi initiale
$$v$$
: $v(x) \ge 0$ pour tout $x \in A$ et $\sum v(x) = 1$

- Matrice de transition
$$q$$
 : $q(x,x') \ge 0$ pour tous $x \in A$

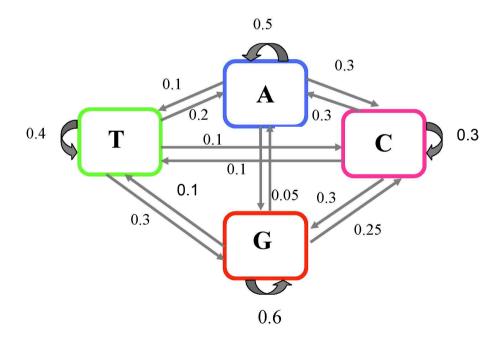
$$et \sum_{x' \in A} q(x, x') = 1$$

donc
$$0 \le v(x) \le 1$$
 et $0 \le q(x,x') \le 1$ $v = (v(a),v(c),v(g),v(t))$

Le Modèle M1 : Exemple

Séquence observée

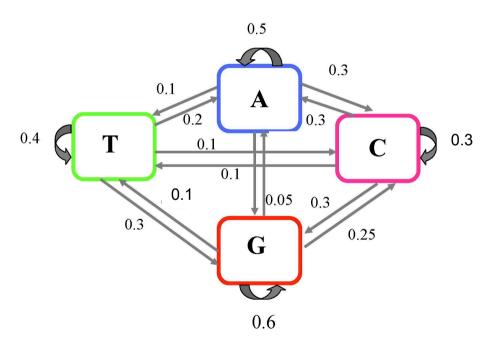
 ${\tt GGAATTGTGCGTGCACCGGTGAACGTGCAACTGC...}$



Le Modèle M1 : Exemple

Séquence observée

 $GGAATTGTGCGTGCACCGGTGAACGTGCAACTGC\dots \\$



Modèle M1

=> Somme des lignes =1

Le Modèle M1 : Modélisation d'une séquence d'adn

Une chaîne de Markov (modèle M1) est un processus avec mémoire (autre que celle actuelle) :

$$P(X_{k+1} = X_{k+1} \mid X_{1:k} = X_{1:k}) = P(X_{k+1} = X_{k+1} \mid X_k = X_k)$$

Cas ADN: M1 donne une meilleur approximation de la réalité que le modèle indépendant (M0). Mais, en fait, les dépendances sont encore plus complexes.

On utilisera très vite des dépendances à *m* pas (modèle Mm). Le principe reste le même que pour M1

Le Modèle M1 : Modélisation d'une séquence d'adn

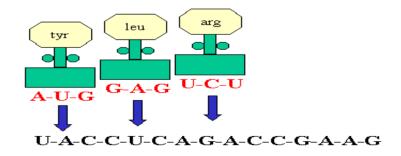
Une chaîne de Markov (modèle M1) est un processus dans mémoire (autre que celle actuelle) :

$$P(X_{k+1} = X_{k+1} \mid X_{1:k} = X_{1:k}) = P(X_{k+1} = X_{k+1} \mid X_k = X_k)$$

Cas ADN: M1 donne une meilleur approximation de la réalité que le modèle indépendant (M0). Mais, en fait, les dépendances sont encore plus complexes.

On utilisera très vite des dépendances à *m* pas (modèle Mm). Le principe reste le même que pour M1

Exemple : les codons



Le Modèle M1 : Modélisation d'une séquence d'adn

Quelques remarques:

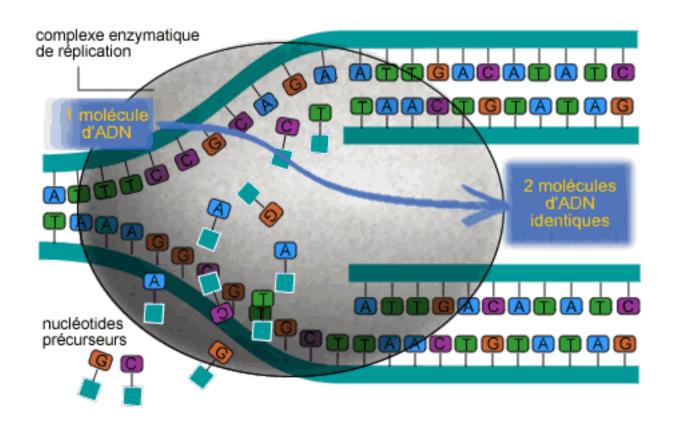
- On peut utiliser les modèles pour une séquence génomique donnée. Alors q(x,x') donne la probabilité que le site n+1 soit occupé par un x' sachant que le site n est occupé par un x, dans ce cas n est spatial.

