

# Des mathématiques à la biologie

## Exemple de TD de maths en BCPST

### Partie 1 : des calculs théoriques

Soit une suite de variables aléatoires  $(X_i)_{i \geq 1}$ , indépendantes, de même loi admettant une espérance  $m$ .  
 On note  $S_0$  la variable certaine égale à 0 et pour  $n \geq 1$ ,  $S_n = X_1 + \dots + X_n$   
 On considère une variable  $N$  à valeurs dans  $\mathbb{N}$  admettant une espérance  
 On suppose que les variables  $(X_i)_{i \geq 1}$  et  $N$  sont indépendantes  
 Enfin on considère la variable  $T = S_N$ , c'est à dire : si  $N = n$ , alors  $T = S_n$

#### 1. Cas discret: on suppose que les variables $X_i$ sont à valeurs entières

##### a) Cas général

- i. Montrer que  $\forall j \in \mathbb{N}, P(T = j) = \sum_{n=0}^{\infty} P(S_n = j)P(N = n)$
- ii. On admet que l'on peut permuter les symboles  $\sum$ , montrer que  $E(T) = mE(N)$  (\*)

##### b) Un exemple

On suppose que les  $X_i$  suivent la loi de Bernoulli  $\mathcal{B}(p)$  et que  $N$  suit la loi de poisson  $\mathcal{P}(\lambda)$

- i. Quelle est la loi de  $S_n$ ?
- ii. Montrer que  $T$  suit une loi de Poisson et retrouver le résultat (\*)

#### 2. Cas continu : on suppose que les variables $X_i$ admettent une densité.

##### a) Cas général

- i. Montrer que la fonction de répartition de  $T$  est donnée par :
 
$$\begin{cases} \forall t < 0, & F_T(t) = \sum_{n=1}^{\infty} P(S_n \leq t)P(N = n) \\ \forall t \geq 0 & F_T(t) = P(N = 0) + \sum_{n=1}^{\infty} P(S_n \leq t)P(N = n) \end{cases}$$
- ii. Tracer l'allure de la fonction de répartition dans le cas où  $P(N = 0) > 0$ . Commentez.

##### b) Un exemple

On suppose que les  $X_i$  suivent la loi normale  $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$  et que  $N$  suit la loi de Poisson  $\mathcal{P}(\lambda)$

- i. Quelle est la loi de  $S_n$  ?
- ii. On pose  $\forall t \in \mathbb{R}, f_T(t) = \sum_{n=1}^{\infty} f_n(t)P(N = n)$  où  $f_n$  est une densité de  $S_n$   
 Montrer que la série est convergente.  
 On admet que  $E(T) = \int_{-\infty}^{+\infty} t f_T(t) dt$ .  
 En admettant que l'on peut permuter les symboles  $\sum$  et  $\int$ , montrer que  $E(T) = mE(N)$

#### 3. Programmation

On note  $X$  une variable aléatoire de même loi que les  $X_i$

On suppose dans cette question que  $X$  et  $N$  prennent un nombre fini de valeurs entières.

La distribution de  $X$  ( respectivement  $N$ ), sera représentée par une liste  $\mathbf{fX}$  ( respectivement  $\mathbf{fN}$  ), telle que  $\mathbf{fX}[\mathbf{k}] = P(X = \mathbf{k})$  (respectivement  $\mathbf{fN}[\mathbf{k}] = P(N = \mathbf{k})$ )

Par exemple , si la distribution de  $X$  est

$k$	2	3	4	7	8
$P(X = k)$	0.1	0.2	0.4	0.1	0.2

on posera  $\mathbf{fX} = [0, 0, 0.1, 0.2, 0.4, 0, 0, 0.1, 0.2]$ ,

les 0 correspondant à  $P(X = 0) = P(X = 1) = P(X = 5) = P(X = 6) = 0$

a) On donne la fonction écrite en Python suivante :

```
def LoideS(n,fX): # on détermine la loi de  $S_k=X_1+\dots+X_k$  pour  $k$  de 0 à  $n$ 
# on définit un tableau fS tel que  $fS(i,j)=P(S_i=j)$ 
    lx=len(fX)-1 #X prend les valeurs de 0 à lx
    fS=zeros([n+1,n*lx+1]) # car  $S_n \leq n*(lx-1)$ 
    fS[0,0]=1 #  $P(S_0=0)=1$ 
    for i in range(1,n+1):
        for j in range(i*lx+1):
            for k in range(j+1):
                if k>=j-lx:
                    fS[i,j]+=fS[i-1,k]*fX[j-k]
    return fS
```

Cette fonction permet de calculer les lois de  $S_k$ , pour  $k$  de 0 à  $n$ .

Expliquer le choix de la taille du tableau fS

Expliquer les trois boucles for imbriquées.

b) Ecrire une fonction `def LoideT(fX,fN)`: qui retourne la liste fT correspondant à la loi de  $T$

## Partie 2

En l'absence de toute excitation de la cellule nerveuse, on enregistre de très faibles variations de potentiel, appelés "potentiels miniatures", dont on peut connaître la distribution par une étude statistique.

