

Loi normale

Échantillonnage et estimation

Christophe ROSSIGNOL*

Année scolaire 2019/2020

Table des matières

1	Rappels sur la loi binomiale	2
1.1	Épreuve de BERNOULLI	2
1.2	Schéma de BERNOULLI – Loi binomiale	2
2	Loi normale	3
2.1	Courbe « en cloche »	3
2.2	Loi normale	4
2.3	Approximation d’une loi binomiale par une loi normale	5
3	Échantillonnage – Estimation	5
3.1	Définition – Utilisation	5
3.2	Échantillonnage – Prise de décision	6
3.3	Intervalle de confiance	6

Table des figures

1	Un exemple d’épreuve de BERNOULLI	2
2	Un exemple de Schéma de BERNOULLI	3
3	Courbes « en cloche »	4
4	Loi normale de paramètres μ et σ	4
5	Intervalle de fluctuation	5

Liste des tableaux

1	Utilisation de la calculatrice ou du tableur pour une loi binomiale	3
2	Utilisation de la calculatrice ou du tableur pour une loi normale	7

*Ce cours est placé sous licence Creative Commons BY-SA <http://creativecommons.org/licenses/by-sa/2.0/fr/>

1 Rappels sur la loi binomiale

1.1 Épreuve de Bernoulli

Définition : On appelle **épreuve de BERNOULLI** toute épreuve à **deux issues possibles** : un succès (noté S) ou un échec (noté \bar{S}).

La probabilité d'un succès $p = P(S)$ est appelé **paramètre** de l'épreuve de BERNOULLI.

Exemple : On lance un dé équilibré à six faces, les faces étant numérotés de 1 à 6.

On considère qu'il y a un succès lorsque le résultat du lancer est un 6, un échec sinon.

Il s'agit d'une épreuve de BERNOULLI de paramètre $\frac{1}{6}$.

On peut la représenter par l'arbre de la figure 1.

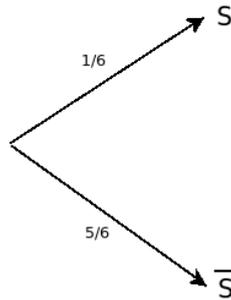


FIGURE 1: Un exemple d'épreuve de BERNOULLI

1.2 Schéma de Bernoulli – Loi binomiale

Définition : — On appelle **schéma de BERNOULLI** l'expérience consistant à **répéter n fois** de manière **indépendantes** la même épreuve de Bernoulli de paramètre p .

— La **loi binomiale de paramètres n et p** est la loi de probabilité de la variable aléatoire X prenant comme valeurs le nombre de succès (S) obtenus au cours des n épreuves du schéma de Bernoulli.

— On dit aussi que loi de probabilité de la variable aléatoire X **suit la loi binomiale de paramètres n et p** .

Exemple : On répète 2 fois de manière identiques et indépendantes l'épreuve de BERNOULLI de l'exemple précédent.

On note X la variable aléatoire qui donne le nombre de 6 obtenus. X suit la loi binomiale de paramètres 2 et $\frac{1}{6}$.

Le schéma de Bernoulli correspondant est donné sur la figure 2.

On a alors :

$$\begin{aligned} - P(X = 0) &= P(\bar{S}\bar{S}) = \frac{5}{6} \times \frac{5}{6} = \frac{25}{36} \\ - P(X = 1) &= P(S\bar{S}) + (\bar{S}S) = \frac{1}{6} \times \frac{5}{6} + \frac{5}{6} \times \frac{1}{6} = \frac{5}{36} + \frac{5}{36} = \frac{10}{36} \\ - P(X = 2) &= P(SS) = \frac{1}{6} \times \frac{1}{6} = \frac{1}{36} \end{aligned}$$

Remarques : 1. Si X suit la loi binomiale de paramètres n et p , X prend les valeurs 0, 1, 2, ..., n .

2. On peut toujours représenter un schéma de Bernoulli par un arbre pour calculer $P(X = k)$. Mais si n est grand, cela peut être fastidieux... On peut alors utiliser la calculatrice ou le tableau. Voir tableau 1.

Propriété : Soit X une variable aléatoire suivant la loi binomiale de paramètres n et p .

L'espérance de cette variable aléatoire est $E(X) = np$.

Exercices : Exercices 1, 2 de la feuille photocopiée « Exercices - loi binomiale ».

