

# Seminari 1

## Processos de Ramificació

Víctor Ballester Ribó  
NIU: 1570866

Processos estocàstic  
Grau en Matemàtiques  
Universitat Autònoma de Barcelona  
Març de 2023

**Exercici 1.** Demostreu que si  $(X_n)$  és un procés de Galton-Watson i  $\mathbb{E}(Z_n^{(k)}) \leq 1$  aleshores tenim que  $X_n \rightarrow 0$  quasi segurament.

*Resolució 1.* Tenim que, com que  $\mathbb{E}(Z_n^{(k)}) \leq 1$ , la probabilitat d'extinció és 1. Per tant,  $\mathbb{P}(\text{extinció}) = \mathbb{P}(\exists k \in \mathbb{N} \cup \{0\} : X_n = 0 \ \forall n \geq k) = 1$  i tenim les següents implicacions:

$$\mathbb{P}(\exists k \in \mathbb{N} \cup \{0\} : X_n = 0 \ \forall n \geq k) = 1 \implies \mathbb{P}(\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = 0) = 1 \implies X_n \xrightarrow{\text{a.e.}} 0$$

on en la primera implicació hem utilitzat que les variables  $X_n$  prenen valors en un conjunt discret, i per tant, la successió (el límit de la qual existeix per Galton-Watson) ha de ser constant a partir d'un punt i viceversa.

**Exercici 2.** Denotem  $m := \mathbb{E}(Z_{n+1}^{(k)})$  que suposem finita. Demostreu que:

$$\mathbb{E}(X_n) = m^n$$

*Deduïu el comportament límit del nombre mitjà d'individus. Observeu que, en particular, en el cas  $m = 1$  tenim que  $\mathbb{E}(X_n) = 1 \ \forall n \in \mathbb{N} \cup \{0\}$  i en canvi  $X_n \rightarrow 0$  quasi segurament.*

*Resolució 2.* Per hipòtesi totes les  $Z_n^{(k)}$  tenen la mateixa distribució, que li direm  $Z$ . Llavors, pel teorema de Wald, tenim que  $\forall n \in \mathbb{N}$ :

$$\mathbb{E}(X_n) = \mathbb{E}\left(\sum_{k=1}^{X_{n-1}} Z_n^{(k)}\right) = \mathbb{E}(X_{n-1})\mathbb{E}(Z) = m\mathbb{E}(X_{n-1})$$

Expandint aquesta recurrència i utilitzant que  $\mathbb{E}(X_0) = 1$  ja que  $X_0(\omega) = 1 \ \forall \omega \in \Omega$  deduïm que:

$$\mathbb{E}(X_n) = m\mathbb{E}(X_{n-1}) = m^2\mathbb{E}(X_{n-2}) = \dots = m^n\mathbb{E}(X_0) = m^n$$

**Exercici 3.** Calculeu el nombre esperat del total de descendents d'un individu.

*Resolució 3.* Com que les generacions són independents, podem calcular el nombre esperat de descendents des del primer individu. Tenim que cal calcular el valor de

$$\mathbb{E}\left(\sum_{n=1}^{\infty} X_n\right)$$

Com que les variables  $X_n$  són positives:

$$\mathbb{E}\left(\sum_{n=1}^{\infty} X_n\right) = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{E}(X_n) = \sum_{n=1}^{\infty} m^n = \begin{cases} \frac{m}{1-m} & \text{si } m < 1 \\ \infty & \text{si } m \geq 1 \end{cases}$$

**Exercici 4.** Supposem ara que les variables aleatòries  $Z_n^{(k)}$  tenen moment de segon ordre finit i sigui  $\sigma^2 = \text{Var}(Z_n^{(k)})$ . Proveu que:

$$\text{Var}(X_n) = \begin{cases} \sigma^2 n & \text{si } m = 1 \\ \sigma^2 m^{n-1} \left(\frac{1-m^n}{1-m}\right) & \text{si } m \neq 1 \end{cases}$$

*Resolució 4.* Em de fer servir la fórmula per la variància vista a la llista de problemes quan les sumes són aleatòries. Tenim que  $\forall n \in \mathbb{N}$ :

$$\text{Var}(X_n) = \mathbb{E} \left( \sum_{k=1}^{X_{n-1}} Z_n^{(k)} \right) = \mathbb{E}(X_{n-1})\text{Var}(Z) + \mathbb{E}(Z)^2\text{Var}(X_{n-1}) = m^{n-1}\sigma^2 + m^2\text{Var}(X_{n-1})$$

