

PARTIE I

1°. Etude des variables aléatoires X_i ($1 \leq i \leq n$).

a) Soit $i \in \{1, n\}$. X_i suit une loi binomiale de paramètres na et $\frac{1}{n}$ ($X_i \in \mathcal{B}(na, \frac{1}{n})$)

$$\forall k \in \llbracket 0, na \rrbracket, \quad p(X_i = k) = \binom{na}{k} \left(\frac{1}{n}\right)^k \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{na-k}$$

$$E(X_i) = na \times \frac{1}{n} = a \quad \underline{E(X_i) = a}$$

$$V(X_i) = na \times \frac{1}{n} \times \left(1 - \frac{1}{n}\right) = a \left(1 - \frac{1}{n}\right) \quad \underline{V(X_i) = a \left(1 - \frac{1}{n}\right)}$$

b) 1^{er} cas... $n > 1$

Soit $k \in \mathbb{N}$ tel que : $0 \leq k < na$

$$r_k = \frac{p(X_i = k+1)}{p(X_i = k)} = \frac{\binom{na}{k+1}}{\binom{na}{k}} \left(\frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{-1} = \frac{1}{n-1} \times \frac{(na)!}{(k+1)! (na-k-1)!} \times \frac{k! (na-k)!}{(na)!} = \frac{1}{n-1} \times \frac{na-k}{k+1}$$

$$r_k > 1 \iff \frac{1}{n-1} \times \frac{na-k}{k+1} > 1 \iff na-k > n(k+1) - 1 \iff k < a-1 + \frac{1}{n}$$

$$r_k < 1 \iff \dots \iff k > a-1 + \frac{1}{n}$$

Pour conclure : $p(X_i = k+1) > p(X_i = k) \iff k < a-1 + \frac{1}{n}$ et $p(X_i = k+1) < p(X_i = k) \iff k > a-1 + \frac{1}{n}$

Notons aussi que $E(a-1 + \frac{1}{n}) = a-1$

Pour conclure, si $k \in \llbracket 0, na \rrbracket$ et si $k < a-1$ alors $p(X_i = k) < p(X_i = a)$

et si $k \in \llbracket 0, na \rrbracket$ et si $k > a-1$ alors $p(X_i = k) < p(X_i = a)$

Donc $p(X_i = k)$ est maximum si et seulement si $k = a$.

2^{er} cas... $n=1$. $\forall k \in \llbracket 0, a-1 \rrbracket, p(X_i = k) = 0$ et $p(X_i = a) = \left(\frac{1}{n}\right)^a$

Le résultat précédent demeure.

Conclusion... le mode est a .

2°. Coefficient de corrélation des variables aléatoires X_i . $1 \leq i \leq n, 1 \leq j \leq n$ et $i \neq j$

a) Chaque des n consommateurs passe une commande à l'un des n fournisseurs et le nombre de commandes reçues est $X_1 + X_2 + \dots + X_n$.

Pour conclure $X_1 + X_2 + \dots + X_n = na$.

$$n^2 a^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} X_i X_j \quad n^2 a^2 = \sum_{i=1}^n E(X_i^2) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} E(X_i X_j)$$

Donc $n^2 a^2 = \sum_{i=1}^n E(X_i^2) + 2 \times \frac{n(n-1)}{2} a^2$ où a^2 est la valeur commune des espérances $E(X_i X_j)$.

