Module 1: Variables aléatoires

Modèles stochastiques pour les communications

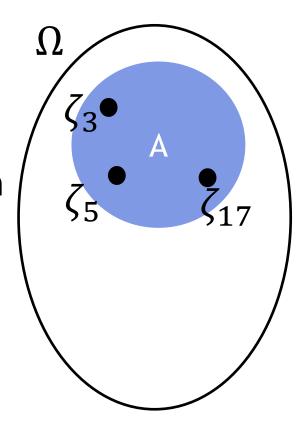
Prof. Matthias Grossglauser Prof. Patrick Thiran

LCA-I&C



Les axiomes de probabilité

- ζ_i : résultat d'une expérience
- $A = \{\zeta_3, \zeta_5, \zeta_{17}\}$: évènement
- $\Omega = \{\text{tous les } \zeta_i\}$: évènement certain
- Ø = {}: évènement impossible
- Probabilité:
 - P(A): probabilité de l'évènement A
 - $P(A) \geq 0$
 - $P(\Omega) = 1$
 - Si $A \cap B = \emptyset$, alors $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$
 - Si $A_1, A_2, ...$ tel que $A_i \cap A_j = \emptyset$, alors $P(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$

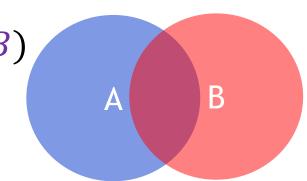


Corollaires

- $P(\bar{A}) = 1 P(A)$
 - Dém:
 - $\Omega = A \cup \overline{A} \Rightarrow P(A \cup \overline{A}) = P(\Omega) = 1$
 - $A \cap \bar{A} = \emptyset \Rightarrow P(A \cup \bar{A}) = P(A) + P(\bar{A})$
- $P(A) \le 1$
- $P(\emptyset) = 0$
- $P(A \cup B) = P(A) + P(B) P(A \cap B)$
- Si $A \subseteq B \implies P(A) \le P(B)$

Dém: $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$

- $A \cup B = (A \cap \overline{B}) \cup (\overline{A} \cap B) \cup (A \cap B)$
- $A = (A \cap \overline{B}) \cup (A \cap B)$
- $\bullet B = (\overline{A} \cap B) \cup (A \cap B)$
- $\Rightarrow P(A) = P(A \cap \overline{B}) + P(A \cap B)$
- $\Rightarrow P(B) = P(\overline{A} \cap B) + P(A \cap B)$
- $P(A \cup B) = (P(A) P(A \cap B)) + (P(B) P(A \cap B)) + P(A \cap B)$ $= P(A) + P(B) P(A \cap B)$



Probabilité conditionnelle

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

- Propriétés importantes:
 - Théorème des probabilités totales:
 - Si $\{A_1,\dots,A_n\}$ est une partition de Ω , càd, $A_1\cup A_2\cup\dots\cup A_n=\Omega$, $A_i\cap A_j=\emptyset$

alors

$$P(B) = P(B \cap \Omega) = P(B \cap (A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n)) =$$

$$= P((B \cap A_1) \cup (B \cap A_2) \cup \dots \cup (B \cap A_n)) =$$

$$= P(B \cap A_1) + P(B \cap A_2) + \dots + P(B \cap A_n) =$$

$$= \sum_{i=1}^{n} P(B|A_i)P(A_i)$$

Probabilité conditionnelle

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

- Propriétés importantes:
 - Règle de Bayes:
 - Soit $\{A_1, \dots, A_n\}$ une partition de Ω

$$P(A_i|B) = \frac{P(B|A_i)P(A_i)}{\sum_j P(B|A_j)P(A_j)}$$

- Dém:
 - $P(A_i \cap B) = P(A_i|B)P(B) = P(B|A_i)P(A_i)$
 - $P(B) = \sum_{i=1}^{n} P(B|A_i)P(A_i)$ (prob. totales)

Indépendance

A et B sont indépendants si

$$P(A \cap B) = P(A)P(B)$$

- $\rightarrow P(A|B) = P(A)$
- $\rightarrow P(B|A) = P(B)$

(A, B, C) sont indépendants si

$$P(A \cap B) = P(A)P(B)$$

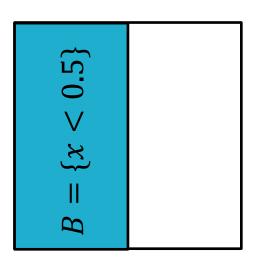
$$P(A \cap C) = P(A)P(C)$$

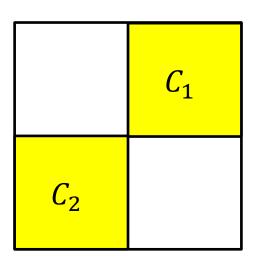
$$P(B \cap C) = P(B)P(C)$$

$$P(A \cap B \cap C) = P(A)P(B)P(C)$$

Indépendance de trois variables

$$A = \{y > 0.5\}$$





•
$$P(A \cap B) = \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = P(A)P(B)$$