- On peut aussi utiliser *n* comme un indice temporel.

Donc X_n est le nucléotide en un site donné après n réplications de la molécule d'ADN et par exemple, les sites évoluent indépendamment les uns des autres .

On peut penser qu'il y a eu beaucoup de réplications donc on s'intéresse à la distribution quand n devient grand.

Le Modèle M1 : Modélisation d'une séquence d'adn



Réplication

Le Modèle M1 : Modélisation d'une séquence d'adn

Deux exemples classiques de modèles M1 d'évolution :

On s'intéresse à un site fixé et on suppose qu'il évolue indépendamment du reste de la séquence (ce qui est tout à fait faux biologiquement!!).

Jukes-Cantor: pour tous
$$x \neq x'$$
, $q_{JC}(x,x')=p$ avec $0 \le p \le \frac{1}{3}$

$$q_{JC} = \begin{pmatrix} 1-3p & p & p & p \\ p & 1-3p & p & p \\ p & p & 1-3p & p \\ p & p & p & 1-3p \end{pmatrix}$$

Le paramètre p dépend de l'échelle de temps considérée.

Le Modèle M1 : Modélisation d'une séquence d'adn

Deux exemples classiques de modèles M1 d'évolution :

On s'intéresse à un site fixé et on suppose qu'il évolue indépendamment du reste de la séquence (ce qui est tout à fait faux biologiquement!!).

Kimura: Purine (a,g) versus pyrimidines (c,t)

Pour chaque transition, probabilité *u*.

Pour chaque transversion, probabilité v.

Donc
$$0 \le u + 2v \le 1$$
. dans l'ordre a,c,g,t:
$$q_{JC} = \begin{pmatrix} 1 - u - 2v & v & u & v \\ v & 1 - u - 2v & v & u \\ u & v & 1 - u - 2v & v \\ v & u & v & 1 - u - 2v \end{pmatrix}$$

Même remarque que pour Jukes et Cantor.

Quelques définitions

Théorème : Dans un modèle M1, la distribution après n pas vaut vq^n

Quelques définitions

Théorème : Dans un modèle M1, la distribution après n pas vaut vq^n

Remarque : Si Q est la matrice de transition alors $P(x_{i+2} = e' \setminus x_i = e) = Q_{ee'}^2$

- 1) Les *vq*ⁿ varient avec *n*, on sent l'effet de l'âge
- 2) Chaque vq^n dépend de v, on se souvient de son état initial.
- 3) Mais tout ceci disparaît quand *n* devient grand, on finit par tout oublier.

Convergence vers l'équilibre : si *n* grand,

$$P_{v}(X_{n} = x) \approx \pi(x)$$

Remarque : $\pi(x)$ est indépendant de n et de v.

Que vaut $\pi(x)$? C'est un exemple de distribution stationnaire : $\mu = q\mu$ Si on converge, c'est la distribution stationnaire.

Convergence

vers

un équilibre

Quelques définitions

Théorème : Dans un modèle M1, la distribution après n pas vaut vq^n

Remarque : Si Q est la matrice de transition alors $P(x_{i+2} = e' \setminus x_i = e) = Q_{ee'}^2$

- 1) Les *vq*ⁿ varient avec *n*, on sent l'effet de l'âge
- 2) Chaque vq^n dépend de v, on se souvient de son état initial.
- 3) Mais tout ceci disparaît quand *n* devient grand, on finit par tout oublier.

Convergence vers l'équilibre : si n grand,

$$P_{v}(X_{n} = x) \approx \pi(x)$$

Remarque : $\pi(x)$ est indépendant de n et de v. Que vaut $\pi(x)$? C'est un exemple de distribution stationnaire : $\mu = q\mu$ Si on converge, c'est la distribution stationnaire.

Convergence vers

un équilibre

• Etat absorbant : un état est absorbant si $P(x_{i+1} = e \setminus x_i = e) = 1$

Le Modèle Mm

Chaine de Markov d'orde m: Mm

les Xi dépendent des m lettres précédentes et sont générées selon :

$$\mu(a_1...a_m) = P(X_1...X_m = a_1...a_m) \quad \forall a_j \in A$$

$$\pi(a_1...a_m,b) = P(X_i = b \mid X_1...X_{i-1} = a_1...a_m)$$

Peut s'ajuster sur la fréquence observée des (m+1) mots d'une séquence

Le Modèle Mm

Chaine de Markov d'orde m: Mm

les Xi dépendent des m lettres précédentes et sont générées selon :

$$\mu(a_1...a_m) = P(X_1...X_m = a_1...a_m) \quad \forall a_j \in A$$

$$\pi(a_1...a_m,b) = P(X_i = b \mid X_1...X_{i-1} = a_1...a_m)$$

Peut s'ajuster sur la fréquence observée des (m+1) mots d'une séquence.

