

LOI DE POISSON (C7, N2)

(16 / 04 / 2020, © Monfort, Dicostat2005, 2005-2020)

Autrefois appelée **loi des « événements rares »**, car elle s'ajustait bien à des **observations** de cette nature, la **loi de POISSON** est une **loi discrète** classique à un paramètre.

Soit (Ω, \mathcal{F}, P) un **espace probabilisé** et $\xi : \Omega \mapsto \mathbf{N}$ une **va** entière scalaire de **loi** P^ξ .

(i) On dit que P^ξ est une **loi de S.D. POISSON**, ou ssi elle s'écrit sous la forme :

$$(1) \quad P^\xi = \sum_{x \in \mathbf{N}} e^{-\lambda} \cdot (\lambda^x / x!) \delta_x, \quad \forall x \in \mathbf{R},$$

où $\lambda > 0$ est un **paramètre** réel et δ_x désigne la **loi de DIRAC** qui charge le point x .

La « **densité** » de P^ξ pr à la **mesure de comptage** sur \mathbf{N} s'écrit :

$$(2) \quad f(x) = e^{-\lambda} (\lambda^x / x!), \quad \forall x \in \mathbf{N}.$$

On note généralement $P^\xi = \mathcal{P}(\lambda)$ la loi de POISSON et la va ξ s'appelle **variable de POISSON**, ou **variable poissonnienne**.

(ii) On montre que :

(a) les deux premiers **moments algébriques** de $\mathcal{P}(\lambda)$ sont : $E \xi = V \xi = \lambda$;

(b) son **mode** $S \xi$ est la solution en x des inégalités $\lambda - 1 \leq x \leq \lambda$;

(c) les **moments centrés** μ_j sont déterminés selon l'**équation de récurrence** :

$$(3) \quad \mu_{j+1} = \lambda \{(d\mu_j / d\lambda) + j \cdot \mu_{j-1}\}, \quad \text{avec } \mu_0 = 1 ;$$

(d) les **moment factoriel** valent : $\mu_{[j]} = \lambda^j$;

(e) les coefficient de FISHER sont : $\gamma_1 = \lambda^{-1/2} > 0$ et $\gamma_2 = \lambda^{-1}$ (cf **coefficient d'aplatissement, coefficient d'asymétrie**);

(f) la **fonction génératrice** s'écrit : $g(u) = e^{\lambda(u-1)}$;

(g) la **fonction caractéristique** s'écrit : $\varphi(t) = \exp \{\lambda (e^{it} - 1)\}$;

(h) les **cumulants** valent : $K_j = \lambda, \forall j \in \mathbf{N}$.

(iii) La loi de POISSON se rencontre dans deux contextes principaux.

(a) en **calcul des probabilités**. Soit $A \in \mathcal{F}$ un **événement** dont la **probabilité** $p = P(A)$, au cours d'une **expérience aléatoire** (Ω, \mathcal{F}, P) , est supposée faible (ie $p \ll 1$). On établit que le nombre ξ d'occurrences de A , au cours d'un grand nombre N ($N \gg 0$) de telles expériences indépendantes, est une **va** qui suit la loi $\mathcal{P}(\lambda)$, avec $\lambda = \lim_{N,p} N p$. En effet, la va ξ suit la **loi binômiale** $\mathcal{B}(n, p)$, laquelle tend vers la loi $\mathcal{P}(\lambda)$ lorsque $N \rightarrow +\infty$ et que $p \rightarrow 0+$ en sorte que $N p \rightarrow \lambda$ (constante). Plus précisément, on suppose que $N p = \lambda + \varepsilon(N)$, avec $\lim_N \varepsilon(N) = 0$ (ceci implique que p dépend de N , soit $p = p_N$, et que $\lim_N p_N = 0+$);

(b) en **théorie des processus**, on considère un espace probabilisé (Ω, \mathcal{F}, P) et une **suite** $A = (A_n)_{n \in \mathbf{N}}$ d'**événements** $A_n \in \mathcal{F}$ se réalisant à des instants aléatoires T_n , avec $T_n : \Omega \mapsto \mathbf{R}_+$, $\forall n \in \mathbf{N}$. Par suite, si les trois conditions suivantes :

(b₁) le nombre d'événements A_n réalisés pendant l'intervalle de temps $[t, t+dt[$ est indépendant (en probabilité) du nombre d'événements réalisés pendant l'intervalle de temps $[0, t[$ (cf **indépendance stochastique**) ;

(b₂) la probabilité d'au moins 1 occurrence A_n pendant l'intervalle de temps $[t, t + dt[$ est (quasiment) proportionnelle à la durée dt :

$$(4) \quad \pi_1(t, t + dt) = p dt + o(dt), \quad \text{avec } \lim_{dt \rightarrow 0+} o(dt) / dt = 0 ;$$

(b₃) la probabilité d'au moins 2 occurrences A_n pendant l'intervalle de temps $[t, t + dt[$ est négligeable :

$$(5) \quad \pi_x(t, t + dt) = o(dt), \quad \forall x \geq 2, \quad \text{avec } \lim_{dt \rightarrow 0+} o(dt) / dt = 0,$$

sont réalisées, la suite A définit un **processus de POISSON**.