$\frac{n(n-1)}{2}$ nombre de termes dans la dernière somme

$$\forall i \in \llbracket 1, n \rrbracket, E(X_i^2) = V(X_i) + (E(X_i))^2 = a(1 - \frac{1}{n}) + a^2$$

$$\text{Donc } n(n-1)a^2 = n^2 a^2 - n \left[a(1 - \frac{1}{n}) + a^2 \right] = (n^2 - n)a^2 - a(n-1)$$

$$\text{Soit } a^2 = \frac{n a^2 - a}{n} = a^2 - \frac{a}{n} \quad (\dots \text{ le problème ne se pose pas pour } n=1).$$

$$\text{Finalement : } \forall (i, j) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2, i \neq j \Rightarrow \underline{\underline{E(X_i X_j) = a^2 - \frac{a}{n}}}$$

$$\forall (i, j) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2, i \neq j \Rightarrow \underline{\underline{\text{COV}(X_i, X_j) = E(X_i X_j) - E(X_i)E(X_j) = -\frac{a}{n}}}$$

Remarque... X aurait été beaucoup plus simple de partir de :

$$0 = V(X_0) = V(X_1 + X_2 + \dots + X_n).$$

$$b) \rho(X_i, X_j) = \frac{\text{COV}(X_i, X_j)}{\sqrt{V(X_i)}\sqrt{V(X_j)}} = \frac{-a/n}{a(1 - \frac{1}{n})} = -\frac{1}{n-1}.$$

$$\forall (i, j) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2, i \neq j \Rightarrow \underline{\underline{\rho(X_i, X_j) = -\frac{1}{n-1}}}$$

Pour $n=2$ on obtient $\rho(X_1, X_2) = -1$. d'une des deux variables et une fonction quasi-affine de l'autre à coefficient négatif. Ceci est confirmé par $X_1 + X_2 = 1$ c'est à dire $X_2 = -X_1 + 1$.

9) a) $Y = B_1 + B_2 + \dots + B_n.$

$$E(Y) = \sum_{i=1}^n E(B_i) = \sum_{i=1}^n P(B_i = 1) = \sum_{i=1}^n P(X_i = 0) = n(1 - \frac{1}{n})^{na}$$

$$\underline{\underline{E(Y) = n(1 - \frac{1}{n})^{na}}}$$

b) $(i, j) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2$. B_i, B_j et une variable de Bernoulli

$\rightarrow i=j \quad B_i B_j = B_i^2$. B_i^2 et une variable de Bernoulli de paramètre $(1 - \frac{1}{n})^{na}$.

$\rightarrow i \neq j \quad P(B_i B_j = 1) = P(B_i = 1 \text{ et } B_j = 1) = \left(\frac{n-2}{n}\right)^{na}$ (on a dit que les B_i sont indépendants, donc on peut multiplier les probabilités)
 $B_i B_j$ et donc une variable de Bernoulli de paramètre $(1 - \frac{2}{n})^{na}$ (pour $n \geq 2$)

Donc si $i=j$: $\underline{\underline{E(B_i B_j) = (1 - \frac{1}{n})^{na}}}$ et si $i \neq j$: $\underline{\underline{E(B_i B_j) = (1 - \frac{2}{n})^{na}}}$

$$V(Y) = V(B_1 + B_2 + \dots + B_n) = \sum_{i=1}^n V(B_i) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} \text{COV}(B_i, B_j) = \sum_{i=1}^n [E(B_i^2) - (E(B_i))^2] + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} (E(B_i B_j) - E(B_i)E(B_j))$$

$$V(Y) = n \left[(1 - \frac{1}{n})^{na} - (1 - \frac{1}{n})^{2na} \right] + 2n \frac{n(n-1)}{2} \left[(1 - \frac{2}{n})^{na} - (1 - \frac{1}{n})^{2na} \right]$$

$$V(Y) = n \left[(1 - \frac{1}{n})^{na} + (n-1)(1 - \frac{2}{n})^{na} - n(1 - \frac{1}{n})^{2na} \right]$$

c) $E(\frac{Y}{n}) = \frac{1}{n} E(Y) = (1 - \frac{1}{n})^{na} = e^{na \ln(1 - \frac{1}{n})}$ et $na \ln(1 - \frac{1}{n}) \sim na(-\frac{1}{n}) = -a$

