

## Processus de Galton-Watson.

**Cadre :** De nombreux phénomènes d'évolution de population peuvent être modélisés en première approximation par un processus de branchement (réactions nucléaires en chaîne, étude des gènes, survivance des noms de famille...).

**Modélisation mathématique :**

Soit  $X$  une variable aléatoire intégrable à valeurs dans  $\mathbb{N}$ .

On note, pour  $n \in \mathbb{N}$ ,  $p_n = \mathbb{P}(X = n)$  et  $m = \mathbb{E}[X] = \sum_{n=0}^{\infty} np_n < \infty$ .

Soit  $(X_{i,j})_{i,j \in \mathbb{N}}$  une famille de variable aléatoire indépendantes et identiquement distribuées, suivant la loi  $\mathbb{P}_X$ .

On définit la suite  $(Z_n)_{n \in \mathbb{N}}$  de la façon suivante :

$$\begin{cases} Z_0 = 1 \\ \forall n \in \mathbb{N}, Z_{n+1} = \sum_{i=1}^{Z_n} X_{i,n} \end{cases}$$

L'idée est de modéliser avec la suite  $(Z_n)_n$  la taille d'une population. Plus précisément,  $Z_n$  symbolisera le nombre d'individus à la  $n^{\text{ème}}$  génération, et pour  $i \in [1, Z_n]$ ,  $X_{i,n}$  représente le nombre de descendants que l'individu de la  $n^{\text{ème}}$  génération portant le numéro  $i$  à engendré (les individus de la population que l'on considère génèrent des enfants tous seuls ; on pourra, par exemple penser aux végétaux). Aussi, chaque individu à la probabilité  $p_n$  d'engendrer  $n$  individus. On veut répondre à la question : quelle est la probabilité que la population considérée s'éteigne ?

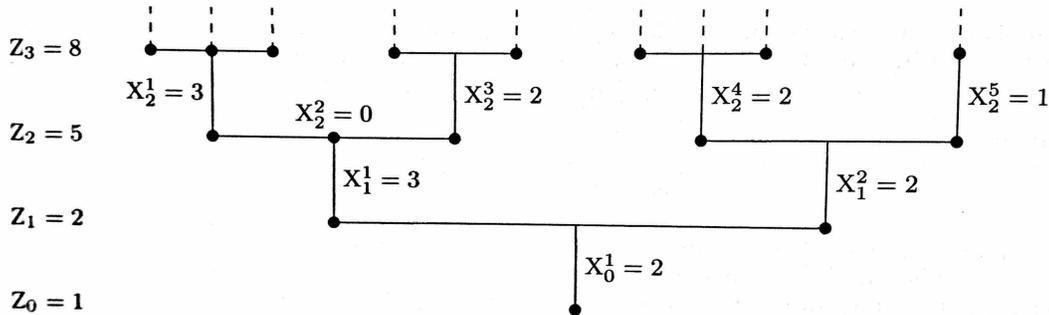


FIGURE 1 – Arbre de la descendance de  $Z_0$ .

**Lemme 0.1**

Pour tout  $n \in \mathbb{N}$  et pour tout  $i \in \mathbb{N}^*$ , la variable  $Z_n$  est indépendante de  $X_{i,n}$ .

*Démonstration.*

Soit  $n \in \mathbb{N}^*$  ;  $Z_n$  ne dépend que de  $Z_{n-1}$  et de la famille  $(X_{i,n-1})_{i \in \mathbb{N}}$ .

Ainsi, par une récurrence immédiate, il vient :  $Z_n$  ne dépend que de la famille  $(X_{i,j})_{i \geq 0, j \leq n-1}$ .

