

Démonstration très élémentaire du Théorème de Bernoulli.

$$\text{Soit } (p+q)^\mu = \sum_{n=0}^{\mu} \frac{\mu!}{n!(\mu-n)!} p^{\mu-n} q^n$$

$$p+q=1$$

Désignons le plus grand terme du développement par π_0

$$\pi_0 = \frac{\mu!}{n!(\mu-n)!} p^{\mu-n} q^n ;$$

par π_1, π_2, \dots les termes suivants.

Comme n sera le plus grand entier contenu dans $\mu q - p$; on pourra poser (ε étant une fraction)

$$n = \mu q - p + \varepsilon \quad \text{d'où} \quad \begin{cases} \mu - n = (\mu+1)p - \varepsilon \\ n+1 = (\mu+1)q + \varepsilon \end{cases}$$

Il vient alors

$$\pi_1 = \pi_0 \frac{\mu-n}{n+1} \frac{q}{p} = \pi_0 \frac{(\mu+1)p - \varepsilon}{(\mu+1)q + \varepsilon} \frac{q}{p} = \pi_0 \frac{1 - \frac{\varepsilon}{(\mu+1)p}}{1 + \frac{\varepsilon}{(\mu+1)q}} < \frac{\pi_0}{1 + \frac{\varepsilon}{(\mu+1)pq}}$$

$$\pi_2 = \pi_1 \frac{\mu-n-1}{n+1+1} \frac{q}{p} = \pi_1 \frac{1 - \frac{\varepsilon+1}{(\mu+1)p}}{1 + \frac{\varepsilon+1}{(\mu+1)q}} < \frac{\pi_1}{1 + \frac{\varepsilon+1}{(\mu+1)pq}}$$

.....

$$\pi_{\lambda+1} = \pi_\lambda \frac{\mu-n-\lambda}{n+1+\lambda} \frac{q}{p} = \pi_\lambda \frac{1 - \frac{\varepsilon+\lambda}{(\mu+1)p}}{1 + \frac{\varepsilon+\lambda}{(\mu+1)q}} < \frac{\pi_\lambda}{1 + \frac{\varepsilon+\lambda}{(\mu+1)pq}}$$

En multipliant ces inégalités membre à membre ;
il vient, a fortiori (en négligeant ε),

$$\frac{\pi_{\lambda+1}}{\pi_0} < \prod_{x=1}^{\lambda} \frac{1}{1 + \frac{x}{(\mu+1)pq}}$$

et, ce qui est la même chose

$$\frac{\pi_{\lambda+1}}{\pi_0} < \prod_{x=1}^{\lambda} \frac{1}{1 + \frac{\lambda+1-x}{(\mu+1)pq}}$$

Multiplions ces deux inégalités membre à membre facteur par facteur et extrayons la racine carrée. Comme on a

$$\left(1 + \frac{x}{(\mu+1)pq}\right) \left(1 + \frac{\lambda+1-x}{(\mu+1)pq}\right) > 1 + \frac{\lambda+1}{(\mu+1)pq},$$

il vient a fortiori (π_0 étant < 1)

$$\pi_{\lambda+1} < \pi_0 \left(1 + \frac{\lambda+1}{(\mu+1)pq}\right)^{-\frac{\lambda}{2}} < \left(1 + \frac{\lambda}{(\mu+1)pq}\right)^{-\frac{\lambda}{2}}$$

Cette inégalité est symétrique en p et q. On en conclut que tout terme à une distance supérieure à λ du terme principal est moindre que

$$\left(1 + \frac{\lambda}{(\mu+1)pq}\right)^{-\frac{\lambda}{2}}$$

et c.

3

Donc la somme de tous ces termes (dont le nombre est $< \mu$) est moindre que

$$\frac{\mu}{\left(1 + \frac{\lambda}{(\mu+1)pq}\right)^{\frac{\lambda}{2}}}$$

Soit \underline{l} un nombre fixe aussi petit qu'on veut. Prenons λ supérieur à $\underline{l}(\mu+1)$ la somme précédente sera plus petite que

$$\frac{\mu}{\left[\left(1 + \frac{\underline{l}}{pq}\right)^{\frac{\underline{l}}{2}}\right]^{\mu+1}}$$

quand μ croît indéfiniment le dénominateur croît comme une exponentielle et est infiniment grand par rapport à μ , le quotient tend vers 0. La somme de tous les termes de $(pq)^{\mu}$ étant un, on en conclut que la somme des termes à une distance moindre que $\underline{l}(\mu+1)$ du terme principal a pour limite l'unité, quand μ tend vers l'infini, quelque petit que soit le nombre fixe \underline{l} : c'est le théorème de Jacques Bernoulli.