Par conséquent: $\underline{\underline{\lim_{n \rightarrow \infty} E(\frac{Y}{n}) = e^{-a}}}$

$$V\left(\frac{Y}{n}\right) = \frac{1}{n^2} V(Y) = \frac{1}{n^2} \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{na} + \frac{n-1}{n^2} \left(1 - \frac{2}{n}\right)^{na} - \left(1 - \frac{1}{n}\right)^2 \times \frac{n}{n^2}$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{na} = e^{-a} \text{ et } \lim_{n \rightarrow +\infty} \left(1 - \frac{2}{n}\right)^{na} = e^{-2a}$$

$$\text{Donc } \lim_{n \rightarrow +\infty} V\left(\frac{Y}{n}\right) = 0 \times e^{-a} + 1 \times e^{-2a} - e^{-2a} = 0. \quad \underline{\underline{\lim_{n \rightarrow +\infty} V\left(\frac{Y}{n}\right) = 0}}$$

Q4) Loi de la variable Y .

a) Y peut prendre toutes les valeurs entre 0 et $n-1$.

$$\underline{p(Y = n-1) = n \left(\frac{1}{n}\right)^{na}}$$

← proba pour que les n clients commandent chez le fournisseur.
↑ chez des fournisseurs recevant toutes les commandes

b) $p(Y \neq 0) = p\left(\bigcup_{i=1}^n X_i = 0\right)$ (au moins 1 fournisseur n'a pas de commande ; l'un des événements $X_i = 0$ est réalisé).

$$p(Y \neq 0) = \sum_{k=1}^n (-1)^{k-1} \sum_{1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_k \leq n} p(X_{i_1} = 0 \text{ et } X_{i_2} = 0 \text{ et } \dots \text{ et } X_{i_k} = 0)$$

$$p(Y \neq 0) = \sum_{k=1}^n (-1)^{k-1} \binom{n}{k} \times \left(\frac{n-k}{n}\right)^{na} \leftarrow \text{proba pour que les } n \text{ clients ne passent pas commande chez } F_{i_1}, F_{i_2}, \dots, F_{i_k}.$$

nombre d'événements dans la somme à l'interieur

$$p(Y = 0) = 1 - \sum_{k=1}^n (-1)^{k-1} \binom{n}{k} \left(\frac{n-k}{n}\right)^{na} = 1 + \sum_{k=1}^n (-1)^k \binom{n}{k} \left(1 - \frac{k}{n}\right)^{na} = \sum_{k=0}^n (-1)^k \binom{n}{k} \left(1 - \frac{k}{n}\right)^{na}$$

$$\text{Donc } \underline{p(Y = 0) = \sum_{k=0}^n (-1)^k \binom{n}{k} \left(1 - \frac{k}{n}\right)^{na} = \sum_{k=0}^{n-1} (-1)^k \binom{n}{k} \left(1 - \frac{k}{n}\right)^{na} = \sum_{k=1}^n (-1)^{n-k} \binom{n}{k} \left(\frac{k}{n}\right)^{na}}$$

→ Spécialité des injections, en tu sauras !

c)

	$a=1$	$a=2$	$a=3$
$n=1$	1	1	1
$n=2$	0,5	0,88	0,97
$n=3$	0,22	0,74	0,92

(1/2 ; 7/8 ; 13/12)

(2/9 ; 20/27 ; 6050/6561)

* Ce n'est pas dit dans la table mais dans d et e, $k \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket$.

$$\underline{d)} \quad p\left(\bigcap_{i=1}^k [X_i \neq 0]\right) / \bigcap_{i=1}^k [X_i = 0] = 1 - p\left(\bigcup_{i=1}^k [X_i = 0] \mid \bigcap_{i=1}^k [X_i = 0]\right) \quad \text{car } \overline{\bigcap_{i=1}^k [X_i \neq 0]} = \bigcup_{i=1}^k [X_i = 0]$$

(Ne pas oublier que $p_A: \Omega \rightarrow [0,1]$ est une probabilité !)