Et, par indépendance des variables  $X_{i,j}$ , on obtient que  $\forall i \in \mathbb{N}, Z_n \perp\!\!\!\perp X_{i,n}$ . □

**Objectif :** Calculer  $\mathbb{P}(\exists n \in \mathbb{N}, Z_n = 0)$ .

**Notations :**

Pour tout  $n \in \mathbb{N}$ , on note :

$$\pi_n := \mathbb{P}(Z_n = 0) \text{ et } \pi_\infty := \mathbb{P}(\exists n \in \mathbb{N}, Z_n = 0) \text{ appelée probabilité d'extinction.}$$

Comme  $Z_n = 0 \Rightarrow Z_{n+1} = 0$ , la suite d'événements  $(\{Z_n = 0\})_{n \in \mathbb{N}}$  est croissante et donc :

$$\pi_\infty = \mathbb{P} \left( \bigcup_{n \in \mathbb{N}} \{Z_n = 0\} \right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \pi_n.$$

Si  $p_0 = 0$ , alors on a  $\forall n \in \mathbb{N}^*, Z_n \geq 1$  ps et  $\pi_\infty = 0$ .

Si  $p_0 = 1$ , alors on a  $\forall n \in \mathbb{N}^*, Z_n = 0$  ps et  $\pi_\infty = 1$ .

On suppose donc désormais que  $p_0 \in ]0, 1[$ .

### Proposition 0.2

On définit la fonction génératrice de  $X$  par  $G : s \mapsto \mathbb{E}[s^X] = \sum_{k=0}^{\infty} p_k s^k$ .

On a les résultats suivants :

1.  $G$  est bien définie sur  $[0, 1]$  et  $y$  est de classe  $\mathcal{C}^1$ .
2. (a)  $G$  est strictement croissante sur  $]0, 1[$ .
- (b)  $G$  est convexe sur  $]0, 1[$ .
- (c)  $G$  est strictement convexe sur  $]0, 1[ \Leftrightarrow p_0 + p_1 < 1$ .

*Démonstration.*

La série entière  $\sum_{k \geq 0} p_k s^k$  ayant un rayon de convergence supérieure ou égale à 1 (car  $\sum_{k \geq 0} p_k = 1$ ), on a que la série  $\sum p_n s^n$  est  $\mathcal{C}^\infty$  sur  $[0, 1[$ .

1. Intéressons nous à la régularité de la série sur  $[0, 1]$ .

$\forall k \in \mathbb{N}, s \mapsto p_k s^k$  est de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $[0, 1]$ , la série  $\sum_{k \geq 0} p_k 1^k$  converge, et la série de fonctions  $\sum_{k \geq 1} k p_k s^{k-1}$

converge normalement (car  $X$  est intégrable) donc uniformément sur  $[0, 1]$ .

Par conséquent, d'après le théorème de dérivation des séries,  $G$  est bien définie et est  $\mathcal{C}^1$  sur  $[0, 1]$ .

2. On a, par théorème de dérivation terme à terme d'une série entière, :

$$\forall s \in [0, 1[, G'(s) = \sum_{k=1}^{\infty} k p_k s^{k-1} \text{ et } G''(s) = \sum_{k=2}^{\infty} k(k-1) p_k s^{k-2}$$

Comme  $p_0 < 1$ , il existe  $k_0 > 0$  tel que  $p_{k_0} > 0$ .

(a) Ainsi :  $\forall s \in ]0, 1[, G'(s) \geq k_0 p_{k_0} s^{k_0-1} > 0$  et  $G$  est strictement croissante sur  $]0, 1[$ .

(b) Aussi :  $\forall s \in ]0, 1[, G''(s) \geq k_0(k_0-1) p_{k_0} s^{k_0-2} \geq 0$  et  $G$  est convexe sur  $]0, 1[$ .

(c) Si  $p_0 + p_1 = 1$ , alors on a  $k_0 = 1$  et  $G$  est affine donc n'est pas strictement convexe sur  $]0, 1[$ .

Si  $p_0 + p_1 < 1$ , alors il existe  $k_1 > 1$  tq  $p_{k_1} > 0$  et  $G'' > 0$  sur  $]0, 1[$  d'où la stricte convexité. □

### Proposition 0.3

Pour  $n \in \mathbb{N}$ , on définit la série génératrice de  $Z_n$  par  $G_n : s \mapsto \mathbb{E}[s^{Z_n}] = \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{P}(Z_n = k) s^k$ .