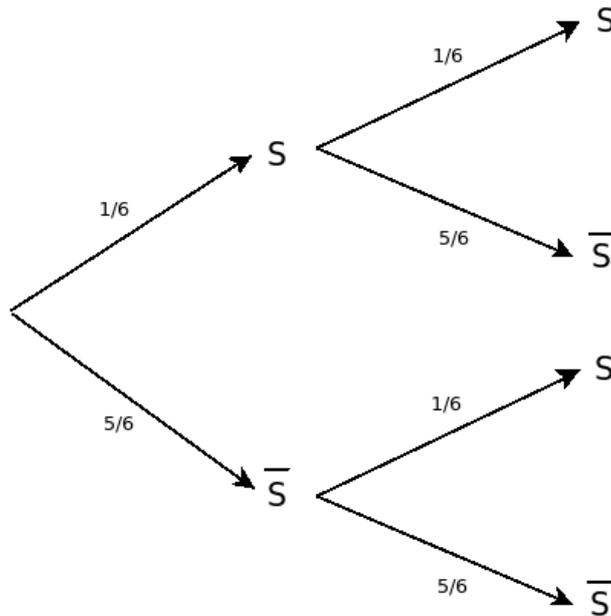


FIGURE 2: Un exemple de Schéma de BERNOULLI

	Casio	Texas	Tableur Open Office ou Excel
Syntaxe	Touche OPTN , puis choisir STAT , puis DIST , puis BINM , puis Bpd ou Bcd (voir p. 158)	Menu distrib (2nde var) , puis choisir binomFdp (ou binomFrép) (voir p. 158).	Fonction LOI.BINOMIALE
$P(X = k)$	BinominalPD (k, n, p)	binomFdp (n, p, k)	=LOI.BINOMIALE ($k; n; p; 0$)
$P(X \leq k)$	BinominalCD (k, n, p)	binomFRép (n, p, k)	=LOI.BINOMIALE ($k; n; p; 1$)

TABLE 1: Utilisation de la calculatrice ou du tableur pour une loi binomiale

2 Loi normale

Activité : Exercice 3 de la feuille photocopiée « Exercices - loi binomiale ».

2.1 Courbe « en cloche »

Le diagramme en bâtons d'une loi binomiale de paramètres n et p , lorsque n est très grand et que p n'est proche ni de zéro ni de 1, peut être approché par une **courbe « en cloche »** (voir figure 3).

Cette courbe « en cloche » a les propriétés suivantes :

Propriétés : Courbe « en cloche »

- C'est la courbe représentative d'une **fonction définie sur \mathbb{R}** .
- L'**aire totale** comprise entre la courbe « en cloche » et l'axe des abscisses **vaut 1**.
- Elle dépend de deux paramètres nommés μ (mu) et σ (sigma). μ est appelé **espérance** et σ est appelé **écart-type**.
- Elle admet comme **axe de symétrie** la droite d'équation $x = \mu$ (voir figure 3).
- Plus σ est **élevé**, plus la courbe est « **écrasée** » autour de l'axe des abscisses (voir figure 3).

Remarque : On va définir, à l'aide de ces courbes « en cloche », une nouvelle loi de probabilité, pour des variables aléatoires *prenant toutes les valeurs réelles*.

