

# Modélisation probabiliste

## Étude de la survie d'une communauté

On suppose une population de  $M$  individus définissant des variables aléatoires  $X_i(t)$  pour  $i \in \llbracket 1; M \rrbracket$  et  $t \in [0; +\infty[$  avec

$$X_i(t) = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu } i \text{ est en vie à l'instant } t \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

On suppose

$$\forall i \in \llbracket 1; M \rrbracket, X_i(0) = 1 \text{ et } X_i \text{ est une fonction décroissante de } t$$

On suppose aussi qu'il existe un réel  $\alpha \in ]0; 1[$  tel que

$$\lim_{h \rightarrow 0} \frac{\mathbb{P}(X_i(t+h) = 1 \mid X_i(t) = 1)}{h} = 1 - \alpha$$

Le paramètre  $1 - \alpha$  correspond à la probabilité instantanée de survie et, puisque

$$\lim_{h \rightarrow 0} \frac{\mathbb{P}(X_i(t+h) = 0 \mid X_i(t) = 1)}{h} = \alpha$$

le paramètre  $\alpha$  est la probabilité instantanée de décès.

On pose  $f(t) = \mathbb{E}(X_i(t) = 1)$  l'espérance commune des variables  $X_i(t)$ .

On a

$$f(t) = 0 \times \mathbb{P}(X_i(t) = 0) + 1 \times \mathbb{P}(X_i(t) = 1) = \mathbb{P}(X_i(t) = 1)$$

En écrivant

$$\mathbb{P}(X_i(t+dt) = 1) = (1 - \alpha) \mathbb{P}(X_i(t) = 1) dt$$

on obtient

$$f(t+dt) = f(t) - \alpha f(t) dt$$

et donc  $f$  est solution de l'équation différentielle  $y' = -\alpha y$ .

Si l'on pose

$$x(t) = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M X_i(t)$$

## Durée de vie

Pour alléger les écritures qui suivent, n'écrivons plus l'indice  $i$ . Posons  $T$  la durée de vie de l'individu d'indice  $i$

$$T = \sup_{t \in [0; +\infty[} \{t \mid X(t) = 1\}$$

On a

$$(t \leq T < t + dt) = (X(t) = 1) \cap (X(t + dt) = 0)$$

et donc

$$\begin{aligned} P(t \leq T < t + dt) &= P(X(t) = 1) P(X(t + dt) = 0 \mid X(t) = 1) \\ &= \alpha e^{-\alpha t} dt \end{aligned}$$

On en déduit

$$E(T) = \int_0^{+\infty} t P(t \leq T < t + dt) = \int_0^{+\infty} \alpha t e^{-\alpha t} dt = \frac{1}{\alpha}$$

Le paramètre  $\alpha$  est donc aussi étroitement liée à l'espérance de vie.

## Population

On pose

$$N(t) = \sum_{i=1}^M X_i(t)$$

la population à l'instant  $t$ . Pour  $dt$  petit, on peut considérer que

$$N(t + dt) = N(t) \quad \text{ou} \quad N(t + dt) = N(t) - 1$$

On a

$$P(N(t + dt) = N(t)) = P(\forall i, X_i(t + dt) = X_i(t))$$

Par indépendance

$$P(N(t + dt) = N(t)) = \prod_{i=1}^M P(X_i(t + dt) = X_i(t))$$

Si  $X_i(t) = 0$  alors  $P(X_i(t + dt) = X_i(t)) = 1$ .

Si  $X_i(t) = 1$  alors  $P(X_i(t + dt) = X_i(t)) = 1 - \alpha dt$ .

$$P(N(t + dt) = N(t)) = (1 - \alpha dt)^{N(t)}$$

À l'ordre 1,

$$P(N(t + dt) = N(t)) = 1 - \alpha N(t) dt$$

Par complément

$$P(N(t + dt) = N(t) - 1) = \alpha N(t) dt$$

La probabilité d'un décès dans la population dans le laps de temps  $dt$  est proportionnelle à  $\alpha$  et au nombre de vivant  $N(t)$ . C'est naturel, on aurait pu en convenir dès le début. Le gain ici est la démonstration (donc le cadre hypothétique d'étude) et l'interprétation de  $\alpha$  liée à l'espérance de vie individuelle.

On étudie  $x : t \mapsto E(N(t))$  avec

$$E(N(t)) = \sum_{k=0}^M k P(N(t) = k)$$

Avec

$$P(N(t + dt) = k) = P(N(t) = k)(1 - \alpha N(t) dt) + P(N(t) = k + 1)\alpha N(t) dt$$

on montre par le calcul (le faire avec un glissement d'indice et l'ajout de 0 pour les termes manquant dans la somme)

$$E(N(t + dt)) = E(N(t)) - \alpha E(N(t)) dt$$

Cet espérance est donc solution de l'équation différentielle  $x' = -\alpha x$ .

## Naissance

Oublions les décès...

« Inspiré » par ce qui précède, on peut estimer la probabilité d'une naissance comme égale à

$$\beta N(t) dt$$

avec  $\beta$  un facteur de fécondité :

$$P(N(t + dt) - N(t) = 1) = \beta N(t) dt$$

Si  $\beta$  est constant : modèle Malthusien.

Si  $\beta = \rho(K - N(t))^+$  : la fécondité devient nulle lorsqu'on s'approche d'un seuil critique  $K$ .

Si  $\beta = \rho \frac{M}{M+F}$  : la fécondité est proportionnelle à la probabilité de rencontre pour une femelle d'une personne de sexe opposé.