

Cache : $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé

I Loi binomiale

1) Définition et premières propriétés

Définition 1 : Soit $p \in [0, 1]$ et $n \in \mathbb{N}^*$. La loi binomiale de paramètre (n, p) est la loi de probabilité définie par : $B(n, p) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$. Pour $n=1$, on la note $B(p)$, loi de Bernoulli de paramètre p .

Interprétation : La loi de Bernoulli modélise une expérience aléatoire à deux issues, succès et échec. La loi binomiale est alors la loi du nombre de succès après n répétitions indépendantes de l'expérience.

Exemple : Soit p la proportion de boules blanches dans une urne, alors $B(n, p)$ est la loi du nombre de boules blanches obtenues après n tirages avec remise.

Propriété 2 : Si X est une variable aléatoire suivant la loi $B(n, p)$ ($X \sim B(n, p)$) alors : $E(X) = np$, $Var(X) = np(1-p)$, $\varphi_X(t) = E(e^{itX}) = (1-p + pe^{it})^n$.

Propriété 3 : $B(n_1, p) * B(n_2, p) = B(n_1 + n_2, p)$, i.e., si $X_1 \sim B(n_1, p)$ et $X_2 \sim B(n_2, p)$ sont indépendantes, alors $X_1 + X_2 \sim B(n_1 + n_2, p)$.

2) Théorèmes limites

Théorème 4 : (Loi faible des grands nombres)
Si $X \sim B(n, p)$ alors $\mathbb{P}(|\frac{X}{n} - p| > \epsilon) \leq \frac{p(1-p)}{n\epsilon^2}$

DVT Application : Approximation des fonctions continues sur $[0, 1]$ par les polynômes de Bernstein

Théorème 5 : Théorème de Moivre-Laplace
Si $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ suite de variables aléatoires indépendantes de loi $B(p)$

et $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$, alors $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $\frac{S_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \mathcal{N}(0, 1)$

II Exemples de lois qui découlent de la loi binomiale

1) Loi multinomiale

Définition 6 : Soit $m \in \mathbb{N}$ et $p_1, \dots, p_d \in [0, 1]$ tels que $\sum_{i=1}^d p_i = 1$.
Une famille aléatoire $X = (X_1, \dots, X_d)$ suit une loi multinomiale de paramètres m, p_1, \dots, p_d , notée $M(m, p_1, \dots, p_d)$ si
 $P(X = (m_1, \dots, m_d)) = \begin{cases} \frac{m!}{m_1! \dots m_d!} p_1^{m_1} \dots p_d^{m_d} & \text{si } m_1, \dots, m_d \in \mathbb{N} \text{ et } \sum_{i=1}^d m_i = m \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

Exemple : Si on jette indépendamment m boules dans d boîtes distinctes, chaque boule ayant la propriété P_i d'arriver dans la boîte i , alors les nombres (N_1, \dots, N_d) de boules dans les boîtes suivent une loi multinomiale.

Propriété 7 : Si $X \sim M(m, p_1, \dots, p_d)$ alors $E(X) = (mp_1, \dots, mp_d)$, $Cov(X_i, X_j) = -mp_i p_j$ ($i \neq j$), $Var(X_i) = mp_i(1-p_i)$
 $\varphi_X(t) = \left(\sum_{j=1}^d p_j e^{it_j} \right)^m$

Théorème 8 : Théorème de Karl-Pearson
Soit $k \in \mathbb{N}^*$, $\forall n \in \mathbb{N}^*$, on pose une partition $(A_j^n)_{j=1, \dots, k}$ de Ω . On suppose que les familles, indexées en n , des éléments de cette partition sont indépendantes. On suppose de plus $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $\forall j$, $\mathbb{P}(A_j^n) = p_j$ où $p_j > 0$ et $\sum_{j=1}^k p_j = 1$. On définit $N_j^n = \sum_{i=1}^n 1_{A_j^n}$ et $X_{k,n}^2 = \sum_{j=1}^k \frac{(N_j^n - np_j)^2}{np_j}$

Alors $X_{k,n}^2 \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \chi^2(k-1)$

Application : test du χ^2

[GAR]

[DVT]

2) Loi binomiale négative:

Définition 9: Soit $m \in \mathbb{N}$ et $p \in]0, 1[$. Une variable aléatoire X suit une loi binomiale négative de paramètre (m, p) si

$$P(X = k) = \binom{m+k-1}{m-1} p^m (1-p)^k$$

Interprétation: Si X_i est une suite de variables aléatoires indépendantes suivant une même loi de Bernoulli $B(p)$, alors le nombre d'échec avant d'obtenir m succès suit une loi binomiale négative $B^-(m, p)$

Propriété 10: Si $X \sim B^-(m, p)$ alors $E(X) = m/p$,

$$\text{Var}(X) = m \frac{1-p}{p^2} \text{ et } \varphi_X(t) = \left(\frac{p}{1-(1-p)e^t} \right)^m$$