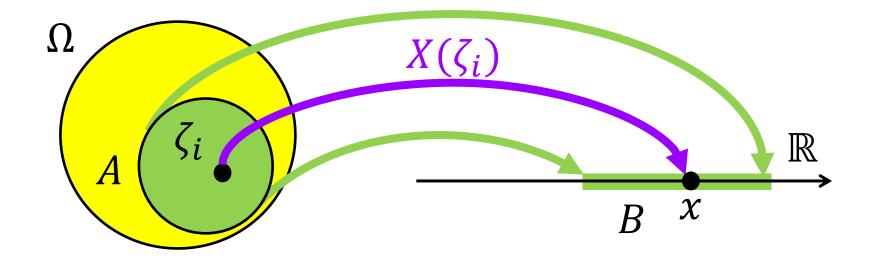
$$P(A \cap C) = \frac{1}{4} = P(A)P(C)$$

$$P(B \cap C) = \frac{1}{4} = P(B)P(C)$$

Mais:

$$P(A \cap B \cap C) = P(\emptyset) \neq \frac{1}{8} = P(A)P(B)P(C)$$

Variable aléatoire



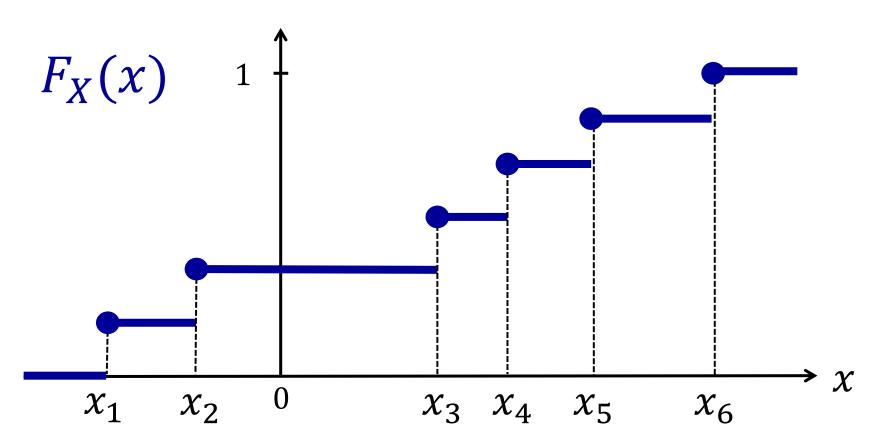
- $B = \{X(\zeta): \zeta \in A\}$
- $A = \{\zeta : X(\zeta) \in B\}$
- P(A) = P(B)
- $S_X = \{X(\zeta) : \zeta \in \Omega\}$

Fonction de répartition

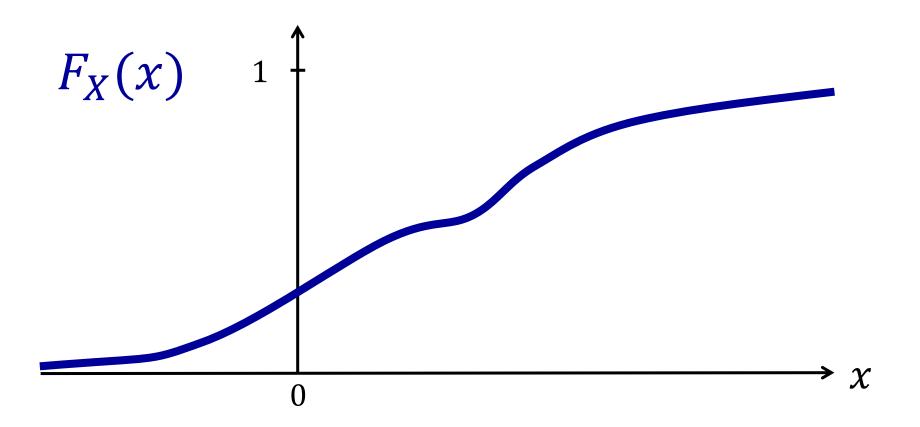
- (Cumulative distribution function, CDF)
- $F_X(x) = P(X \le x)$ = P(A) pour $A = \{\zeta \in \Omega : X(\zeta) \le x\}$
- Propriétés:
 - $0 \le F_X(x) \le 1$
 - $-\lim_{x\to-\infty}F_X(x)=0, \lim_{x\to+\infty}F_X(x)=1$
 - $a < b \Rightarrow F_X(a) \le F_X(b)$
 - $P(a < X \le b) = F_X(b) F_X(a)$
 - $F_X(x)$ est continue à droite, càd

