

Leçon 26.9 : Loi binomiale, loi de Poisson, applications.

Cadre: (Ω, \mathcal{A}, P) un espace probabilisé.

I. Loi binomiale

1. Définition et premières propriétés.

Def: Une v.a.n X est une loi de Bernoulli de paramètre $p \in]0, 1[$ moté $B(p)$ si

$$P(X=1) = p \text{ et } P(X=0) = 1-p.$$

Soient X_1, \dots, X_n des v.a.n i.i.d. de loi $B(p)$, $S = X_1 + \dots + X_n$ est une v.a.n à valeurs dans $\{0, \dots, n\}$ vérifiant pour $k \in \{0, \dots, n\}$:

$$P(X=k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}.$$

On appelle sa loi, la loi binomiale et on la note $B(n, p)$.

rem: Cette formule justifie le terme "binomiale".

Si $X \sim B(n, p)$ alors $n-X \sim B(n, 1-p)$.

Prop: On a $E(S) = np$; $V(S) = np(1-p)$ et pour tout $t \in \mathbb{R}$.

$$\psi_X(t) = E(e^{itX}) = (pe^{it} + (1-p))^n.$$

Corollaire: Soient X_1, X_2 deux v.a.n indépendantes telles que $X_1 \sim B(n_1, p)$ et

$X_2 \sim B(n_2, p)$ Alors $X_1 + X_2 \sim B(n_1 + n_2, p)$.

Exemples: - On lance n fois une pièce de manière indépendante. On note

X_1, \dots, X_n les v.a. valant 1 si le résultat du lancer est pile, 0 sin on.

Ces v.a.n sont indépendantes et suivent une loi $B(p)$ avec $p \in]0, 1[$.

Le nombre de pile $S = X_1 + \dots + X_n$ suit une loi binomiale $B(n, p)$.

- Soient X_1, \dots, X_n des v.a.n indépendantes et identiquement distribuées

Soit $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$ un borélien, alors $\mathbb{1}_{X_1 \in A}, \dots, \mathbb{1}_{X_n \in A}$ sont des v.a.n

indépendantes et de même loi $B(P(X_1 \in A))$. On obtient ainsi que:

La v.a.n $S = \mathbb{1}_{X_1 \in A} + \dots + \mathbb{1}_{X_n \in A}$ suit une loi $B(n, P(X_1 \in A))$.

Application: Soient X_1, \dots, X_n des v.a.n i.i.d. de loi sans atome. On note F leur fonction de répartition. (elle est continue), $(X_{(1)}, \dots, X_{(n)})$ la statistique d'ordre associée: on a alors pour tout $y \in \mathbb{R}$, pour tout $k \in \{1, \dots, n\}$

$$P(X_{(k)} \leq y) = \sum_{i=k}^n \binom{n}{i} [F(y)]^i [1-F(y)]^{n-i}.$$

2. Loi multinomiale

Def: Soient p_1, \dots, p_k des réels tels que $0 < p_i < 1$ et $\sum_{i=1}^k p_i = 1$. $Z = (Z_1, \dots, Z_k)$ une v.a. à valeurs dans \mathbb{N}^k telle que

$$P(Z = (z_1, \dots, z_k)) = \frac{n!}{z_1! \dots z_k!} p_1^{z_1} \dots p_k^{z_k} \text{ où } 0 \leq z_i \leq n \text{ et } \sum_{i=1}^k z_i = n.$$

On dit que Z suit une loi multinomiale de paramètre $p = (p_1, \dots, p_k)$ et m .

Prop: Soient X_1, \dots, X_n des v.a.n i.i.d. et $\mathbb{R} = \bigsqcup_{i=1}^k A_i$ une partition de \mathbb{R} par des boréliens. On note $S_i = \sum_{j=1}^n \mathbb{1}_{X_j \in A_i}, \dots, S_k = \sum_{j=1}^n \mathbb{1}_{X_j \in A_k}$

Alors $S = (S_1, \dots, S_k)$ suit une loi multinomiale de paramètre $p = (P(X_1 \in A_1), \dots, P(X_1 \in A_k))$ et m .

Exemple: Une population de taille N est divisée en classes E_1, \dots, E_k (soit professionnellement de taille N_1, \dots, N_k). On considère n individus pris au hasard avec remise et on compte leur nombre par classes $Z = (Z_1, \dots, Z_k)$ alors Z suit une loi multinomiale de paramètres $p = (p_1, \dots, p_k)$ et m .