Appliquons la formule du crible à la réunion $\bigcup_{i=k+1}^n [X_i=0]$ avec la probabilité $p \prod_{i=1}^k [X_i=0]$

On obtient : $p \left(\bigcup_{i=k+1}^n [X_i=0] / \prod_{i=1}^k [X_i=0] \right) = \sum_{j=1}^{n-k} (-1)^{j-1} \sum_{k+1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_j \leq n} p([X_{i_1}=0] \cap [X_{i_2}=0] \cap \dots \cap [X_{i_j}=0]) / \prod_{i=1}^k [X_i=0]$

Il y a $n-k$ éléments dans cette union

donc $p \left(\bigcup_{i=k+1}^n [X_i=0] / \prod_{i=1}^k [X_i=0] \right) = \sum_{j=1}^{n-k} (-1)^{j-1} \sum_{k+1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_j \leq n} \left(\frac{n-k-j}{n-k} \right)^{na} = \sum_{j=1}^{n-k} (-1)^{j-1} \binom{j}{n-k} \left(\frac{n-k-j}{n-k} \right)^{na}$

donc $p \left(\bigcap_{i=1}^n [X_i \neq 0] / \prod_{i=1}^k [X_i=0] \right) = 1 - \sum_{j=1}^{n-k} (-1)^{j-1} \binom{j}{n-k} \left(\frac{n-k-j}{n-k} \right)^{na} = \sum_{j=0}^{n-k} (-1)^j \binom{j}{n-k} \left(\frac{n-k-j}{n-k} \right)^{na}$

Par conséquent : $p \left(\bigcap_{i=k+1}^n [X_i \neq 0] / \prod_{i=1}^k [X_i=0] \right) = \sum_{j=0}^{n-k} (-1)^j \binom{j}{n-k} \left(1 - \frac{j}{n-k} \right)^{na} = \sum_{j=0}^{n-k} (-1)^j \binom{j}{n-k} \left(\frac{j}{n-k} \right)^{na}$
 d'après d'indice d'indice.

e) La probabilité pour que $F_1, F_2, \dots, F_k$ n'ait aucun diast est :

$p \left(\bigcap_{i=1}^k [X_i=0] \right) = \left(\frac{n-k}{n} \right)^{na} = \left(1 - \frac{k}{n} \right)^{na}$ (les na diast distincts parmi $n-k$ fournisseurs)

La probabilité pour que $F_1, F_2, \dots, F_n$ n'ait aucun diast et que $F_{k+1}, F_{k+2}, \dots, F_n$ aient au moins un diast est :

$p \left(\bigcap_{i=1}^k [X_i=0] \cap \bigcap_{i=k+1}^n [X_i \neq 0] \right) = p \left(\bigcap_{i=k+1}^n [X_i \neq 0] / \prod_{i=1}^k [X_i=0] \right) p \left(\bigcap_{i=1}^k [X_i=0] \right)$

donc $p \left(\bigcap_{i=1}^k [X_i=0] \cap \bigcap_{i=k+1}^n [X_i \neq 0] \right) = \left(1 - \frac{k}{n} \right)^{na} \sum_{j=0}^{n-k} (-1)^j \binom{j}{n-k} \left(\frac{j}{n-k} \right)^{na} = \left(1 - \frac{k}{n} \right)^{na} \sum_{j=0}^{n-k} (-1)^j \binom{j}{n-k} \left(\frac{j}{n-k} \right)^{na}$

f) Si $k=0$ voir plus haut $p(Y=0) = \sum_{l=0}^{n-1} (-1)^l \binom{l}{n} \left(1 - \frac{l}{n} \right)^{na}$

Supposons $k \in [1, n-1]$.