$$F_X(x) = \lim_{\epsilon \to 0} F_X(x + \epsilon) = F_X(x^+)$$

- Si X prend un nombre dénombrable de valeurs $\{x_1, x_2, x_3, ...\} = S_X$
- $P(X = x_i) = F_X(x_i) F_X(x_i^-) = p_i$

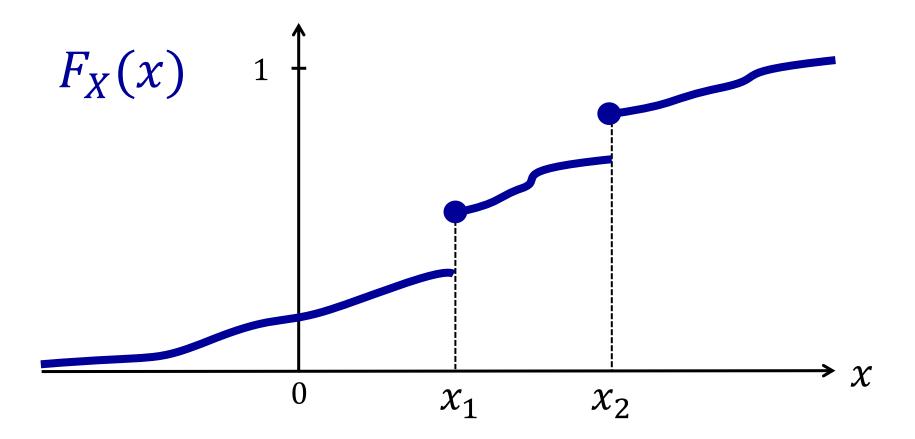


- $F_X(x)$ continue, X prend un nombre infini de valeurs
- P(X = x) = 0



Variable aléatoire mixte

• X prend un nombre infini de valeurs, mais $F_X(x)$ n'est pas continue



Densité de probabilité

$$f_X(x) = \frac{dF_X(x)}{dx}$$

- V.a. discrète $(p_i = P(X = x_i))$
 - $f_X(x) = \sum_i p_i \delta(x x_i)$
 - Propriétés:
 - $p_i \geq 0$
 - $\sum p_i = 1$
 - $P(X \le a) = F_X(a) = \sum_{x_i \le a} p_i$
 - $P(X = x_i) = F(x_i) F_X(x_i^-)$

Densité de probabilité

$$f_X(x) = \frac{dF_X(x)}{dx}$$

- V.a. continue
 - Propriétés:

•
$$f_X(x) \geq 0$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = 1$$

$$P(X \le a) = F_X(a) = \int_{-\infty}^a f_X(x) dx$$

$$P(a \le X \le b) = \int_a^b f_X(x)$$

Fonction d'une variable aléatoire

$$Y = g(X)$$

- Exemple: $q(X) = X^2$
- $F_Y(y) = P(Y \le y)$ $=P(X^2 \leq v)$

$$= P(Y \le y)$$

$$= P(X^{2} \le y) \qquad -\sqrt{y}$$

$$= P(-\sqrt{y} \le X \le \sqrt{y}) \ (y \ge 0)$$

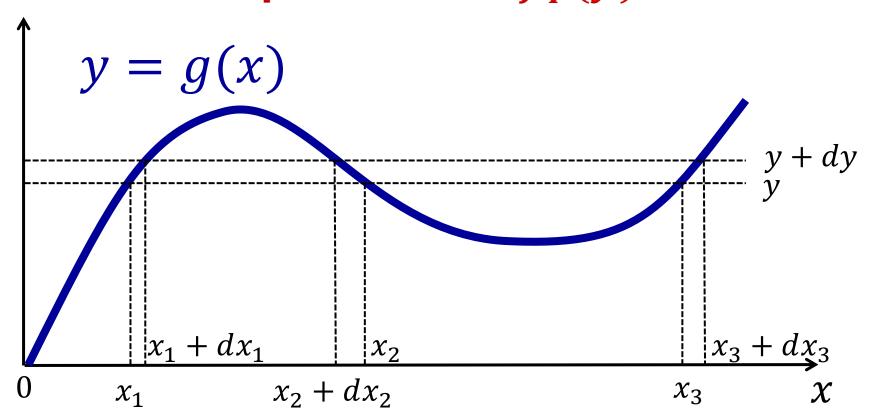
$$= \begin{cases} F_{X}(\sqrt{y}) - F_{X}(-\sqrt{y}) & \text{si } y > 0 \\ 0 & \text{si } y \le 0 \end{cases}$$