Application: (Test du χ^2). Soit (Z_1^m, \dots, Z_k^m) une suite de v.a. de loi multinomiale de paramètres $p = (p_1, \dots, p_k)$ et m . Alors $\sum_{i=1}^k \frac{(Z_i^m - mp_i)^2}{mp_i} \xrightarrow{m \rightarrow \infty} \chi^2(k-1)$

rem: Chaque marginale suit une loi $B(n, p)$.

③ Théorèmes limites

Def: Soient $x \in \mathbb{N}^*$, $\pi_1 \in \{0, \dots, 1\}$ et $m \in \{1, \dots, n\}$. Une v.a. n. X à valeurs dans $\{0, \dots, m\}$ suit une loi hypergéométrique de paramètres m, n et π_1 si
$$P(X = k) = \frac{\binom{\pi_1 n}{k} \binom{n - \pi_1 n}{m - k}}{\binom{n}{m}}$$
 pour $k \in \{0, \dots, m\}$ notée $\mathcal{H}(m, n, \pi_1)$.

Application: Une population est formée de n personnes dont $\pi_1 n$ sont restes A pour un individu. On effectue un sondage sur m personnes choisies au hasard. On note X le nombre de personnes restant A. X suit alors une loi hypergéométrique de paramètres π_1, n etc.

Prop: Soit $(X_j)_{j=1,2}$ une suite de v.a. n. de loi $\mathcal{H}(m, \pi_1, \pi_2)$ telle que $\lim_{j \rightarrow \infty} \frac{\pi_1}{\pi_2} = \pi$
Alors $X_j \xrightarrow{d} X \sim B(m, \pi)$.

rem: Si la taille de la population est suffisamment grande, on assimile la loi de X dans le sondage à une loi binomiale de paramètres m, π .
On cherche à estimer le paramètre $p \in]0, 1[$ grâce à $\bar{X} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m X_i$ la moyenne empirique lorsque X_1, \dots, X_m sont iid de loi $B(p)$.

Thm: Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de v.a. iid de loi $B(p)$. On note $S_n = X_1 + \dots + X_n$
Alors $P\left(\left|\frac{S_n}{n} - p\right| > t\right) \leq \frac{p(1-p)}{nt^2} \quad \forall t > 0$ (loi faible des grands nombres)

Application - thm de Weierstrass: Soit $f: [0, 1] \rightarrow \mathbb{C}$ une fonction continue, w son module de continuité. On pose pour $m \geq 1$ $x \in [0, 1]$

$$B_m(p, x) = \sum_{k=0}^m \binom{m}{k} x^k (1-x)^{m-k} f\left(\frac{k}{m}\right)$$

1) B_m converge vers f uniformément sur $[0, 1]$

2) $\|B_m - f\| \leq 3 \frac{w}{\sqrt{m}}$ pour $m \geq 1$

- \bar{X} est un estimateur consistant.

Thm: (grande déviation) Soit $(S_n)_{n \geq 1}$ des v.a. de loi $B(n, p)$ $p \in]0, 1[$
Pour $\varepsilon > 0$, on a $P\left(\frac{S_n}{n} \geq p + \varepsilon\right) \leq \exp(-n h(p, \varepsilon))$
 $P\left(\frac{S_n}{n} \leq p - \varepsilon\right) \leq \exp(-n h(p, \varepsilon))$
où $h(p, \varepsilon) = h(p, \varepsilon) > 0$.

Thm: Sous les mêmes hypothèses, on a $\frac{S_n}{n} \xrightarrow{p.d.} p$ (loi forte des grands nombres)
rem: X est fortement consistant.

Thm: Sous les mêmes hypothèses, on a $\frac{S_n - mp}{\sqrt{mpq}} \xrightarrow{d} X \sim \mathcal{N}(0, 1)$ (thm central limite).
rem: X est asymptotiquement normal. On peut approximer une loi binomiale par une loi normale pour n grand et p voisin de $\frac{1}{2}$. en pratique pour $n p(1-p) > 18$.

