

Compte-rendu en *Principes et méthodes statistiques*

Analyse de signaux oculométriques

Aurélien PEPIN, Léo DESBUREAUX, Julien LABOURÉ (Ensimag)

5 mai 2017

1 Analyse d'échantillons de loi binomiale négative

QUESTION 1. On suppose dans un premier temps le paramètre r connu. L'estimateur obtenu par la méthode des moments est noté \tilde{p}_n .

Comme on suppose les variables X_1, X_2, \dots, X_n de l'échantillon indépendantes et de même loi binomiale négative $\mathcal{BN}(r, p)$, on a $\mathbb{E}[X] = \frac{r}{p}$. Alors l'estimateur des moments est :

$$\tilde{p}_n = \frac{r}{\overline{X}_n}$$

où \overline{X}_n désigne la moyenne empirique de l'échantillon.

Une deuxième méthode d'estimation ponctuelle est l'estimation par maximum de vraisemblance. On note maintenant l'estimateur trouvé \hat{p}_n .

$$\mathcal{L}(p; x_1, \dots, x_n) = P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n; p) = \prod_{i=1}^n P(X = x_i; p)$$

Plutôt que de dériver directement ce produit, on préfère maximiser le logarithme de la fonction de vraisemblance \mathcal{L} , c'est la **log-vraisemblance** :

$$\begin{aligned} \ln \mathcal{L}(p; x_1, \dots, x_n) &= \ln \prod_{i=1}^n P(X = x_i; p) = \sum_{i=1}^n \ln P(X = x_i; p) \\ &= \sum_{i=1}^n \ln \left(\binom{x_i-1}{r-1} (1-p)^{x_i-r} p^r \right) \end{aligned}$$

On cherche désormais à obtenir \hat{p}_n , valeur qui maximise cette log-vraisemblance. On dérive pour cela l'expression précédente :

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial p} \ln \mathcal{L}(p; x_1, \dots, x_n) &= \frac{\partial}{\partial p} \left(\sum_{i=1}^n \ln \binom{x_i-1}{r-1} \right) + \sum_{i=1}^n (x_i - r) \frac{\partial}{\partial p} (\ln(1-p)) + \sum_{i=1}^n r \frac{\partial}{\partial p} (\ln p) \\ &= 0 - \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - r}{1-p} \right) + \sum_{i=1}^n \frac{r}{p} \end{aligned}$$

Cette expression s'annule sous les conditions suivantes :

$$\begin{aligned}
-\sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - r}{1-p} \right) + \sum_{i=1}^n \frac{r}{p} = 0 &\iff \sum_{i=1}^n \frac{-px_i + pr + (1-p)r}{p(1-p)} = 0 \\
&\iff \sum_{i=1}^n -px_i + r = 0 \\
&\iff \sum_{i=1}^n \frac{r}{p} = \sum_{i=1}^n x_i \\
&\iff n \frac{r}{p} = \sum_{i=1}^n x_i \\
&\iff \frac{r}{p} = \overline{X}_n
\end{aligned}$$

Finalement, on retrouve donc le résultat précédent :

$$\hat{p}_n = \frac{r}{\overline{X}_n} = \tilde{p}_n$$

Les cas aux limites où $p = 0$ ou $p = 1$ correspondent à des situations triviales où tous les X_i sont identiques, il n'y a aucune part d'aléatoire.

QUESTION 2. Pour une suite de variables aléatoires i. i. d. $\{X_n\}_{n \geq 1}$, le **théorème central limite** exprime la convergence suivante :

$$Z_n = \sqrt{n} \frac{\overline{X}_n - E[X]}{\sigma(X)} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \mathcal{N}(0, 1)$$

Soient X_1, \dots, X_n les variables de l'échantillon de loi $\mathcal{BN}(r, p)$. Par définition, on a :

$$\mathbb{E}[X] = \frac{r}{p} \quad \text{et} \quad \sigma(X) = \frac{\sqrt{r(1-p)}}{p}$$

La suite X_1, \dots, X_n satisfait les conditions du théorème. On définit ainsi :

$$\begin{aligned}
Z_n &= p\sqrt{n} \frac{\overline{X}_n - \frac{r}{p}}{\sqrt{r(1-p)}} \\
&= \frac{\sqrt{nr}}{\sqrt{1-p}} \left(\frac{p}{\hat{p}_n} - 1 \right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \mathcal{N}(0, 1)
\end{aligned}$$