$$f_{Y}(y) = \frac{dF_{Y}(y)}{dy}$$

$$= \left(\frac{1}{2\sqrt{y}}\right) \frac{dF_{X}(\sqrt{y})}{d(\sqrt{y})} - \left(\frac{-1}{2\sqrt{y}}\right) \frac{dF_{X}(-\sqrt{y})}{d(-\sqrt{y})}$$

$$= \frac{f_{X}(\sqrt{y})}{2\sqrt{y}} + \frac{f_{X}(-\sqrt{y})}{2\sqrt{y}}, \text{ si } y > 0$$

Densité de probabilité $f_{\gamma}(y)$



$$A = \{y < Y < y + dy\}$$

$$A = \{x_1 < X < x_1 + dx_1\} \cup \{x_2 + dx_2 < X < x_2\} \cup \{x_3 < X < x_3 + dx_3\}$$

Densité de probabilité $f_Y(y)$

$$\begin{cases}
P(A) \cong & f_Y(y)|dy| \\
P(A) \cong & f_X(x_1)|dx_1| + f_X(x_2)|dx_2| + f_X(x_3)|dx_3|
\end{cases}$$

$$\Rightarrow f_Y(y) = \sum_i f_X(x_i) \left| \frac{dx_i}{dy} \right| = \sum_i \frac{f_X(x_i)}{|g'(x_i)|}$$

- En résumé:
 - $\{x_i\}$ sont les racines de $g(x_i) = y$

$$f_Y(y) = \sum_i \frac{f_X(x_i)}{|g_I(x_i)|}$$

Moyenne et variance d'une v.a.

Espérance (mathématique) ou moyenne:

•
$$\mu_X = E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$$

• Cas discret: $P(X = x_i) = p_i$ $E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x(\sum_i p_i \delta(x - x_i)) dx$ $= \sum_i p_i \int_{-\infty}^{\infty} x \delta(x - x_i) dx = \sum_i p_i x_i$

Variance:

•
$$\sigma_X^2 = E[(X - \mu_X)^2] = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)^2 f(x) dx$$

Cas discret:

$$E[(X - \mu_X)^2] = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)^2 (\sum_i p_i \delta(x - x_i)) dx$$

= $\sum_i p_i \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)^2 \delta(x - x_i) dx$
= $\sum_i p_i (x_i - \mu_X)^2$

• Ecart-type: $\sigma_{\!X}$

Espérance d'une fonction d'une v.a.

- $E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_X(x) dx$
- Exemple:
 - $g(X) = a_0 + a_1X + a_2X^2 + \dots + a_nX^n$
 - $E[g(X)] = a_0 + a_1 E[X] + a_2 E[X^2] + \dots + a_n E[X^n]$
- Moment d'ordre n: $E[X^n] = \int_{-\infty}^{\infty} x^n f_X(x) dx$
 - Moyenne: $\mu_X = E[X]$
 - Variance: $\sigma_X^2 = E[(X \mu_X)^2] = E[X^2 2\mu_X X + \mu_X^2]$ = $E[X^2] - 2\mu_X E[X] + \mu_X^2$ = $E[X^2] - (E[X])^2$

Transformées

- Fonction caractéristique (characteristic function):
 - $\Phi_X(\omega) = E[e^{j\omega X}] = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) e^{j\omega x} dx$
 - Propriétés:
 - $f_X(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \Phi_X(\omega) e^{-j\omega x} d\omega$
 - $E[X^k] = j^{-k} \left[\frac{d^k \Phi_X(\omega)}{d\omega^k} \right]_{\omega=0}$
 - $|\Phi_X(\omega)| \le \Phi_X(0) = 1$
- Fonction génératrice de moment (momentgenerating function):
 - $\Phi_X(s) = E[e^{sX}] = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) e^{sX} dx$
 - Propriété:
 - $\widehat{\Phi}_X(s=j\omega) = \Phi_X(\omega)$

Transformées

Fonction génératrice de cumulant

$$\Psi_X(\omega) = \ln \Phi_X(\omega)$$

Propriété:

$$\Psi_X(\omega) = \sum_{i=1}^{\infty} K_i \frac{(j\omega)^i}{i!}$$

- *K_i*: cumulants
- $E[X] = K_1$
- $E[X^2] = K_2 + K_1^2$
- $E[X^3] = K_3 + 3K_2K_1 + K_1^3$

. . .