Continuant la recurrència, tenim que:

$$\text{Var}(X_n) = m^{n-1}\sigma^2 + m^2\text{Var}(X_{n-1}) = \dots = m^{n-1}\sigma^2(1 + m + \dots + m^{n-1}) + m^{2n}\text{Var}(X_0)$$

Com que  $\text{Var}(X_0) = 0$ , tenim que:

$$\text{Var}(X_n) = \begin{cases} \sigma^2 n & \text{si } m = 1 \\ \sigma^2 m^{n-1} \frac{m^n - 1}{m - 1} & \text{si } m \neq 1 \end{cases}$$

**Exercici 5.** Se suposa que el nombre mitjà d'immigrants que arriben en cada generació és constant, és a dir  $\mathbb{E}(Y_n) = \lambda \forall n \in \mathbb{N}$  i per un cert  $\lambda > 0$ . Aleshores:

$$\mathbb{E}(X_n) = \begin{cases} 1 + \lambda n & \text{si } m = 1 \\ m^n + \lambda \frac{1 - m^n}{1 - m} & \text{si } m \neq 1 \end{cases}$$

*Resolució 5.* Tenim ara que  $X_n = \sum_{k=1}^{X_{n-1}} Z_n^{(k)} + Y_{n+1}$ . Per tant, usant el teorema de Wald:

$$\mathbb{E}(X_n) = \mathbb{E}(X_{n-1})\mathbb{E}(Z) + \mathbb{E}(Y_{n+1}) = m\mathbb{E}(X_{n-1}) + \lambda$$

Continuant amb la recurrència tenim que:

$$\mathbb{E}(X_n) = \lambda(1 + m + \dots + m^{n-1}) + m^n\mathbb{E}(X_0) = \lambda(1 + m + \dots + m^{n-1}) + m^n = \begin{cases} 1 + \lambda n & \text{si } m = 1 \\ m^n + \lambda \frac{1 - m^n}{1 - m} & \text{si } m \neq 1 \end{cases}$$

**Exercici 6.** Supposem que les  $Y_n$  són variables aleatòries independents amb la mateixa distribució i que  $\mathbb{P}(Y_n \geq 1) > 0$ . Aleshores la probabilitat d'extinció definitiva és 0.

*Resolució 6.* Volem calcular

$$\mathbb{P}(\text{extinció}) = \mathbb{P}(\exists k \in \mathbb{N} \cup \{0\} : X_n = 0 \forall n \geq k) \leq \mathbb{P}(\exists k \in \mathbb{N} \cup \{0\} : Y_n = 0 \forall n \geq k)$$

ja que tenim la inclusió de conjunts  $\{\exists k \in \mathbb{N} \cup \{0\} : X_n = 0 \forall n \geq k\} \subseteq \{\exists k \in \mathbb{N} \cup \{0\} : Y_n = 0 \forall n \geq k\}$ . Ara bé:

$$\mathbb{P}(\exists k \in \mathbb{N} \cup \{0\} : Y_n = 0 \forall n \geq k) = \mathbb{P} \left( \bigcup_{k=1}^{\infty} \bigcap_{n=k}^{\infty} \{Y_n = 0\} \right) \leq \sum_{k=1}^{\infty} \mathbb{P} \left( \bigcap_{n=k}^{\infty} \{Y_n = 0\} \right)$$

Veurem que totes les probabilitats  $\mathbb{P}(\bigcap_{n=k}^{\infty} \{Y_n = 0\})$  són 0. Sigui  $A_N := \bigcap_{n=N}^{\infty} \{Y_n = 0\}$ . Observem que  $A_{N+1} \subseteq A_N \forall N \geq k$ . Per tant, pel lema de les interseccions decreixents, tenim que:

$$\mathbb{P} \left( \bigcap_{n=k}^{\infty} \{Y_n = 0\} \right) = \mathbb{P}(\lim_{N \rightarrow \infty} A_N) = \lim_{N \rightarrow \infty} \mathbb{P}(A_N)$$

Ara bé, com que les variables  $Y_n$  són i.i.d., tenim que:

$$\mathbb{P}(A_N) = \mathbb{P} \left( \bigcap_{n=N}^{\infty} \{Y_n = 0\} \right) = \mathbb{P}(Y_1 = 0)^{N-k+1}$$

que és estrictament menor que 1 per hipòtesi. Per tant,  $\lim_{N \rightarrow \infty} \mathbb{P}(A_N) = 0$  i refent els càlculs deduïm que  $\mathbb{P}(\text{extinció}) = 0$ .