Cela s'appelle Bernoulli

Cher Monsieur de Montessus,

J'ai bien reçu votre nouveau et intéressant
Volume sur Statistiques et Probabilités et je
vous en remercie,

En même temps mes meilleurs vœux
de nouvel an pour vous et les vôtres

Vote bien dévoué

Louvain 9 Janvier

Edouard Cournot

4

Louvain le 25 août 1905

Mon cher collègue,

J'ai examiné la thèse que vous avez bien voulu m'envoyer avec un grand intérêt. Les résultats m'en paraissent si importants que je désire vivement en comprendre les démonstrations.

La démonstration du n° 37 est essentielle et je n'arrive pas à la saisir. Vous dites au bas de la page 53 que l'équation différentielle (3) admet une solution (4) qui est donc holomorphe autour de $q=0$.

J'avoue ne point savoir
 cela. Je revois mes auteurs,
 par exemple les cours de Jordan
 et de Picard aux tomes III et
 j'y trouve plutôt le contraire.

Je vous serais reconnaissant de
 me dire si j'ai la bonne ou
 bien si il y a des fautes d'impres-
 sion qui dénaturent le texte.

Votre bon ami
 C de la Vallée Bonin
 38 rue Léopold

Mon cher confrère,

1-II-07

Mon article sur le théorème de Bernoulli va
être imprimé par la revue ~~de~~ Société scientifique
de Bruxelles. Je ne pourrai donc vous le communi-
quer qu'en épreuves d'ici à une quinzaine de
jours, ce qui sera fait. Veuillez agréer, mon cher
collègue, l'expression de mes sentiments les
plus distingués

Ch. de la Vallée Poussin
38 R. Leopold. Louvain

CARTE POSTALE
POSTKAART

(Côté réservé à l'adresse. — Zijde voor het ad.)



Vicomte de Montessus
 8 place de Genevrière
 Lille (Nord)
 France

M }
 * }
 Nom et adresse }
 de l'expéditeur. }
 * }
 Naam en adres }
 van den afzender. }

* Indication facultative — Onterplichte opgave.

(*) Cette inscription peut être biffée. — Dat opschrift mag doorgedaald worden.

Lomrain le 16-2-07

Mon cher collègue,

On trouve dans le tome II du cours
d'analyse de Jordan nos 183 et sui-
vants une démonstration rigoureuse du
théorème asymptotique de Bernoulli.

Elle prouve même que la probabilité
tend vers l'unité quand le rapport de
l'écart relatif à la racine carrée du
nombre d'épreuves tend vers l'infini.

M. Goedeels a donné dans les annales
de la société scientifique t XVII p. 8 une
démonstration très simple du théorème
de Bernoulli.

A mon avis, ces démonstrations ont le
 tort de s'appuyer sur la formule de
Stirling et de faire appel à des moyens
analytiques inutiles pour le résultat
que l'on obtient.

Je me permets de vous communiquer

2

(en vous autorisant à en faire tout usage que vous jugerez utile) une démonstration du théorème asymptotique de Bernoulli que je trouve bien plus simple et qui ne suppose aucune connaissance préalable. Vous trouverez ma démonstration sur la feuille jointe à cette lettre.

Enfin M. Mansion est en possession d'un travail manuscrit que je lui ai remis dans la dernière séance de la Société et on s'y établit (par des calculs élémentaires mais un peu longs et sans formule de Stirling) le théorème suivant:

Soit P la somme de tous les termes du développement de $(p+q)^{\mu}$ où l'exposant de p est compris entre les limites

$$(\mu+1)(p-l) - \frac{1}{2}$$

$$(\mu+1)(p+l) - \frac{1}{2}$$

on aura

$$P > \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{Th} e^{-x^2} dx$$

$$P < \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{\frac{\pi l}{h'}} e^{-x^2} dx$$

où l'on a posé

$$\varepsilon = l - \frac{3}{2(\mu+1)pq}$$

$$\varepsilon' = l + \frac{3}{2(\mu+1)pq}$$

$$T = \varepsilon \sqrt{\frac{\mu+1}{2pq}}$$

$$T' = \varepsilon' \sqrt{\frac{\mu+1}{2pq}}$$

$$h = \sqrt{1 - \frac{\varepsilon}{2pq}}$$

$$h' = \sqrt{1 - \frac{\varepsilon'}{2pq}}$$

4

Je ne sais si je vois bien la question
que vous me posez dans votre lettre.