Fonction génératrice de probabilité

- S'applique aux v.a. discrètes et qui prennent des valeurs uniformément espacées
 - Exemple: $S_X = \mathbb{N} = \{0,1,2,3,...\}$
- $G_X(z) = \sum_{i=0}^{\infty} z^i P(X=i) = \sum_{i=0}^{\infty} z^i p_i = E[z^X]$
- Propriétés:

•
$$P(X = k) = p_k = \frac{1}{k!} \left[\frac{d^k G_X(z)}{dz^k} \right]_{z=0}$$

•
$$E[X(X-1)(X-2)...(X-n+1)] = \left[\frac{d^n G_X(z)}{dz^n}\right]_{z=1}$$

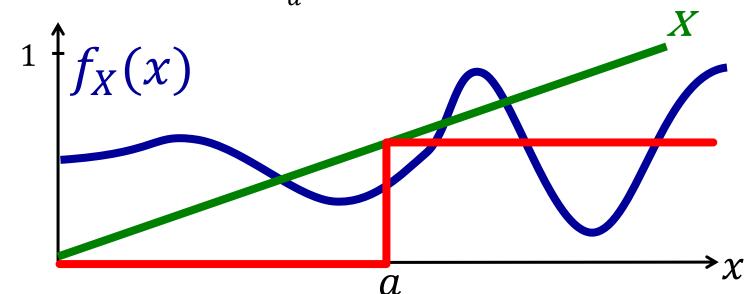
•
$$\mu_X = E[X] = \left[\frac{dG_X(z)}{dz}\right]_{z=1}$$

•
$$\sigma_X^2 = E[X^2] - E[X]^2$$

$$= \left[\frac{d^2 G_X(z)}{dz^2}\right]_{z=1} + \left[\frac{d G_X(z)}{dz}\right]_{z=1} - \left[\frac{d G_X(z)}{dz}\right]_{z=1}^z$$

Inégalités

- Inégalité de Markov:
 - $P(X \ge a) \le \frac{E[X]}{a}, X \ge 0$
 - Dém:
 - E[X] = $\int_0^a x f_X(x) dx + \int_a^\infty x f_X(x) dx$ $\geq \int_a^\infty x f_X(x) dx \geq \int_a^\infty a f_X(x) dx$ = $a \int_a^\infty f_X(x) dx = a P(X \geq a)$





Inégalités

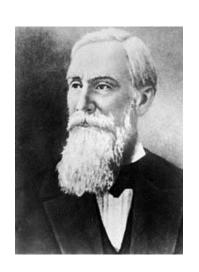
Inégalité de Tchebychev (Chebyshev):

$$P(|X - \mu_X| \ge a) \le \frac{\sigma_X^2}{a^2}$$



- Soit $Y^2 = (X \mu_X)^2$
- $P(Y^2 \ge a^2) = P(|X \mu_X| \ge a)$

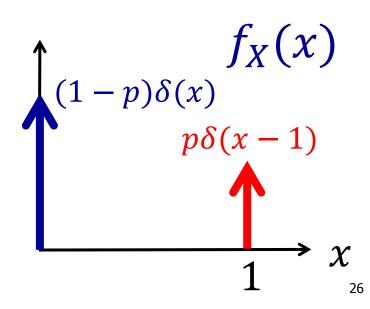
• Inégalité de Markov:
$$P(Y^2 \ge a^2) \le \frac{E[Y^2]}{a^2} = \frac{E[(X - \mu_X)^2]}{a^2} = \frac{\sigma_X^2}{a^2}$$



- Bernoulli («coin flip»)
 - Fonction indicatrice d'un évènement *A*:

$$1_{\{\zeta \in A\}} = I_A(\zeta) = \begin{cases} 0, & \text{si } \zeta \notin A \\ 1, & \text{si } \zeta \in A \end{cases}$$

- $X = I_A$ est une v.a. dont $S_X = \{0,1\}$ et caractérisée par un paramètre p
- $\begin{cases}
 P(X = 0) = 1 p \\
 P(X = 1) = p
 \end{cases}$
- $\mu_X = E[X] = 0(1-p) + 1 \cdot p = p$
- $\sigma_X^2 = E[X^2] E[X]^2$ = $(0^2(1-p) + 1^2p) - p^2$ = $p - p^2 = p(1-p)$
- $G_X(z) = (1-p) + pz$