Comme précédemment, on peut montrer que  $G_n$  est bien définie sur  $[0, 1]$ .

Pour  $n \in \mathbb{N}^*$ , on a  $G_n = \underbrace{G \circ \dots \circ G}_{n \text{ fois}}$  (sur  $[0, 1]$ ).

*Démonstration.*

On procède par récurrence.

Initialisation :  $G_1(s) = \mathbb{E}[s^{Z_1}] = \mathbb{E}[s^{X_{1,0}}] = \mathbb{E}[s^X] = G(s)$

Supposons que  $G_n = G \circ \dots \circ G$ .

$$\begin{aligned}
G_{n+1}(s) &= \mathbb{E}[s^{Z_{n+1}}] = \mathbb{E}\left[s^{\sum_{i=1}^{Z_n} X_{i,n}}\right] \\
&= \mathbb{E}\left[\prod_{i=1}^{Z_n} s^{X_{i,n}}\right] \\
&= \mathbb{E}\left[\sum_{k=0}^{+\infty} \left(\prod_{i=1}^k s^{X_{i,n}} \mathbb{1}_{Z_n=k}\right)\right] \text{ car } Z_n < \infty \text{ ps, } X \text{ étant finie ps} \\
&= \sum_{k=0}^{+\infty} \mathbb{E}\left[\prod_{i=1}^k s^{X_{i,n}} \mathbb{1}_{Z_n=k}\right] \text{ (par Fubini Tonelli, car les termes sont tous positifs)} \\
&= \sum_{k=0}^{+\infty} \mathbb{E}\left[\prod_{i=1}^k s^{X_{i,n}}\right] \mathbb{E}[\mathbb{1}_{Z_n=k}] \text{ (car } Z_n \perp\!\!\!\perp X_{i,n}\text{)} \\
&= \sum_{k=0}^{+\infty} \prod_{i=1}^k \mathbb{E}[s^{X_{i,n}}] \mathbb{P}(Z_n = k) \text{ (car les } X_{i,n} \text{ sont indépendants)} \\
&= \sum_{k=0}^{+\infty} \mathbb{E}[s^X]^k \mathbb{P}(Z_n = k) \text{ (car les } X_{i,n} \text{ ont même loi)} \\
&= \sum_{k=0}^{+\infty} \mathbb{P}(Z_n = k) G(s)^k = G_n(G(s))
\end{aligned}$$

Ce qui achève la récurrence. □

#### Proposition 0.4

La probabilité d'extinction  $\pi_\infty$  est le plus petit point fixe de  $G$  sur l'intervalle  $[0, 1]$ .

*Démonstration.*

La proposition précédente donne :  $\forall n \in \mathbb{N}, \forall s \in [0, 1], G_{n+1}(s) = G(G_n(s))$ .

En évaluant en 0, on obtient la relation :  $\pi_{n+1} = G(\pi_n)$ , puis par continuité de  $G$  sur  $[0, 1]$ , on obtient que  $\pi_\infty$  est un point fixe de  $G$ .

Montrons que c'est le plus petit. Soit  $u \in ]0, 1]$  un point fixe de  $G$ . Par récurrence, montrons que  $\forall n \in \mathbb{N}^*, \pi_n \leq u$ .

• Initialisation : on a  $\pi_1 = G(\pi_0) = G(\mathbb{P}(Z_0 = 0)) = G(0) \leq G(u) = u$ , car  $G$  est croissante.

• Supposons que  $\pi_n \leq u$ . Alors  $\pi_{n+1} = G(\pi_n) \leq G(u) = u$ , par croissance de  $G$ .

Par conséquent,  $\forall n \in \mathbb{N}^*, \pi_n \leq u$ , donc par passage à la limite :  $\pi_\infty \leq u$ . □

#### Théorème 0.5

Si  $m \leq 1$ , alors  $\pi_\infty = 1$ .