Sachant que $\mathbb{P}(|Z_n| > u_\alpha) = \alpha$, on peut construire un intervalle de confiance :

$$\begin{aligned} \frac{\sqrt{nr}}{\sqrt{1-p}} \left| \frac{p}{\hat{p}_n} - 1 \right| > u_\alpha &\iff \sqrt{nr} |p - \hat{p}_n| > u_\alpha \hat{p}_n \sqrt{1-p} \\ &\iff rn (p - \hat{p}_n)^2 > u_\alpha^2 \hat{p}_n^2 (1-p) \\ &\iff rn p^2 + (-2rn \hat{p}_n + u_\alpha^2 \hat{p}_n^2) p + \hat{p}_n^2 (rn - u_\alpha^2) > 0 \\ &\iff p^2 + \hat{p}_n \left(-2 + \frac{u_\alpha^2 \hat{p}_n}{rn}\right) p + \hat{p}_n^2 \left(1 - \frac{u_\alpha^2 \hat{p}_n}{rn}\right) > 0 \end{aligned}$$

Posons $\lambda = \frac{u_\alpha^2 \hat{p}_n}{rn}$ et réécrivons l'équation précédente :

$$p^2 + p\hat{p}_n(-2 + \lambda \hat{p}_n) + \hat{p}_n^2 (1 - \lambda) > 0$$

C'est un polynôme en p dont on déduit le discriminant Δ :


$$\Delta = (\hat{p}_n^2 \lambda)^2 + 1 + \frac{4(1 - \hat{p}_n)}{\lambda \hat{p}_n}$$

À partir du discriminant, on peut calculer les racines du polynôme qui sont les bornes de l'intervalle de confiance qu'on cherche à déterminer :

$$IC_p = \left[\hat{p}_n - \frac{1}{2} \lambda \hat{p}_n^2 \left(1 + \sqrt{1 + \frac{4(1 - \hat{p}_n)}{\lambda \hat{p}_n}} \right) ; \hat{p}_n - \frac{1}{2} \lambda \hat{p}_n^2 \left(1 - \sqrt{1 + \frac{4(1 - \hat{p}_n)}{\lambda \hat{p}_n}} \right) \right]$$

QUESTION 3. Pour tracer le graphe de probabilités de la loi géométrique (qui correspond au cas $r = 1$), on cherche en premier lieu des fonctions h, α, g, β telles que :

$$h[F(k)] = \alpha(p) g(k) + \beta(p)$$

 Se référer à : P1_Q3_Graphe_Probabilites.r

La fonction de répartition de la loi géométrique est :

$$\begin{aligned} F_G(k) = 1 - (1-p)^k &\iff 1 - F_G(k) = (1-p)^k \\ &\iff \ln(1 - F_G(k)) = k \ln(1-p) \end{aligned}$$

Par identification, on établit les correspondances suivantes :

- $h[F_G(k)] = \ln(1 - F_G(k))$
- $\alpha(p) = \ln(1 - p)$
- $g(k) = k$
- $\beta(p) = 0$

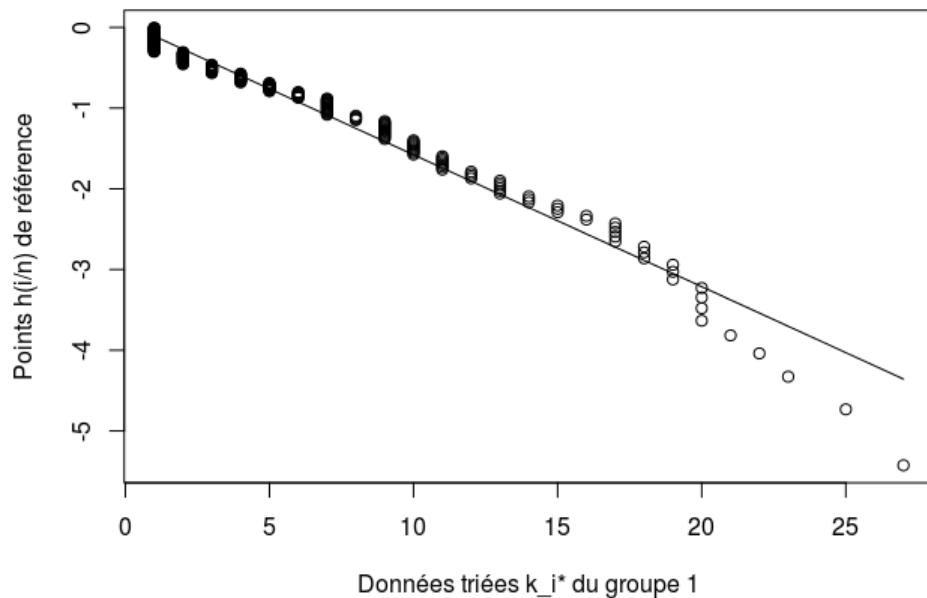
Le graphe de probabilités de $F_G(k)$ est donc le nuage de points :

$$\left(g(k_i^*) ; h\left(\frac{i}{n}\right) \right) = \left(k_i^* ; \ln\left(1 - \frac{i}{n}\right) \right) \quad \forall i \in \llbracket 1; n-1 \rrbracket$$

Ce graphe permet de mesurer visuellement l'adéquation entre une distribution et la loi qu'elle est supposée suivre. On vérifie pour cela que les points affichés sont alignés.