- Binomiale (n, p)
 - On répète une expérience de Bernoulli n fois indépendamment.
 - X est la v.a. comptant le nombre des succès obtenus:

$$X = I_1 + I_2 + \dots + I_n$$

- $S_X = \{0,1,2,...,n\}$
- $P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 p)^{n-k}$, où $\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$
- $\mu_X = E[X] = \sum_{k=0}^n k \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k} = np$
- $\sigma_X^2 = E[X^2] E[X]^2 = np(1-p)$
- $G_X(z) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} z^k$

$$= \sum_{k=0}^{n} {n \choose k} (pz)^k (1-p)^{n-k} = (pz + (1-p))^n$$

- Géométrique (p):
 - On compte le nombre d'essais de Bernoulli nécessaires pour obtenir un succès (essais indépendants)
- Version 1: X=nombre d'échecs avant le 1^{er} succès
 - $S_X = \{0,1,2,...\}$
 - $P(X = k) = p(1 p)^k$
 - $E[X] = \frac{1-p}{p}, \quad \sigma_X^2 = \frac{1-p}{p^2}$
 - $G_X(z) = \sum_{k=0}^{\infty} p(1-p)^k z^k = p \sum_{k=0}^{\infty} ((1-p)z)^k = \frac{p}{1-(1-p)z}$
- Version 2: X'=nombre d'essais avant le 1^{er} succès
 - $S_X = \{1,2,3,...\}$
 - $P(X = k) = p(1-p)^{k-1}$
 - $E[X] = \frac{1}{p}$, $\sigma_X^2 = \frac{1-p}{p^2}$, $G_{X'}(z) = \frac{pz}{1-(1-p)z}$

- Poisson (μ):
 - X est une v.a. comptant le nombre d'arrivées de clients dans un processus de Poisson pendant une unité de temps μ
 - $S_X = \{0,1,2,...\} = \mathbb{N}$
 - $P(X = k) = \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu}$
 - $\mu_X = E[X] = \mu$
 - $\sigma_X^2 = \mu$
 - $G_X(z) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu} z^k = e^{-\mu} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\mu z)^k}{k!} = e^{-\mu} e^{\mu z} = e^{\mu(z-1)}$

Propriété: Binomiale vs Poisson

- Soit X une binomiale (n, p):
 - $P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$
- Pour $np = \mu$ constant et $n \to \infty$:

$$p_k \to \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu}$$

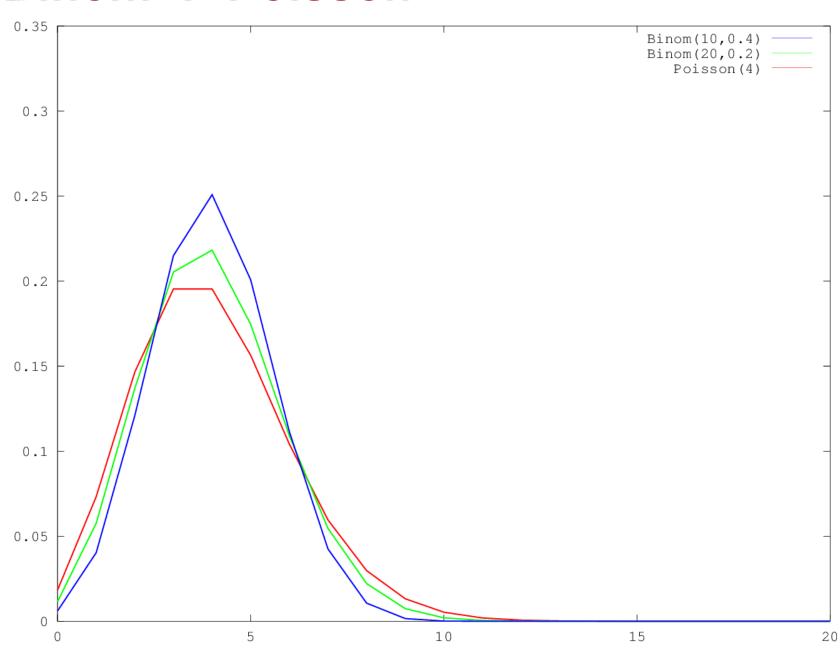
Dém:

•
$$p_0 = \binom{n}{0} p^0 (1-p)^n = (1-p)^n = \left(1 - \frac{\mu}{n}\right)^n \to e^{-\mu}$$