Notons que 1° La probabilité pour que k fournisseurs donnés n'ait pas de diast et que les $n-k$ autres aient au moins un diast est la même que la probabilité pour que $F_1, F_2, \dots, F_k$ n'ait pas de diast et que $F_{k+1}, \dots, F_n$ aient au moins un diast, c'est-à-dire celle obtenue en e)

2° Il y a $\binom{k}{n}$ manières de choisir k fournisseurs qui n'ont pas de diast

Par conséquent : $p(Y=k) = \binom{k}{n} \left(1 - \frac{k}{n} \right)^{na} \sum_{j=0}^{n-k} (-1)^j \binom{j}{n-k} \left(\frac{j}{n-k} \right)^{na}$

ou $p(Y=k) = \binom{k}{n} \left(1 - \frac{k}{n} \right)^{na} \sum_{j=0}^{n-k} (-1)^j \binom{j}{n-k} \left(1 - \frac{j}{n-k} \right)^{na}$

Nous enca que: $p(Y=k) = \frac{\binom{n-k}{n} n^a}{n^a} \sum_{j=0}^{n-k} (-1)^{n-k-j} \binom{j}{n-k} \left(\frac{j}{n}\right)^{na}$

donc $p(Y=k) = \frac{\binom{n-k}{n} \sum_{j=0}^{n-k} (-1)^{n-k-j} \binom{j}{n-k} \left(\frac{j}{n}\right)^{na}}{n^a}$ a priori pour $k \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket$.

En $\binom{n-k}{n} \sum_{j=0}^{n-k} (-1)^{n-k-j} \binom{j}{n-k} \left(\frac{j}{n}\right)^{na} = \sum_{j=0}^{n-k} (-1)^{n-k-j} \binom{j}{n-k} \left(\frac{j}{n}\right)^{na} \stackrel{k=n-j!!}{=} \sum_{k=0}^n (-1)^k \binom{n-k}{n} \left(\frac{n-k}{n}\right)^{na} = \sum_{k=0}^n (-1)^k \binom{n}{k} \left(\frac{k}{n}\right)^{na} = p(Y=0)!$

Finalement: $\forall k \in \llbracket 0, n-1 \rrbracket, p(Y=k) = \frac{\binom{n-k}{n} \sum_{j=0}^{n-k} (-1)^{n-k-j} \binom{j}{n-k} \left(\frac{j}{n}\right)^{na}}{n^a}$

complément..

En fait tout cela est bien connu et n'est fait à quelques lignes (c'est un problème de surjections; c'est encore un problème de rangement! le range na diato chez n fournisseurs et on compte le nombre de fournisseurs "vides"!!)

le nombre de rangements est le nombre d'applications d'un ensemble de na éléments dans un ensemble de n éléments, soit: n^{na}

Pour faire un rangement contenant exactement k fournisseurs "vides"

1°. on choisit ces k fournisseurs ($\binom{n}{k}$ possibilités)

2°. on définit une surjection de l'ensemble des na diato dans l'ensemble des n-k autres fournisseurs (S_{n-k}^{na} possibilités).

Rappel.. le nombre de surjection d'un ensemble de p éléments dans un ensemble de n éléments est

$$S_p^n = \sum_{j=0}^p \binom{p}{j} (-1)^{p-j} j^n.$$

donc $S_{n-k}^{na} = \sum_{j=0}^{n-k} \binom{n-k}{j} (-1)^{n-k-j} j^{na}$

Finalement: $p(Y=k) = \frac{\binom{n-k}{n} S_{n-k}^{na}}{n^{na}} = \frac{\binom{n-k}{n} \sum_{j=0}^{n-k} \binom{n-k}{j} (-1)^{n-k-j} j^{na}}{n^{na}}$

exercice.. Utiliser cette formule pour retrouver $E(Y)$ et $V(Y)$. ce n'est pas si difficile que semblent le dire C.L. + J.G. (... correction avec par mal d'écriture...)