Mais je pense que les démonstrations
de ~~M. Jordan~~ Jordan, Guedeels et la dé-
monstration manuscrite que je vous
adresse sont parfaites au point de vue
asymptotique, ce qui justifie la
phrase que vous signalez dans mon
Mémoire en éprouves.

En ce qui concerne le calcul réel de
la probabilité dans un cas déterminé, je
crois que le Mémoire énoncé dans cette
lettre est encore le plus satisfaisant.

Veillez agréer, cher collègue, l'assurance
de mes meilleurs sentiments

G/ de la Vallée Poussin

2 Av. Dorian

Paris 25 juillet

Cher Monsieur,

Je suis toujours à Paris dans l'attente
des événements. Il est enz vrais em-
blable que je pourrai revoir ma
famille en Hollande au mois de
septembre. Ce n'est cependant encore
qu'une probabilité!

Monsieur Hadamard pourra cer-
tainement rendre des services dans
la question qui vous intéresse, mais
il y a un mois que M. Hadamard
a quitté Paris. Vous savez sans
doute qu'il a perdu son second fils
et il est allé se reposer au
bord de la mer. Il est possible que je ne
le revie plus avant mon départ.

Je conserve toujours votre carte
pour en parler à l'occasion. Je ne
vous cache pas cependant que

je compte peu sur la possibilité
de faire un cours à l'étranger en
ce moment, car en ce moment il
n'y a ni échange de professeurs ni
imitation. Ne vous semble-t-il
pas d'ailleurs que ce n'est pas le
moment pour vous de quitter la
France où vous travaillerez seulement
à utiliser vos connaissances théo-
riques au profit de la défense
nationale.

Paris 17 a. 18
2 M. T. Dorian

Cher Monsieur,

Vous êtes vraiment trop aimable
de songer à m'inviter et je
suis très touché de votre am-
abilité. J'accepterais votre invi-
tation avec grand plaisir si je
n'étais en ce moment des rei-
sions sérieuses de rentrer à Paris.

D'un jour à l'autre je puis appren-
dre que ma famille est en
Hollande. J'aurais alors à
prendre immédiatement toute une
série de dispositions pour la
rejoindre et mon absence de
Paris serait cause de plu-
sieurs jours de retard.

En tous cas, je vous suis bien
 reconnaissant et je vous re-
 mercie de votre intérêt et
 je vous prie ainsi de vouloir
 présenter mes remerciements
 et mes hommages respectueux
 à Madame de Montesquiou
 Votre bien dévoué

C. de la Vallée Guisier

1

PROBABILITES ET STATISTIQUES, par R. DE MONTESSUS DE
BALLORE, Docteur ès Sciences, Lauréat de l'Institut. Préface de
M. ALLIAUME, professeur à l'université de Louvain ; -- Un vol.
in-8vo de VIII+211 pages -- Paris, Hermann, 1931 -- 60 fr fr.

M. de Montessus de Ballore expose dans cet ouvrage, sous une forme didactique, les recherches qu'il poursuit depuis sept ans sur les lois de la statistique. Elles ont été publiées dans diverses Revues et, de préférence, dans les Annales de la Société scientifique de Bruxelles.

Dans l'orientation donnée à ses recherches, M. de Montessus n'a pas eu de devancier. C'est assez dire combien ses idées sont originales et personnelles, par conséquent intéressantes. Peut-être est-il encore trop tôt pour porter sur elles un jugement définitif.

En gros, voici ~~comment~~ en quoi consiste le problème de la statistique, tel l'auteur le pose.