Par une régression linéaire, on peut aussi ajouter la droite des moindres carrés de y en x . Appliquons ces outils aux groupes de données dont on dispose ainsi qu'à un échantillon aléatoire.

Graphe de probabilités de la loi géométrique sur le groupe 1



Sur le **groupe 1**, on remarque que les points sont bien alignés en eux, sauf pour quelques mesures aux extrémités. La loi géométrique semble donc être ici un modèle plausible.

Pour estimer le paramètre p , on peut utiliser la régression linéaire. La droite des moindres carrés a pour coefficient directeur $m = \alpha(p) = \ln(1 - p)$.

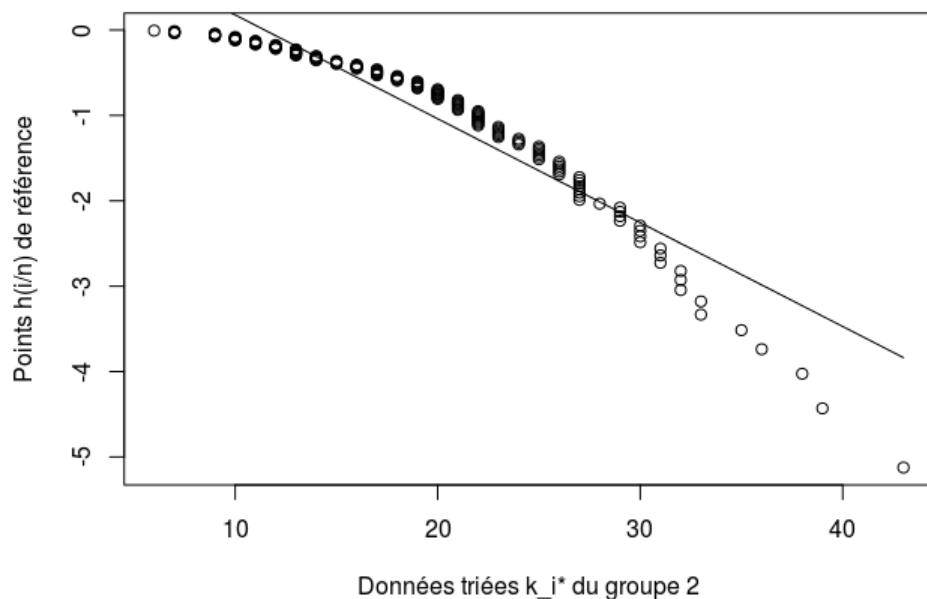
$$m = \ln(1 - p) \iff p = 1 - e^m$$

En **R**, le coefficient directeur est donné par l'attribut `coefficients` de la régression linéaire. Dans le cas du **groupe 1**, on estime ainsi :

$$p = p_{g_1} \simeq 0.1508$$

Si la loi géométrique semble un modèle plausible pour le **groupe 1**, il n'en est pas de même pour le groupe de données suivant.

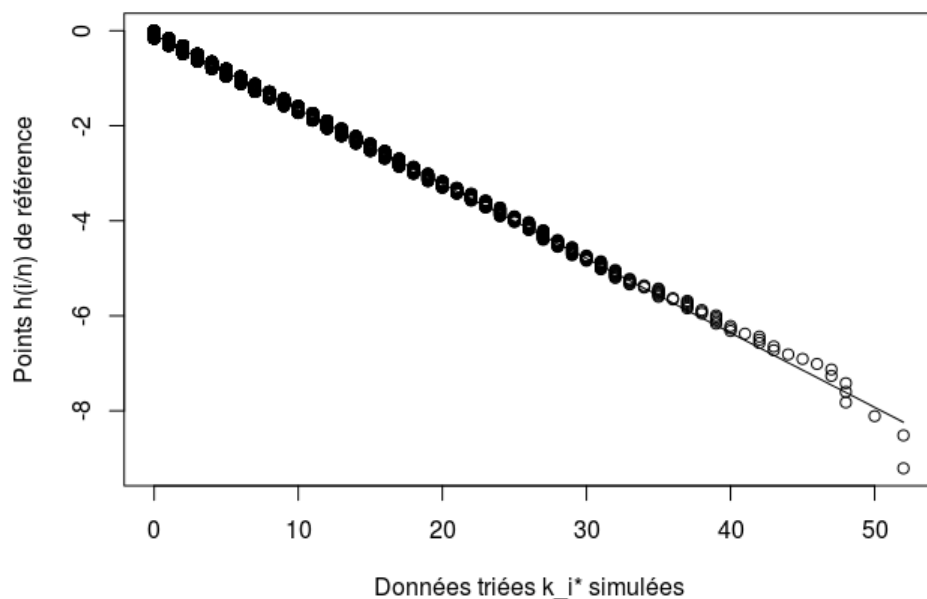
Graphe de probabilités de la loi géométrique sur le groupe 2