Partie II

1. Etude de la suite $(p_n(0))$.

a) Soit $x \in]0, 1[$. $f'_0(x) = -\frac{a}{x^2} h(1-x) + \frac{a}{x} \cdot \frac{-1}{1-x}$. $g_0(x) = -a h(1-x) - \frac{ax}{1-x}$

$$g_0(x) = -a \left[h(1-x) + \frac{x}{1-x} \right]$$

Nous posons que: $h(1-x) > 1 - \frac{1}{1-x} = -\frac{x}{1-x}$ donc $h(1-x) + \frac{x}{1-x} > 0$.

$$\uparrow \forall u \in \mathbb{R}_+^* - \{1\}, h(u) > 1 - \frac{1}{u}$$

Finalement: $g_0(x) < 0$.

b) Le signe de f'_0 sur $]0, 1[$ et celui de g_0 ; donc $\forall x \in]0, 1[, f'_0(x) < 0$. f_0 est strictement décroissante.

$$\frac{a}{x} h(1-x) \vee \frac{a}{x} (-x) = -a; \quad \lim_{x \rightarrow 0} \frac{a}{x} h(1-x) = -a \quad \text{donc} \quad \lim_{x \rightarrow 0} f_0(x) = 0$$

$$c) \quad \forall x \in]0, 1[, f'_0(x) = -\frac{a}{x^2} \left[h(1-x) + \frac{x}{1-x} \right] = -\frac{a}{1-x} \left[\frac{(1-x)h(1-x) + x}{x^2} \right]$$

$$(1-x)h(1-x) + x = (1-x) \left[(-x) - \frac{(-x)^2}{2} \right] + x + o(x^4) = -x - \frac{x^2}{2} + x^2 + x + o(x^4) = \frac{x^2}{2} + o(x^4).$$

Par conséquent $\lim_{x \rightarrow 0} \frac{(1-x)h(1-x) + x}{x^2} = \frac{1}{2}$ donc $\lim_{x \rightarrow 0} f'_0(x) = -\frac{a}{1} \cdot \frac{1}{2} = -\frac{a}{2}$.

Le théorème du prolongement de la dérivée prouve que f_0 est dérivable en 0 et que f'_0 est continue en 0.

Nous savons déjà que f_0 est dérivable sur $]0, 1[$ et que f'_0 est continue sur $]0, 1[$.

Finalement f_0 est de classe C^1 sur $[0, 1[$.

Soit $n \in \mathbb{N}^*$

d) $p_n(0) = \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{na} = e^{na h(1-\frac{1}{n})} = e^{\frac{a}{1/n} h(1-\frac{1}{n}) + a - a} = e^{f_0(\frac{1}{n}) - a}$

$$p_n(0) = e^{f_0(\frac{1}{n}) - a}$$

$$\frac{1}{n} > \frac{1}{n+1}; \quad f_0\left(\frac{1}{n}\right) < f_0\left(\frac{1}{n+1}\right); \quad e^{f_0(\frac{1}{n}) - a} < e^{f_0(\frac{1}{n+1}) - a}; \quad p_n(0) < p_{n+1}(0).$$

$(p_n(0))_{n \geq 1}$ est donc croissante (strictement croissante)

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} p_n(0) = e^{L-a} = e^{-a}.$$

2. Etude de la loi limite du nombre de décès par pneumonie.

a) $n \in \mathbb{N}^*$ et $k \in [1, na]$

$$p_n(k) = \binom{na}{k} \left(\frac{1}{n}\right)^k \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{na-k} = \frac{(na)(na-1)\dots(na-k+1)}{k!} \cdot \frac{1}{n^k} \cdot e^{(na-k)h(1-\frac{1}{n})}$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \underbrace{\left(\frac{na}{k} \cdot \frac{na-1}{n} \cdot \dots \cdot \frac{na-k+1}{n}\right)}_{k \text{ termes}} = a \times a \times \dots \times a = a^k. \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} e^{(na-k)h(1-\frac{1}{n})} = e^{-a}$$

$$\uparrow (na-k)h(1-\frac{1}{n}) \sim -\frac{na-k}{n}$$

Finalement : $\lim_{n \rightarrow \infty} p_n(k) = \frac{a^k}{k!} e^{-a}$

(7)

La loi limite du nombre de défauts par fournisseur quand n tend vers l'infini est une loi de Poisson de paramètre a . Ceci n'est pas surprenant car chaque x_i suit une loi binomiale de paramètres a_n et $\frac{1}{n}$, et $a_n \times \frac{1}{n} = a$ (voir cours approximation)

b) Notons Z cette loi limite. $Z(\mathbb{N}) = \mathbb{N}$. $\forall k \in \mathbb{N}$, $p(Z=k) = \frac{a^k}{k!} e^{-a}$.