A la suite d'expériences répétées, on a fait correspondre à une succession de nombres $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ des mesures correspondantes y_1, y_2, \dots, y_n . On constate que y passe par un maximum pour une certaine valeur de x , mais décroît de part et d'autre de celle-ci jusqu'à atteindre zéro pour les valeurs extrêmes. D'une manière plus précise, si l'on fait le graphique de cette correspondance, en portant les valeurs de x en abscisses et celles de y en ordonnées, et en joignant les points obtenus par un trait continu, on trace une ligne de forme connue sous le nom de courbe en cloche. Le problème est de ~~trouver~~ trouver une formule analytique générale convenant à cette courbe et capable de s'adapter aux divers cas particuliers que l'on rencontre en pratique.

Si l'on pouvait introduire dans la formule autant de paramètres indéterminés que l'on veut, ce problème serait celui de l'interpolation et il pourrait être résolu exactement. Mais ce n'est pas la question. Il s'agit de définir une courbe dépendant du plus petit nombre possible de paramètres et susceptible de se rapprocher avec une exactitude suffisante des courbes fournies par l'expérience. La formule qui représente cette famille de courbes peut être alors regardée comme l'expression d'une loi.

M. de Montessus propose la formule suivante :

$$y = N \frac{m!}{(mp - x - h)! (mq + x + h)!} p^{mp-x-h} q^{mq+x+h}$$

La valeur maximum de y correspond à $x=0$, car h est supposé ~~très~~ très petit, et les autres valeurs de y correspondent aux valeurs $+1, +2, +3, \dots, -1, -2, -3, \dots$ de x etc. Cette formule dépend donc de cinq paramètres N, m, p, q , (ou plutôt de quatre paramètres, car on prend p et q tels que $p+q=1$). Ce sont eux qu'il convient de déterminer de ~~la~~ manière à adapter la formule aux résultats de l'observation.

Cette formule s'inspire d'une formule classique du calcul des probabilités concernant les épreuves répétées, mais nous n'apercevons aucun lien réel entre cette question et le problème qui nous occupe. Aussi bien le choix de cette formule paraît purement empirique et ne se justifie que par les confirmations que l'expérience lui donne. Avrai dire, la

formule ne convient pas toujours, mais elle convient souvent et l'auteur dit alors (peut-être un peu arbitrairement) que la statistique obéit à une loi de probabilité simple. L'auteur nous fait connaître dans son livre une trentaine de statistiques empruntées aux domaines les plus divers de l'expérience et qui obéissent à une telle loi de probabilité simple. Quelques-une d'entre elles constituent, pour la méthode de M. de Montessus, des réussites vraiment impressionnantes.

Cependant nous éprouvons parfois une certaine défiance. La formule ci-dessus n'a d'avantage que si le nombre m n'est pas très grand. En effet, $p+q$ doit être très voisin de 1, sinon égal à 1, et si le quotient

$$\frac{1}{m} \left(\frac{1}{p} - \frac{1}{q} \right)$$

est très petit, l'approximation des factorielles permet de réduire la formule de M. de Montessus à la forme exponentielle

$$y = \frac{N}{\sqrt{2mpq}} e^{-\frac{x^2}{2mpq}}$$

sauf une erreur relative négligeable tant que y n'est pas lui-même très petit. Dans ce cas, la courbe en cloche est sensiblement symétrique et nous pensons que la forme exponentielle, qui ne dépend que du seul paramètre mpq , serait pratiquement tout aussi bonne que la première. Cette remarque s'appliquerait sans doute aux statistiques E et G des pages 137 et 140 du livre dans lesquelles m surpasse respectivement 242 et 392, et alors la détermination séparée de m, p, q paraît tenir à un concours bien fortuit. Mais généralement m est inférieur à 30 et la formule de M. de Montessus est compatible avec une dissymétrie que la loi exponentielle exclut. Remarquons encore que, dans les cas de dissymétrie ~~excessive~~ surtout, le nombre des données d'observation auxquelles on applique la méthode ~~réussit~~ est toujours petit et il reste douteux que la méthode réussirait encore aussi bien avec des données nombreuses.

Le problème de déterminer les paramètres m, p, q de manière à obtenir le meilleur accord est assurément un problème difficile. Pour surmonter ces difficultés, M. de Montessus a imaginé des méthodes de calcul très élégantes, et il a introduit des principes nouveaux, analogues à ceux de la théorie des erreurs, grâce auxquels on peut estimer le degré de confiance que méritent les résultats obtenus. On y reconnaîtra volontiers l'oeuvre d'un véritable mathématicien.