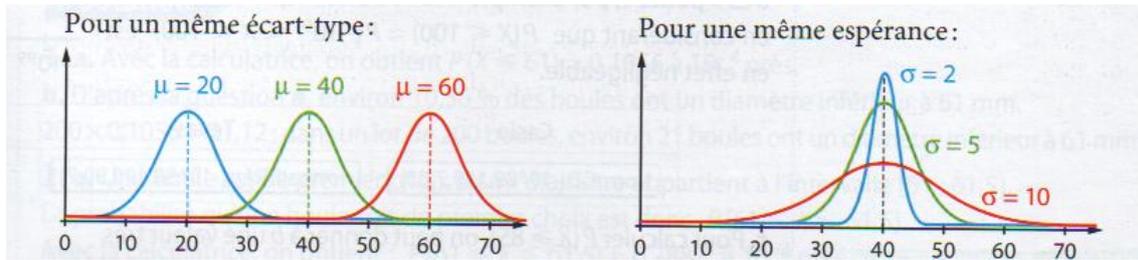


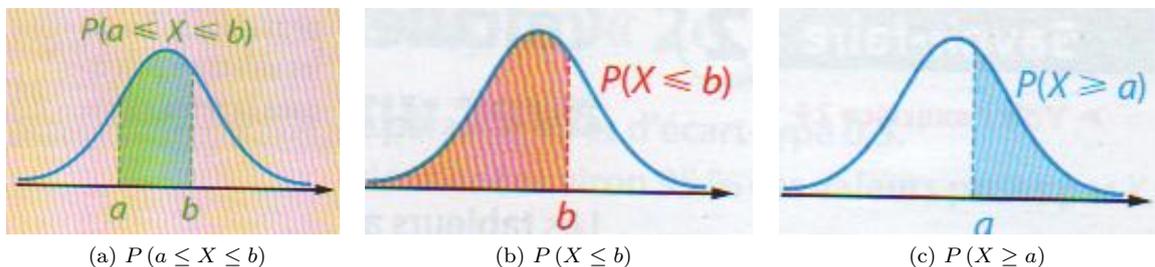
FIGURE 3: Courbes « en cloche »

2.2 Loi normale

Définition : On considère une courbe « en cloche » de paramètres μ et σ et X une variable aléatoire prenant toutes les valeurs réelles.

On dit que X suit la loi normale de paramètres μ et σ si, pour tout nombres a, b , avec $a < b$:

- La probabilité $P(a \leq X \leq b)$ que la variable aléatoire prenne des valeurs dans l'intervalle $[a; b]$ est égale à l'aire du domaine compris entre l'axe des abscisses, la courbe « en cloche » et les droites verticales d'équations $x = a$ et $x = b$. (voir figure 4a)
- La probabilité $P(X \leq b)$ que la variable aléatoire prenne des valeurs dans l'intervalle $[b; +\infty[$ est égale à l'aire du domaine compris entre l'axe des abscisses, la courbe « en cloche » et situé à gauche de la droite verticale d'équation $x = b$. (voir figure 4b)
- La probabilité $P(X \geq a)$ que la variable aléatoire prenne des valeurs dans l'intervalle $]-\infty; a]$ est égale à l'aire du domaine compris entre l'axe des abscisses, la courbe « en cloche » et situé à droite de la droite verticale d'équation $x = a$. (voir figure 4c)

FIGURE 4: Loi normale de paramètres μ et σ

Remarques : 1. La fonction dont la courbe représentative est la courbe « en cloche » est alors appelé fonction de densité.

2. On a alors $P(X = a) = P(a \leq X \leq a) = 0$ donc $P(X > a) = P(X \geq a)$. Les inégalités peuvent être notées indifféremment larges ou strictes, cela ne change pas le probabilités.

3. Par un raisonnement graphique simple, on obtient les propriétés suivantes :

Propriété : Soit X une variable aléatoire qui suit la loi normale de paramètres μ et σ .

- $P(X \leq \mu) = P(X \geq \mu) = 0,5$
- $P(X \geq a) = 1 - P(X < a) = 1 - P(X \leq a)$
- $P(a \leq X \leq b) = P(X \leq b) - P(X < a) = P(X \leq b) - P(X \leq a)$

Remarque : On utilisera la calculatrice pour déterminer des probabilités de variables aléatoires suivant une loi normale (voir tableau 2).

Exercices : 2, 3 page 138¹ – 8, 9 page 139² – 11 page 139; 12 page 140 et 28, 29 page 145³ [Intervalle]

1. Utilisation de la courbe.
2. Utilisation de la calculatrice.
3. Applications.

Propriété : Intervalle de fluctuation (voir figure 5)

Soit X une variable aléatoire qui suit la loi normale de paramètres μ et σ .

On a alors :

$$P(\mu - 2\sigma \leq X \leq \mu + 2\sigma) \simeq 0,95$$

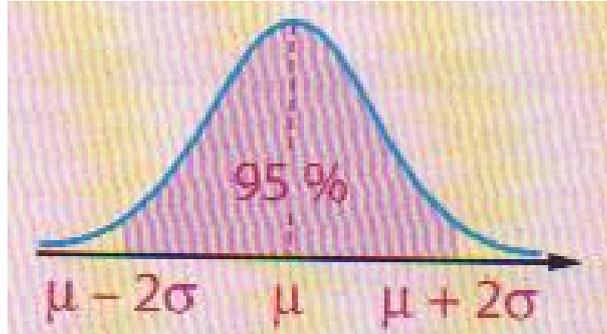


FIGURE 5: Intervalle de fluctuation

Remarque : Cela signifie qu'environ 95 % des valeurs prises par X sont dans l'intervalle $[\mu - 2\sigma ; \mu + 2\sigma]$.