3) Loi hypergéométrique

Définition 11: Soit $N, m \in \mathbb{N}$, $p \in]0, 1[$. Une variable aléatoire X suit une loi géométrique de paramètre (N, m, p) , notée $H(N, m, p)$, si:

$$P(X = k) = \begin{cases} \frac{\binom{Np}{k} \binom{N(1-p)}{m-k}}{\binom{N}{m}} & \text{si } \max(0, m-N(1-p)) \leq k, \\ & k \leq \min(m, Np) \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

Interprétation: Soit une urne contenant N boules dont une proportion p est noire. Si on tire m boules sans remise, le nombre de boules noires tirées suit une loi hypergéométrique de paramètre (N, m, p)

Propriété 12: Si $X \sim H(N, m, p)$, alors $E(X) = m/p$

$$\text{Var}(X) = \frac{N-m}{N-1} m p (1-p)$$

Propriété 13: Si $X_N \sim H(N, m, p)$, alors

$$X_N \xrightarrow[N \rightarrow \infty]{\text{loi}} B(m, p)$$

III Loi de Poisson

1) Définition et premières propriétés

Définition 14: Soit $\lambda \in \mathbb{R}^{+*}$. Une variable aléatoire X suit une loi de Poisson de paramètre λ , notée $\mathcal{P}(\lambda)$, si:

$$P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}, \quad k \in \mathbb{N}$$

Interprétation: Intervient dans la modélisation de phénomènes de comptage. Par exemple, le nombre de désintégrations atomiques pendant un intervalle de temps, le nombre d'arrivées à un guichet suivent une loi de Poisson.

Propriété 15: Si $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$, alors $E(X) = \lambda$,

$$\text{Var}(X) = \lambda \text{ et } \varphi_X(t) = \exp(\lambda(e^t - 1))$$

Propriété 16: Si $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$ et $Y \sim \mathcal{P}(\mu)$ sont des variables aléatoires indépendantes, alors

$$X + Y \sim \mathcal{P}(\lambda + \mu)$$

Propriété 17: Si $X_\lambda \sim \mathcal{P}(\lambda)$, alors

$$\frac{X_\lambda - \lambda}{\sqrt{\lambda}} \xrightarrow[\lambda \rightarrow \infty]{\text{loi}} N(0, 1)$$

[OAP]

[OUP]

[OAP]

2.) Lien avec la loi binomiale.

Théorème 18: Tout $(p_n)_{n \in \mathbb{N}} \in [0, 1]^{\mathbb{N}}$ telle que $n p_n \rightarrow \lambda > 0$

Tout $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de variables aléatoires de loi respectives $B(n, p_n)$.

Alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} P(\lambda)$

Remarque: Grâce à ce théorème, on peut approximer une loi binomiale $B(n, p)$ avec p petit et n grand, par une loi de poisson de paramètre $n p$.
On peut généraliser ce théorème de la manière suivante:

Théorème 19: Théorème des événements rares de Poisson

Tout, pour tout $m \in \mathbb{N}^*$, une famille finie

$(A_{m_j}, 1 \leq j \leq M_m)$ d'événements indépendants.

On pose $P(A_{m_j}) = p_{m_j}$ et on note $S_m = \sum_{j=1}^{M_m} 1_{A_{m_j}}$

On suppose que M_m tend en croissant vers $+\infty$,

que $\max_{1 \leq j \leq M_m} p_{m_j} \xrightarrow[m \rightarrow \infty]{} 0$ et que $\sum_{j=1}^{M_m} p_{m_j} \rightarrow \lambda > 0$

alors $S_m \xrightarrow[m \rightarrow \infty]{\text{loi}} P(\lambda)$

Remarque: On retrouve bien le théorème 18 avec $M_m = m$ et $p_{m_j} = p \forall j \in [1, m]$

3.) Lois de poisson composées.

Définition 20: Tout $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de variables aléatoires indépendantes de même loi. Et tout $N \sim P(\lambda)$ indépendante des X_i

alors $Y = \sum_{i=1}^N X_i$ suit une loi dite de poisson composée

Propriété 21: Si $X_n \sim P(p)$, alors $Y \sim P(\lambda p)$

Exemple: Tout une route se séparant en deux voies A et B. On suppose que le nombre de véhicules arrivant à l'embranchement pendant une durée donnée suit une loi $P(\lambda)$ et que chaque véhicule emprunte la voie A avec une probabilité p . Alors le nombre de véhicules allant en A durant T suit la loi $P(\lambda p)$

Bibliographie:

[OUV1] Courant "Probabilités 1"

[OUV2] "Probabilités 2"

[ZQ] Zujewski-Queffelec "Analyse pour l'aggrégation"

[BAR] Barthe-Ledoux "Probabilités"

[OUV1]