Il y a dans les conclusions de M. de Montessus quelque chose d'un peu troublant. Les valeurs de m, p, q , pour une même statistique, dépendent du choix des unités et du groupement des observations. Cela paraît enlever toute valeur objective à la détermination des nombres p et q et couper toute liaison avec le calcul des probabilités, mais nous sommes trop incompetent dans la matière pour en tirer argument contre la théorie.

L'oeuvre de M. de Montessus est le fruit de longues méditations et d'une grande somme de travail; l'expérience lui a apporté de nombreuses confirmations; c'est assez pour que tous ceux qui s'occupent de statistiques aient le devoir de la connaître.

C. DE LA VALLEE POUSSIN

(Membre de l'Académie Royale de Belgique,
Correspondant de l'Académie des Sciences de Paris)

Louvain 17-11-31

Cher monsieur,

Alliance sur que vous demandez
quelques précisions est mort
d'une maladie infectieuse, sorte
de typhus mal caractérisé. Son
organisme fatigué n'a pu
résister à l'inspiration et il a
succombé à l'épuisement. Il
avait dû ~~se~~ contracter le germe de
cette maladie à Larochesur
l'Ourthe en Ardennes où il
passait généralement ses vacances.
C'est une perte considérable pour
l'Université et la route scientifique
de Bruxelles.

12-11-71
2
C'est Alliaume qui représente
la Faculté des sciences de l'Un-
iversité à la Fondation Universitaire.
Je ne sais pas encore qui le rem-
placera. Aucune sollicitation ne
peut être faite en attendant.

Il est certain d'avance que la
Fondation rejettera toute demande
d'échange avec l'Université de Louvain
qui ne serait pas faite par
l'Université elle-même et cela
officiellement. Il est clair que le
contraire serait parfaitement imper-
tinent de sa part.

Une telle demande devrait être
 formulée par l'Université. Alors
 il y a cent à parier contre un
 que, cet échange ayant une orga-
 nisation parfaitement réglée entre
 les deux pays, France et Belgique,
 la Fondation éprouvera qu'elle
 n'a aucune raison de s'en mêler, l'Uni-
 versité devant s'adresser au gouver-
 nement.

Je pense d'autre part que la Faculté
 a fait des propositions pour une
 période de temps assez longue et qu'il n'y a
 rien à faire pour le moment.

4
Veuillez agréer, cher monsieur de
Montesquieu l'expression de nos
meilleurs sentiments

Cdela Vallée d'Auray

11

Mon cher collègue,
Merci tout d'abord de vos
aimables souhaits que je vous
exprime de tout cœur.

Je remercie bien volontiers que
mon objection ne s'applique pas
à la statistique que vous me
soumettez.

Cela tient à la grande dissymétrie
de cette statistique, ce qui donne
pour p une valeur très petite 0,028...
de sorte que

$$\frac{1}{m} \left(\frac{1}{p} - \frac{1}{q} \right)$$

n'est pas en soi petit pour que
ma remarque s'applique.

Mais cela n'empêche que ma
remarque reste vraie en
général.

$$\text{Si } \frac{1}{m} \left(\frac{1}{p} - \frac{1}{q} \right)$$

est très petit, la courbe, qu'elle
soit binomiale ou exponentielle,
sera sensiblement symétrique
dans sa partie moyenne et la
dissymétrie ne racusera qu'aux
extrémités.

Ce sont donc les valeurs extrêmes
qui tendent à déterminer p et q
dans ce cas, et ce sont celles qui
ont le moins de valeur objective,
ou qui sont les plus fortuites.

Telle est le sens de mon
observation.

Je vous avoue d'ailleurs
que cette question ne me
parraît pas.

Votre très dévoué
Charles de la Tour

Louvain 3 janvier 32

Louvain le 4 Fev. 32

Mon cher collègue

J'ai bien reçu les deux Notes que
vous m'avez adressées pour la Société
Quimper.

La première qui m'est parvenue au
temps utile, a été présentée à la
Section et son impression a été décidée
pour le prochain Bulletin.

La seconde n'est arrivée que plusieurs
jours après la séance et la Société
prévoit de son prochain Cuvri a été
M. Lemaitre pour l'examiner. Elle lui a
donc été remise.

Veillez agréer, cher collègue, l'expression
de mes meilleurs sentiments

C. de la Vallée