$E(Z) = a$ et $V(Z) = a$

soit $k \in \mathbb{N}$. $\frac{p(Z=k+1)}{p(Z=k)} = \frac{\frac{a^{k+1}}{(k+1)!} e^{-a}}{\frac{a^k}{k!} e^{-a}} = \frac{a}{k+1}$

$p(Z=k+1) > p(Z=k) \Leftrightarrow \frac{a}{k+1} > 1 \Leftrightarrow k < a-1$. $p(Z=k+1) < p(Z=k) \Leftrightarrow k > a-1$.

$p(Z=k+1) = p(Z=k) \Leftrightarrow k = a-1$. Il résulte de ceci que :

soit $k \in \mathbb{N}$. $k < a-1 \Rightarrow p(Z=k) < p(Z=a-1) = p(Z=a)$ et $k > a \Rightarrow p(Z=k) < p(Z=a) = p(Z=a-1)$

Il y a donc deux modes : $a-1$ et a

3°. Etude de la limite $(p_n(k))$ selon les valeurs de k .

a) $h(p_n(k)/p(k)) = \ln \left[\binom{n}{k} \left(\frac{1}{n}\right)^k \left(1-\frac{1}{n}\right)^{n-k} \frac{a^k}{k!} e^{-a} \right] = \ln \left[\frac{n!}{k! (n-k)!} \left(\frac{1}{n}\right)^k \left(1-\frac{1}{n}\right)^{n-k} \frac{a^k}{k!} e^{-a} \right]$
 $= \sum_{j=0}^{k-1} \ln \frac{n-j}{n} + (n-k) \ln \left(1-\frac{1}{n}\right) + a = \left(\frac{a}{1/n} - k\right) \ln \left(1-\frac{1}{n}\right) + a + \sum_{j=0}^{k-1} \ln \left(1-\frac{j}{n}\right)$

Donc $\lim_{n \rightarrow \infty} (p_n(k)/p(k)) = \int_0^k (1/t) dt$.

b) Soit $x \in \mathbb{D} f_k$.

$x f_k(x) = (a-kx) h(1-x) + ax + \sum_{j=0}^{k-1} x h\left(1-\frac{jx}{a}\right)$

$x f_k(x) = (a-kx) \left(-x - \frac{x^2}{2}\right) + ax + \sum_{j=0}^{k-1} x \left(-\frac{jx}{a}\right) + o(x^4)$

$x f_k(x) = kx^2 - \frac{a x^2}{2} - \frac{1}{a} x \frac{(k-1)k}{2} x^2 + o(x^4)$

$x f_k(x) = \left[k - \frac{a}{2} - \frac{k(k-1)}{2a} \right] x^2 + o(x^4) = \frac{-k^2 + (2a+1)k - a^2}{2a} x^2 + o(x^4)$

Donc $\frac{1}{n} f_k\left(\frac{1}{n}\right) = \frac{-k^2 + (2a+1)k - a^2}{2a} \frac{1}{n^2} + o\left(\frac{1}{n^4}\right)$.

considérons le polynôme $-x^2 + (2a+1)x - a^2$ et factorisons le.