Si $\pi_x(0, t)$ désigne la probabilité d'occurrence de $\xi = x$ évènements A_n pendant l'intervalle $[0, t[$, et $\pi_x(t, t + dt)$ la probabilité d'occurrence de $\xi = x$ évènements A_n pendant l'intervalle $[t, t + dt[$, l'**équation génératrice de la loi de S.D. POISSON** s'écrit :

$$(6) \quad \pi_x(0, t + dt) = \sum_{u=0}^x \pi_u(0, t) \cdot \pi_{x-u}(t, t + dt),$$

compte tenu des conditions :

$$\pi_0(t, t + dt) = 1 - p \cdot dt + o(dt),$$

$$(7) \quad \pi_1(t, t + dt) = p \cdot dt + o(dt),$$

$$\pi_x(t, t + dt) = o(dt), \quad \forall x \geq 2.$$

Lorsque $dt \rightarrow 0+$, les probabilités $\pi_x(0, t)$ vérifient l'**équation différentielle** :

$$(8) \quad d\pi_x(0, t) / dt = -p \cdot \{\pi_x(0, t) - \pi_{x-1}(0, t)\},$$

dont la solution n'est autre que la **densité** de la loi $\mathcal{P}(\lambda)$, avec $\lambda = p t$:

$$(9) \quad \pi_x(0, t) = e^{-pt} (pt)^x / x!, \quad \forall x \in \mathbf{N}.$$

Ainsi, la loi du nombre d'occurrences de A_n sur l'intervalle $[0, t[$ est $\mathcal{P}(pt)$, et la loi du nombre d'occurrences de A_n sur $[t, t + dt [$ est $\mathcal{P}(p \cdot dt)$, quel que soit $t \in \mathbf{R}_+$.

Par suite, les nombres d'occurrences d'évènements A_n sur les périodes $[0, t_1[$, $[t_1, t_2[$, ..., $[t_{k-1}, t_k[$, etc, sont des va de POISSON, indépendantes dans leur ensemble, dont les lois resp sont $\mathcal{P}(p \cdot t_1)$, $\mathcal{P}(p \cdot (t_2 - t_1))$, ..., $\mathcal{P}(p \cdot (t_k - t_{k-1}))$, etc. Ces lois ne dépendent donc pas des « instants » t_k mais seulement des « durées » $d_k = t_k - t_{k-1}$ (cf **processus à accroissements indépendants**).

On peut remplacer la condition (2) ci-dessus par la suivante :

$$(4)' \quad \pi_1(t, t + dt) = p(t) dt + o(dt),$$

dans laquelle $p : \mathbf{R}_+ \mapsto \mathbf{R}_+$ est une fonction continue arbitraire.

(iv) Enfin, on appelle **famille de lois de S.D. POISSON**, ou **famille poissonnienne**, la **famille** des **lp** $\mathcal{P}_{\alpha, \beta}(\lambda)$ associée à la famille des **fc** suivante :

$$(10) \quad \varphi_{\alpha, \beta}(t) = \exp\{i t a + e^{i t b} - 1\}, \quad \forall (a, b, \lambda) \in \mathbf{R} \times \mathbf{R} \times \mathbf{R}_+^*.$$

Cette famille se note aussi $\mathcal{P}(\alpha, \beta, \lambda)$ ou $\mathcal{P}_\lambda(\alpha, \beta)$ et vérifie les propriétés suivantes :

(a) si $(a, b) = (0, 1)$, on a $\mathcal{P}_\lambda(0, 1) = \mathcal{P}(\lambda)$ (loi de POISSON) ;

(b) stabilité par **convolution** (cf **convolution des lois**) :

$$(11) \quad \mathcal{P}(a_1, b, \lambda_1) * \mathcal{P}(a_2, b, \lambda_2) = \mathcal{P}(a_1 + a_2, b, \lambda_1 + \lambda_2).$$

En particulier, si $\xi_1 \sim \mathcal{P}(\lambda_1)$ et $\xi_2 \sim \mathcal{P}(\lambda_2)$ sont 2 va poissonniennes indépendantes, alors $\xi_1 + \xi_2 \sim \mathcal{P}(\lambda_1 + \lambda_2)$. Par suite, $\xi \sim \mathcal{P}(\lambda) \Rightarrow \mathcal{P}(\lambda)^{\otimes N} = \mathcal{P}(N\lambda)$.

Enfin, les lois de POISSON vérifient la **propriété asymptotique** :

$$(12) \quad \xi \sim \mathcal{P}(\lambda) \text{ et } \lambda \rightarrow +\infty \Rightarrow \mathcal{L}\{\lambda^{-1/2} \cdot (\xi - \lambda)\} \rightarrow \mathcal{N}_1(0, 1) \text{ (loi normale).}$$