Exercices : 5, 6 page 139⁴ [Intervalle]

2.3 Approximation d'une loi binomiale par une loi normale

Si n est très grand et que p n'est proche ni de zéro ni de 1, la loi binomiale de paramètres n et p peut être approchée par la loi normale de paramètres $\mu = np$ et $\sigma = \sqrt{np(1-p)}$.

3 Échantillonnage – Estimation

3.1 Définition – Utilisation

Rappel : On appelle **échantillon de taille n** la série statistique formée des résultats obtenus lorsqu'on répète n fois une expérience **dans les mêmes conditions**.

- Les distributions de fréquences varient d'un échantillon à l'autre pour la même expérience. C'est ce qu'on appelle la **fluctuation d'échantillonnage**.
- Même pour des échantillon de même taille, la distribution de fréquences peut varier.
- Lorsque la taille de l'échantillon augmente, les distributions de fréquences ont tendance à se stabiliser.

Remarque : Comme on répète dans les mêmes conditions une expérience n fois, **on peut assimiler cet échantillon à une loi binomiale** de paramètres n et p , où p est la **proportion du caractère étudié dans la population totale**. La distribution de fréquence de cet échantillon peut alors être assimilée à la loi de fréquence F_n .

Définition : Soit X_n une variable aléatoire qui suit la loi binomiale de paramètres n et p et $F_n = \frac{X_n}{n}$ la fréquence de succès.

On dit que l'intervalle I_n est un **intervalle de fluctuation** de F_n **au seuil de 95 %** si :

$$P(F_n \in I_n) \geq 0,95$$

Remarque : On utilise donc les **intervalles de fluctuation** dans les deux cas suivants :

- on **connait la proportion p** de présence du caractère dans la population ;
- on **fait une hypothèse sur la valeur de cette proportion** et on veut valider (ou invalider) cette hypothèse (on parle alors de **prise de décision**).

4. Intervalle de fluctuation.

3.2 Échantillonnage – Prise de décision

Propriété : Soit un caractère dont la proportion dans une population donnée est p . On considère un échantillon de taille n .

Si $n \geq 30$, $np \geq 5$ et $n(1-p) \geq 5$, l'intervalle :

$$I_n = \left[p - \frac{1}{\sqrt{n}} ; p + \frac{1}{\sqrt{n}} \right]$$

est un **intervalle de fluctuation au seuil de 95 %**.

On considère une population dans laquelle on **suppose** que la proportion d'un caractère est p .

On **observe** la fréquence f_{obs} de ce caractère dans un échantillon de taille n et on considère l'hypothèse « **la proportion de ce caractère dans la population est p** ».

On considère que les conditions $n \geq 30$, $np \geq 5$ et $n(1-p) \geq 5$ sont remplies et on note $I_n = \left[p - \frac{1}{\sqrt{n}} ; p + \frac{1}{\sqrt{n}} \right]$ l'**intervalle de fluctuation au seuil des 95 %**.

On a alors la règle de décision suivante :

- Si $f_{\text{obs}} \in I_n$: on considère que l'**hypothèse n'est pas remise en question** et l'on **accepte au seuil de risque de 5 %** ;
- Si $f_{\text{obs}} \notin I_n$: on **rejette l'hypothèse au seuil de risque de 5 %** (ce qui signifie que le risque d'erreur par rejet à tort de l'hypothèse est d'environ 5 %).

Exercices : 13, 14 page 140 et 31, 32 page 145⁵ [Intervalle]

3.3 Intervalle de confiance

On considère maintenant le cas où la **proportion p** du caractère dans la population totale est **inconnue**.

On veut estimer p à l'aide d'un échantillon de taille n , et on supposera que les conditions $n \geq 30$, $np \geq 5$ et $n(1-p) \geq 5$ sont remplies.

Définition : On **observe** une fréquence f_{obs} sur un échantillon de taille n .

On appelle **intervalle de confiance** de p au **niveau de confiance de 95 %** l'intervalle $\left[f_{\text{obs}} - \frac{1}{\sqrt{n}} ; f_{\text{obs}} + \frac{1}{\sqrt{n}} \right]$.

Remarques : Cela signifie que la proportion inconnue a plus de 95 % de chances de se trouver dans cet intervalle.

Exercices : 15, 16 page 140 ; 33 page 145 et 34 page 146⁶ [Intervalle]

Références

[Intervalle] Collection Intervalle, Mathématiques, programme 2013, Term STMG, NATHAN, 2013.

4, 5, 6

5. Échantillonnage, prise de décision.

6. Intervalle de confiance.