Si  $m > 1$ , alors  $\pi_\infty$  est l'unique point fixe de  $G$  sur  $]0, 1[$ .

*Démonstration.*

Puisque  $G(1) = 1$ , le graphe de  $G$  coupe la droite  $y = x$  sur l'intervalle  $[0, 1]$  au moins au point  $(1, 1)$ . On a deux cas :

• Si  $p_0 + p_1 = 1$  (ie  $m = 1$ ) alors  $G$  est une fonction affine et comme  $G(0) = p_0 > 0$ ,  $G$  a un unique point fixe en  $(1, 1)$ .

• Sinon,  $G$  est strictement convexe sur  $]0, 1[$  et il en va de même pour  $x \mapsto G(x) - x$  qui s'annule donc au plus deux fois. <sup>1</sup>

Rappelons que l'on a aussi :  $G(0) = p_0, G'(0) = p_1$  et  $G(1) = 1, G'(1) = \sum_{n=1}^{\infty} np_n = m$ . Etudions la fonction  $x \in [0, 1] \mapsto G(x) - x$ .

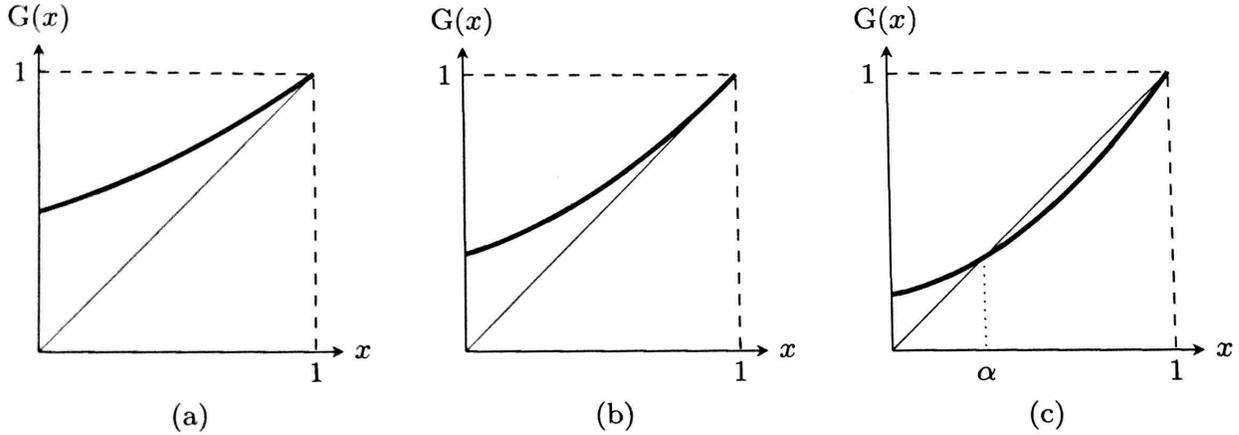


FIGURE 2 – Fonction génératrice de  $X$ , dans le cas : (a)  $m < 1$ , (b)  $m = 1$  et (c)  $m > 1$ .

**Supposons  $m > 1$ .**

Alors  $G' - 1$  est une fonction croissante de  $p_1 - 1 < 0$  (car  $p_1 = 1 \Rightarrow m = 1$  ou bien plus simplement car  $p_0 > 0$ ) à  $m - 1 > 0$ , donc elle s'annule en un point  $\alpha \in ]0, 1[$ .

La fonction  $G - \text{Id}$  est alors décroissante sur  $[0, \alpha]$  puis croissante sur  $[\alpha, 1]$ . Comme  $G(0) - 0 = p_0 > 0$  et  $G(1) - 1 = 0$ , il existe un point dans l'intervalle  $]0, \alpha]$  où  $G - \text{Id}$  s'annule.

$\pi_\infty$  est donc l'unique point fixe de  $G$  sur l'intervalle  $]0, 1[$  (car  $G$  en a au plus 2).