Dans le cas du **groupe 2**, les points sont peu alignés. Ils semblent plutôt suivre la trajectoire d'une courbe, ce qui laisse penser que la loi géométrique n'est pas un modèle adapté pour cet échantillon. Il est donc inutile de chercher à approcher un paramètre p .

Pour s'assurer que le graphe de probabilités modélise bien ce qu'on cherche, on utilise enfin un dernier graphique. On simule puis on trie 10 000 réalisations d'une loi géométrique. Comme les points sont alignés de manière quasi-parfaite, on en déduit que le graphe de probabilités est bien celui de la loi géométrique.

Vérification du graphe de probabilités



QUESTION 4. (a). Soit $X \hookrightarrow \mathcal{BN}(r, p)$.

$$\begin{aligned} \frac{P(X = x)}{P(X = x + 1)} &= \frac{\binom{x-1}{r-1} (1-p)^{x-r} p^r}{\binom{x}{r-1} (1-p)^{x+1-r} p^r} \\ &= \frac{\frac{(x-1)!}{(r-1)! (x-r)!} (1-p)^{x-r} p^r}{\frac{x!}{(r-1)! (x-r+1)!} (1-p)^{x+1-r} p^r} \\ &= \frac{x-r+1}{x(1-p)} \end{aligned}$$

(b). À partir du calcul précédent, on définit la fonction $g(x)$ telle que :

$$g(x) = x \frac{P(X = x)}{P(X = x + 1)} = \frac{1}{1-p} x + \frac{1-r}{1-p}$$

On affiche le nuage de points $(x, g(x))$. Grâce à une régression linéaire, on trace la droite au sens des moindres carrés $y = ax + b$ pour obtenir un coefficient directeur et une ordonnée à l'origine à partir desquels on peut retrouver p :

$$\begin{aligned} a &= \frac{1}{1-p} \iff p_{g_2} := p = 1 - \frac{1}{a} \\ b &= \frac{1-r}{1-p} \iff p_{g_3} := \text{TODO}. \end{aligned}$$

(b). COMMENCER A r!!! (via paramètre de la loi)

QUESTION 5. On suppose désormais que le paramètre r est inconnu. On va donc chercher à estimer simultanément les deux paramètres (r, p) via la méthode des moments.

Pour cela, on rappelle les égalités suivantes $\begin{cases} E[X] = \frac{r}{p} \\ Var(X) = \frac{r(1-p)}{p^2} \end{cases}$

$$\begin{aligned} \frac{E[X]}{Var(X)} &= \frac{p}{1-p} \iff E[X](1-p) = Var(X)p \\ &\iff E[X] = p(E[X] + Var(x)) \end{aligned}$$

On en déduit ainsi que :

$$\begin{aligned} \tilde{p}_n &= \frac{\bar{X}_n}{\bar{X}_n + S_n^2} \\ \tilde{r}_n &= \frac{\bar{X}_n^2}{\bar{X}_n + S_n^2} \end{aligned}$$

QUESTION 6. ETAPE 1. On détermine $z = \min_i x_i$. En effet, la valeur de r ne peut pas être supérieure à la valeur des x_i .

ETAPE 2. Pour chaque valeur de r possible, donc pour tout $i \in \llbracket 1; z \rrbracket$, on calcule l'estimateur $\hat{p}_{n,i} = \frac{i}{\bar{X}_n}$ (sur le modèle de la question 1).

ETAPE 3. Pour chaque couple $(r_i, p_i) = (i, \hat{p}_{n,i})$, on calcule sa vraisemblance.

ETAPE 4. On en déduit $(\hat{r}_n, \hat{p}_n) = \operatorname{argmax}_{(r,p)} \mathcal{L}(r,p; x_1, \dots, x_n)$. faire une petite phrase de conclusion

2 PARTIE 2 ECRIRE LE TITRE

QUESTION 1. Faire comme pour l'exercice sur la pollution. **QUESTION 2.** à voir en fonction de la q4. **QUESTION 3.** SIMULATION. **QUESTION 4.** SIMULATION.