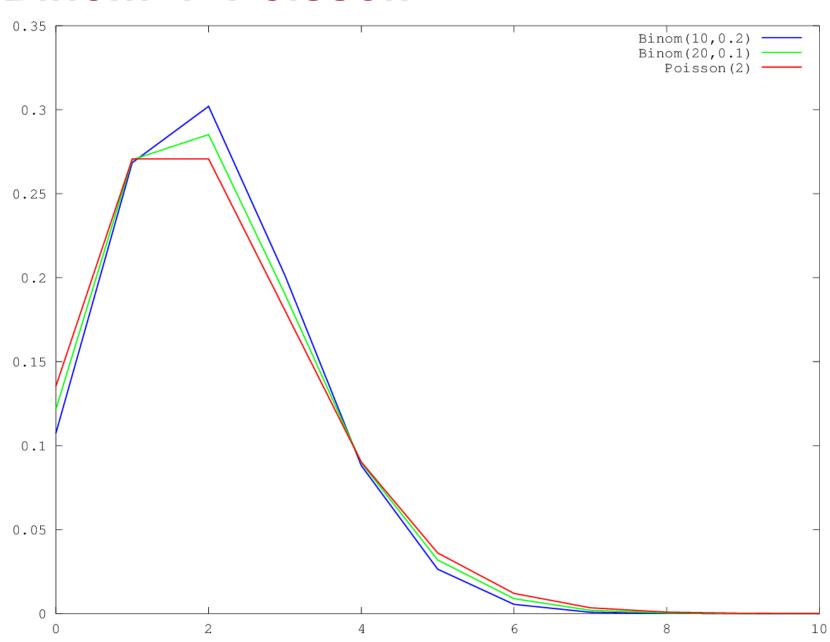
$$\frac{p_{k+1}}{p_k} = \frac{\binom{n}{k+1}p^{k+1}(1-p)^{n-k-1}}{\binom{n}{k}p^k(1-p)^{n-k}} = \frac{(1-\frac{k}{n})\mu}{(k+1)(1-\frac{\mu}{n})} \to \frac{\mu}{k+1}$$

$$p_{k+1} = \frac{\mu}{k+1} p_k = \frac{\mu}{k+1} \frac{\mu}{k} p_{k-1} = \dots = \frac{\mu^{k+1}}{(k+1)!} p_0 \to \frac{\mu^{k+1}}{(k+1)!} e^{-\mu}$$

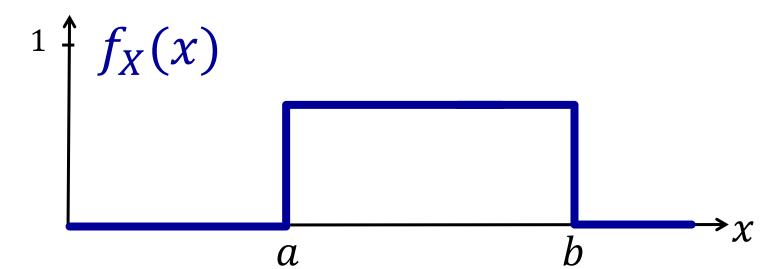
Binom → Poisson



Binom → Poisson



- Uniforme (a, b):
 - $S_X = [a, b]$
 - $f_X(x) = \frac{1}{b-a}$, $a \le x \le b$
 - $\mu_X = \frac{a+b}{2}$
 - $\sigma_X^2 = \frac{(b-a)^2}{12}$
 - $\Phi_X(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) e^{j\omega x} dx = \frac{1}{b-a} \frac{e^{j\omega b} e^{j\omega a}}{j\omega}$



- Gaussienne $N(\mu, \sigma^2)$
 - $S_X = \mathbb{R}$
 - $f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$
 - $F_X(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{-(x-\mu)/\sigma} e^{-t^2/2} dt$
 - $\mu_X = \mu$
 - $\sigma_X^2 = \sigma^2$
 - $\Phi_X(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) e^{j\omega x} dx = e^{j\mu\omega \frac{\sigma^2\omega^2}{2}}$
- V.a. normale
 - = gaussienne normalisée N(0,1)

- Exponentielle (λ)
 - Mesure le temps entre deux arrivées successives de clients dans un processus poissonien
 - $S_X = [0, \infty)$
 - $f_X(x) = \lambda e^{-\lambda x}$
 - $F_X(x) = 1 e^{-\lambda x}$
 - $\mu_X = \lambda^{-1}$
 - $\sigma_X^2 = \lambda^{-2}$