**Supposons  $m \leq 1$ .**

Alors  $G' - 1$  est une fonction croissante sur  $[0, 1]$ , négative ou nulle en 1; donc négative sur  $[0, 1]$ .

Donc  $G - \text{Id}$  est décroissante sur  $[0, 1]$ , et s'annule en 1. Comme cette fonction admet au plus 2 annulations, elle ne s'annule qu'en 1 (car sinon elle s'annulerait sur un intervalle non-réduit à un singleton).

Par conséquent,  $\pi_\infty = 1$ .

□

**Remarque :**

Supposons que l'équation  $G(x) = x$  admette une solution  $0 < p < 1$ . On a alors  $p = \pi_\infty$  par la proposition précédente. De plus, puisque  $G(p) - p = 0$  et  $G(1) - 1 = 0$ , le théorème de Rolle appliqué à  $x \mapsto G(x) - x$  montre qu'il existe  $z \in ]p, 1[$  tel que  $G'(z) = 1$ . Comme  $G$  est strictement convexe on a nécessairement  $m = G'(1) > 1$ .

1. En effet, si cette fonction s'annule en trois points distincts, par le théorème de Rolle, sa dérivée s'annulera en deux points distincts,  $a < b$ . Mais  $x \mapsto G(x) - x$  est convexe, donc sa dérivée est croissante, donc nulle sur  $[a, b]$ . Cela implique que  $G' - 1$  n'est pas strictement croissante, et donc que  $x \mapsto G(x) - x$  n'est pas strictement convexe. Attention à ne pas dire que "strictement convexe" équivaut à "dérivée seconde strictement positive" pour les fonctions deux fois dérivables (on pourra penser par exemple à la fonction  $x \mapsto x^4$ ).

### Remarque 0.6

On donne ici une première idée de l'évolution de la taille de la population, *i.e.* de la suite  $Z_n$ .

On a  $\mathbb{E}[Z_n] = m^n$ .

On va raisonner par récurrence.

- $Z_0 = 1$  donc  $\mathbb{E}[Z_0] = 1 = m^0$ .
- Pour  $n \in \mathbb{N}$ , supposons que  $\mathbb{E}[Z_n] = m^n$ .

#### Méthode 1 :

On peut dériver  $G_n$  (comme pour  $G$ ), et on a, pour  $s \in [0, 1]$ ,

$$G'_{n+1}(s) = G'(s)(G'_n \circ G(s))$$

Donc en 1 :

$$G'_{n+1}(1) = \mathbb{E}[X](G'_n(G(1))) = mG'_n(1) = m^{n+1}$$

#### Méthode 2 :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[Z_{n+1}] &= \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^{Z_n} X_{i,n}\right] = \mathbb{E}\left[\mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^{Z_n} X_{i,n} \middle| Z_n\right]\right] = \mathbb{E}\left[\mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^{\infty} \mathbf{1}_{i \leq Z_n} X_{i,n} \middle| Z_n\right]\right] \\ &= \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^{\infty} \mathbf{1}_{i \leq Z_n} \mathbb{E}[X_{i,n} | Z_n]\right] \text{ (FT car } \geq 0 \text{ ps } \oplus \mathbf{1}_{i \leq Z_n} \text{ } Z_n\text{-mesurable)} \\ &= \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^{Z_n} \mathbb{E}[X_{i,n}]\right] \text{ (} X_{i,n} \perp\!\!\!\perp Z_n \text{)} \\ &= \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^{Z_n} m\right] = m\mathbb{E}[Z_n] = m^{n+1}\end{aligned}$$

Ce qui conclut la récurrence.

### Remarque 0.7

En fait, la suite  $(Z_n)_n$  est une chaîne de Markov issue de 1, dont l'espace d'états est dénombrable. L'état 0 est absorbant. La chaîne est transiente. La question est ici de savoir si elle "sort" de  $\mathbb{N}$  par 0 ou par l'infini.