Ces modèles sont basés sur une **hypothèse d'homogénéité** de la séquence : les probabilités d'émission des lettres sont identiques tout au long de la séquence.

Utilisation pratique des modèles

Apprentissage dans un modèle Mm

Comptage des mots jusqu'à la longueur *m*+1 incluse.

Utilisation pratique des modèles

Apprentissage dans un modèle Mm

Comptage des mots jusqu'à la longueur m+1 incluse.

Vraisemblance dans un modèle Mm

Les Comptages des mots de longueur m+1 (et la loi initiale) suffisent à calculer P(x)

Utilisation pratique des modèles

Apprentissage dans un modèle Mm

Comptage des mots jusqu'à la longueur m+1 incluse.

Vraisemblance dans un modèle Mm

Les Comptages des mots de longueur m+1 (et la loi initiale) suffisent à calculer P(x)

Discrimination entre modèles Mm

On utilise la vraisemblance pour déterminer si une nouvelle séquence *x* est plutôt décrite par un modèle + ou -, on calcule donc :

$$l(x) = \log\left(\frac{P_{+}(x)}{P_{-}(x)}\right) = \sum_{x,w} N(wx) \log\left(\frac{P_{+}(x \mid w)}{P_{-}(x \mid w)}\right)$$

Utilisation pratique des modèles

Discrimination entre modèles Mm

On utilise la vraisemblance pour déterminer si une nouvelle séquence *x* est plutôt décrite par un modèle + ou -, on calcule donc :

$$l(x) = \log\left(\frac{P_{+}(x)}{P_{-}(x)}\right) = \sum_{x,w} N(w,x) \log\left(\frac{P_{+}(x \mid w)}{P_{-}(x \mid w)}\right)$$

Première étape : estimation de q_+ et q_-

Deuxième étape : loi empirique de l(x) quand x suit un modèle + puis quand x suit un modèle -

Si les deux lois empiriques diffèrent nettement, on peut tester de nouvelles séquences.

Exemple: les îlots CpG

Attention: CpG désigne c puis g sur le même brin, et non pas une paire complémentaire c-g en un locus donné des deux brins.

Principe biologique : la cytosine c des CpG a tendance à être méthylée, souvent en thymine t. Donc les dinucléotides cg sont plus rares que le produit des fréquences de c et de g.

Sauf autour des promoteurs de certains gènes, où la méthylation est réprimée.

Fait d'expérience : plus de cg et de c et g autour des régions promotrices qu'ailleurs: on parle d'îlots CpG.

Exemple: les îlots CpG

Objectifs: trouver les îlots CpG.

Remarque : problème de dinucléotides donc M1 naturel

Référence : Durbin, Eddy, Krogh, Mitchison (1998)

- Ensemble d'entraînement de 60kb, 48 îlots GpG
- Deux modèles M1 (estimation par maximum de vraisemblance : comptage), notés + pour les ilots GpG et – pour le reste.

$$q_{+} = \begin{pmatrix} .180 & .274 & .426 & .120 \\ .171 & .368 & .274 & .188 \\ .161 & .339 & .375 & .125 \\ .079 & .355 & .384 & .182 \end{pmatrix}.$$

$$q_{-} = \begin{pmatrix} .300 & .205 & .285 & .210 \\ .322 & .298 & .078 & .302 \\ .248 & .246 & .298 & .208 \\ .177 & .239 & .292 & .293 \end{pmatrix}.$$

Exemple: les îlots CpG

$$q_{+} = \begin{pmatrix} .180 & .274 & .426 & .120 \\ .171 & .368 & .274 & .188 \\ .161 & .339 & .375 & .125 \\ .079 & .355 & .384 & .182 \end{pmatrix}.$$

$$q_{-} = \begin{pmatrix} .300 & .205 & .285 & .210 \\ .322 & .298 & .078 & .302 \\ .248 & .246 & .298 & .208 \\ .177 & .239 & .292 & .293 \end{pmatrix}.$$

Premier problème :

Identifier une séquence x comme étant un îlot CpG ou non.

Calculs de vraisemblance : le log(score) de x est :

$$l(x) = \log\left(\frac{P_{+}(x)}{P_{-}(x)}\right) = \sum_{x,x' \in A} N(x,x') \log\left(\frac{q_{+}(x,x')}{q_{-}(x,x')}\right)$$

Problème lié à ces modèles

Ces modèles sont basés sur une **hypothèse d'homogénéité** de la séquence : les probabilités
d'émission des lettres sont identiques tout au long de la
séquence.

Pour l'ADN : gènes/régions intégéniques, introns/exons, etc ...

Idée : décrire chaque type de région par un modèle *Mm* spécifiques puis recoller ces différents modèles.