•
$$\Phi_X(\omega) = \int_0^\infty \lambda e^{-\lambda x} e^{j\omega x} dx = \lambda \int_0^\infty e^{(j\omega - \lambda)x} dx =$$

$$= \frac{\lambda}{j\omega - \lambda} \left[e^{(j\omega - \lambda)x} \right]_0^\infty = \frac{\lambda}{\lambda - j\omega}$$

Propriété: v.a. exponentielle est sans mémoire

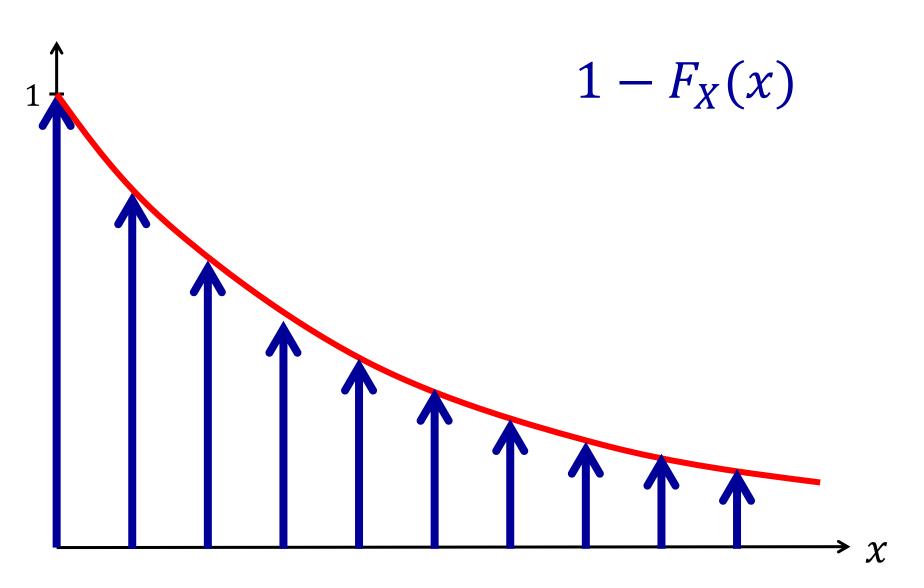
•
$$P(X > t + T | X > T) =$$

$$= \frac{P(X>t+T,X>T)}{P(X>T)} =$$

$$= \frac{P(X>t+T)}{P(X>T)}$$

$$= \frac{e^{-\lambda(t+T)}}{e^{-\lambda T}} = e^{-\lambda t} = P(X > t)$$

Géométrique vs exponentielle



- V.a. Gamma (λ, α) :
 - λ : «rate» ou «inverse scale», α : «shape»
 - $S_X = (0, \infty)$
 - $f_X(x) = \frac{\lambda(\lambda x)^{\alpha 1} e^{-\lambda x}}{\Gamma(\alpha)}, \quad \alpha > 0, \gamma > 0$
 - $\mu_X = \alpha/\lambda$
 - $\sigma_X^2 = \alpha/\lambda^2$
 - $\Phi_X(\omega) = \frac{1}{\left(1 \frac{j\omega}{\lambda}\right)^{\alpha}}$
- Fonction $\Gamma(.)$:
 - $\Gamma(\mathbf{u}) = \int_0^\infty x^{u-1} e^{-x} dx$; $\Gamma\left(\frac{1}{2}\right) = \sqrt{\pi}$
 - Généralisation du factoriel: $\Gamma(u+1) = u\Gamma(u)$ $\Rightarrow \Gamma(u+1) = u!$

- Propriétés de la v.a. Gamma:
 - Gamma $(\lambda, m) \rightarrow \text{Erlang } (\lambda, m)$
 - Gamma $\left(\frac{1}{2}, \frac{\nu}{2}\right) \rightarrow X^2(\nu)$ (Chi-carré)
 - $\lambda = \frac{1}{2}$
 - $\alpha = \frac{\nu}{2}$, ν est le # de degrés de liberté
 - $X \sim N(0,1), Y = X^2 \sim X^2(1)$
 - Dém:

•
$$f_Y(y) = \frac{f_X(\sqrt{y})}{2\sqrt{y}} + \frac{f_X(-\sqrt{y})}{2\sqrt{y}}$$

$$= \frac{1}{2\sqrt{2\pi}\sqrt{y}} \left[e^{-\frac{y}{2}} + e^{-\frac{y}{2}} \right] = \frac{e^{-\frac{y}{2}}}{\sqrt{2\pi y}} = \frac{y^{-\frac{1}{2}}e^{-y/2}}{2^{\frac{1}{2}}\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)}$$

Gamma