$\Delta = (2a+1)^2 - 4a^2 = 1 + 4a$. Donc $-x^2 + (2a+1)x - a^2 = -\left(x - \frac{(2a+1) + \sqrt{1+4a}}{2}\right) \left(x - \frac{(2a+1) - \sqrt{1+4a}}{2}\right)$

$$-x^2 + (a+1)x - a^2 = -(x - (a + \frac{1}{2} - \frac{\sqrt{1+4a}}{2}))(x - (a + \frac{1}{2} + \frac{\sqrt{1+4a}}{2}))$$

$$-x^2 + (2a+1)x - a^2 = -(x - (a + \frac{1}{2} - \sqrt{a + \frac{1}{4}}))(x - (a + \frac{1}{2} + \sqrt{a + \frac{1}{4}})) = -(x-b)(x-c)$$

si $k \in]b, c[$ on a alors $-k^2 + (2a+1)k - a^2 > 0$ et $\frac{1}{n} f_k(\frac{1}{n}) \sim \frac{-k^2 + (2a+1)k - a^2}{n^2}, \frac{1}{n^2}$

Par conséquent pour n assez grand : $f_k(\frac{1}{n}) > 0$.

si $k \notin [b, c]$: on a alors de la même manière $f_k(\frac{1}{n}) < 0$ pour n assez grand

Rappelons que : $f_k(\frac{1}{n}) = \frac{p_n(k)}{p(k)}$.

Par conséquent si $k \in]b, c[$: $p_n(k) > p(k)$ pour n assez grand;

si $k \notin [b, c]$: $p_n(k) < p(k)$ pour n assez grand.

c) f_k est dérivable sur $\mathbb{R}$ d'après le théorème. Soit $x \in \mathbb{R}$.

$$f'_k(x) = -\frac{a}{x^2} k(1-x) + (\frac{a}{x} - k) \frac{-1}{1-x} + \sum_{j=0}^{k-1} \frac{-j/a}{1 - \frac{jx}{a}}$$

$$g_k(x) = x^2 f'_k(x) = -a k(1-x) + (kx^2 - ax) \frac{1}{1-x} - \sum_{j=0}^{k-1} \frac{x^2}{1 - \frac{jx}{a}} \times \frac{j}{a}$$

Donc $g_k(x) = -x[-x - \frac{x^2}{2}] + kx^2 - ax(1+x) - \sum_{j=0}^{k-1} \frac{j}{a} x^2 + O(x^2)$; on obtient:

• $\frac{1}{1-x} = 1 + O(x)$ donc $kx^2 \times \frac{1}{1-x} = kx^2 + O(x^3)$.

• $\frac{1}{1-x} = 1+x+O(x^2)$ donc $-ax \times \frac{1}{1-x} = -ax(1+x) + O(x^3)$

• $\frac{1}{1 - \frac{jx}{a}} = 1 + O(x)$ donc $\frac{x^2}{1 - \frac{jx}{a}} = x^2 + O(x^3)$

} OK?

Finalement : $g_k(x) = ax + \frac{ax^2}{2} + kx^2 - ax - ax^2 - \frac{x^2}{a} \times \frac{(k-1)k}{2} + O(x^3)$

$$g_k(x) = [-\frac{1}{2a} k^2 + (1 + \frac{1}{2a})k - \frac{a}{2}] x^2 + O(x^3)$$

$$g_k(x) = -\frac{1}{2a} (k-b)(k-c)x^2 + O(x^3).$$

si $k \in]b, c[$: $z^2 f'_k(z) > -\frac{1}{2a}(k-b)(k-c)z^2$ et $-\frac{1}{2a}(k-b)(k-c) > 0$

Donc f'_k est strictement positive au voisinage de 0 ; f_k est strictement croissante au voisinage de 0.

Pour n assez grand : $f_k(\frac{1}{n+1}) \leq f_k(\frac{1}{n})$ donc $\ln \frac{p_{n+1}(k)}{p(k)} \leq \ln \frac{p_n(k)}{p(k)}$ ou encore : $p_{n+1}(k) \leq p_n(k)$.

A partir d'un certain rang la suite $(p_n(k))$ est donc décroissante.

De même si $k \notin [b, c]$: $(p_n(k))$ est croissante à partir d'un certain rang.