Application: Intervalle de confiance:

$$P\left(\left|\bar{X} - p\right| \leq \frac{1,96 \sqrt{pq}}{\sqrt{n}}\right) \xrightarrow{m.o.} 1 - \beta \leq 0,05.$$

II. Loi de Poisson

Def: Soit X une v.a. n. à valeur entière telle que $P(X = x) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!} \quad \forall x \in \mathbb{N}$
On dit que X suit une loi de Poisson de paramètre λ : $P(\lambda)$

Prop: On a $E(X) = V(X) = \lambda$, pour $t \in \mathbb{R} \quad \varphi_X(t) = \exp(\lambda(e^t - 1))$

Thm: Soit (X_n) une suite de v.a. de loi $B(n, p_n)$ telle que $mp_n \rightarrow \lambda$
Alors $X_n \xrightarrow{d} X \sim P(\lambda)$; $E(X_n) \rightarrow E(X)$; $V(X_n) \rightarrow V(X)$.

rem: Lorsque n est assez grand et p petit, on peut approximer la loi $B(n, p)$ à $P(mp)$ en pratique, pour $p < 0,10$ et $n > 50$.

Applications: étude de la répartition spéciale des impacts de bombes dans le sud de Londres pendant la seconde guerre mondiale.

- voir les applications des processus de Poisson.

Thm: X_1, \dots, X_n, \dots une suite de v.a. iid de loi $P(\lambda)$ Alors.

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{p.d.} \lambda \quad \text{et} \quad \sqrt{n} \left(\frac{\bar{X}_n - \lambda}{\sqrt{\lambda}} \right) \xrightarrow{d} X \sim \mathcal{N}(0, 1).$$

Application: $e^{-\lambda} \sum_{k=0}^m \frac{\lambda^k}{k!} \xrightarrow{m \rightarrow \infty} 1 - \frac{\lambda}{m}$

III - Processus de Poisson

Déf: Un processus aléatoire $(N(t))_{t \geq 0}$ est dit punctuel si :

- pour tout $t \geq 0$, la v.a. $N(t)$ est à valeurs dans \mathbb{N}
- presque sûrement, la trajectoire $t \rightarrow N(t)$ est croissante par sauts d'amplitude 1, continue à droite et telle que $N(0) = 0$.

Déf: Un processus punctuel $(N(t))_{t \geq 0}$ est appelé processus de Poisson d'intensité $\lambda > 0$ si :

- il est à accroissements indépendants :
- $\forall s, t \geq 0, N(t+s) - N(s) \perp \perp \mathcal{F}(N(u); u \leq s)$
- $\forall s, t \geq 0, N(t+s) - N(s) \sim \mathcal{P}(\lambda t)$

Th: Soit $(N(t))_{t \geq 0}$ un processus punctuel, à accroissements indépendants, tel que :

$$\forall s, t \geq 0, N(t+s) - N(s) \sim N(t) \text{ (stationnarité)}$$

Alors c'est un processus de Poisson. (définition qualitative)

Soit $S_n = \inf \{ t \geq 0; N(t) = n \}$ pour $n \in \mathbb{N}^*$, et $S_0 = 0$
 Posons, pour $n \in \mathbb{N}^*$, $T_n = S_n - S_{n-1}$

Prop: La suite $(T_n)_{n \geq 1}$ est formée de v.a iid de loi $\mathcal{E}(\lambda)$

Rq: $S_n = T_1 + \dots + T_n$, donc $S_n \sim \gamma(n, \lambda)$

Existence du processus de Poisson :

Soit $(T_n)_{n \geq 1}$ suite de v.a. iid de loi $\mathcal{E}(\lambda)$, $\lambda > 0$

Posons $S_0 = 0$ et $S_n = T_1 + \dots + T_n$ pour $n \geq 1$

$N(t) = \sum_{n \geq 1} \mathbb{1}_{\{S_n \leq t\}}$ définit un processus de Poisson d'intensité λ .

Estimation du paramètre λ :

Prop: Soit $(N(t))_{t \geq 0}$ un processus de Poisson d'intensité λ

Alors : $\frac{N(t)}{t} \xrightarrow{P.S.} \lambda$ et $\frac{N(t) - \lambda t}{\sqrt{\lambda t}} \xrightarrow{L} \mathcal{N}(0, 1)$

Ex: Temps d'arrivée à un guichet

- $N(t)$ désigne le nombre de clients arrivés au guichet à l'instant t .

- T_n désigne le temps écoulé entre l'arrivée du $(n-1)^{e}$ client et celle du n^e .

- S_n représente la date d'arrivée du n^e client.

- Supposons que l'ari a observé N arrivées de clients pendant une durée T .

Alors $\hat{\lambda} = \frac{N}{T}$ est un estimateur de λ , sans biais et fortement consistant.

Références: • Dacurba-Castelle, Duflot, problèmes à temps fixe

- Foata, Fuchs, processus stochastiques

- Ouhtrand, probabilités (1 & 2)

Développements: • Loi faible des grands nombres et grandes déviations.

- définition qualitative d'un processus de Poisson.