Lors de 80 observations, on a obtenu les potentiels miniatures suivants :

### Potentiel miniature:

Potentiel ( en dixième de mV)	2	3	4	5	6	
nb d'observations	2	25	29	20	4	80
fréquence (%)	2.5	31.25	36.25	25	5	100

En présence d'excitation, la cellule nerveuse semble réagir en émettant un nombre entier aléatoire de signaux élémentaires .

197 observations ont donné les résultats suivants :

### Potentiel de la plaque motrice :

Potentiel ( en dixième de mV)	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
nb d'observations	18	0	0	11	19	13	6	14	18	17	6	11	10	9
fréquence (%)	9.1	0	0	5.6	9.6	6.6	3	7.1	9.1	8.6	3	5.6	4.6	2

14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	
4	7	9	5	5	3	2	2	1	1	2	1	1	1	0	0	1	197
2	3.6	4.6	2.5	2.5	1.5	1	1	0.5	0.5	1	0.5	0.5	0.5	0	0	0.5	100

### 1. Modélisation

On désire tester l'hypothèse (H) que les signaux sont émis par un nombre entier de *quanta*, c'est à dire que l'amplitude du potentiel de la plaque est la somme d'un nombre entier (aléatoire) d'amplitudes de potentiels **mignatures indépendantes**

Expliquer pourquoi, sous l'hypothèse (H), on peut se ramèner au modèle de la partie 1.

Que représentent alors  $T, N, X_i$  ?

## 2. Méthode empirique "à tâtons"

On connaît la distribution d'un potentiel miniature  $fX$  et la distribution du potentiel de la plaque motrice  $fTex$  ( expérimentale)

On se donne une distribution  $fN = [p_0, \dots, p_7]$  ( on néglige les probabilités  $P(N = n)$  pour  $n > 7$ )

On détermine alors la distribution de  $T$  à l'aide de  $fX$  et  $fN$ , que l'on note  $fTth$

En tatonnant, on cherche des valeurs des  $p_i$  qui donnent une distribution de  $T$  "proche" de la distribution empirique.

Par exemple pour  $fN=[0.1, 0.23, 0.24, 0.24, 0.11, 0.05, 0.02, 0.01]$ , à l'aide des programmes de la partie 1, déterminer  $fTth$ .

La représentation des distributions théoriques et expérimentales se trouvent en partie 3

## 3. La loi de $N$ est-elle une loi de Poisson?

a) La distribution de  $N$  trouvée nous fait penser à une loi de Poisson

Soit  $\lambda$  le paramètre de cette loi de Poisson.

Comment déterminer  $\lambda$  à partir de  $fTex[0]$ ? Peut on déterminer cette valeur d'une autre manière? Comparer ces deux valeurs.

b) On veut comparer les deux méthodes de détermination de  $\lambda$

Dans des conditions expérimentales différentes, on a obtenu ,différentes valeurs de la moyenne empirique de  $X$  , notée  $\bar{x}$  et la moyenne empirique de  $T$  , notée  $\bar{t}$ , ainsi que les différentes valeurs de  $fTex[0]$  ( cf article *The end-plate Potential in mamalian muscle par Boyd et Martin*)

Expe	$\bar{t} / \bar{x}$	$-\ln(fTex[0])$
1	3.36	3.22
2	2.89	3.19
3	2.64	2.72
4	2.33	2.40
5	1.86	1.95
6	1.50	1.48
7	1.15	1.08
8	1.04	1.08
9	0.58	0.59
10	0.38	0.31

A l'aide d'un tableur, placer les points correspondant à chaque expérience, tracer la droite de régression et déterminer le coefficient de corrélation.

Commenter.

c) On revient à l'exemple donné en début de partie 2.

Grâce au module `stats` de Python, on détermine la distribution d'une loi de Poisson, à l'aide de l'instruction :

`fN=poisson.pmf(8, lambda)` qui donne les valeurs de  $P(N = i)$ , pour  $i \in \{0, \dots, 7\}$ . On prendra pour `lambda` la valeur obtenue au 3.a

A l'aide des programmes de la partie 1, déterminer  $fTth$ .

La représentation des distributions théoriques et expérimentales se trouvent en partie 3

#### 4. Et si la loi de $X$ est une loi normale?

L'allure de la distribution d'un potentiel miniature nous fait penser à une loi normale.

a) Estimer à l'aide des observations du début de la partie 2, l'écart-type de  $X$  noté  $\sigma$ , en dixième de mV

b) On utilise la distribution de  $N$  trouvée au 3.c.

Grâce au module stats de Python, on connaît la fonction de répartition d'une variable aléatoire de loi  $\mathcal{N}(\mu, s^2)$ , à l'aide des instructions :

```
va=norm(mu,s)
```

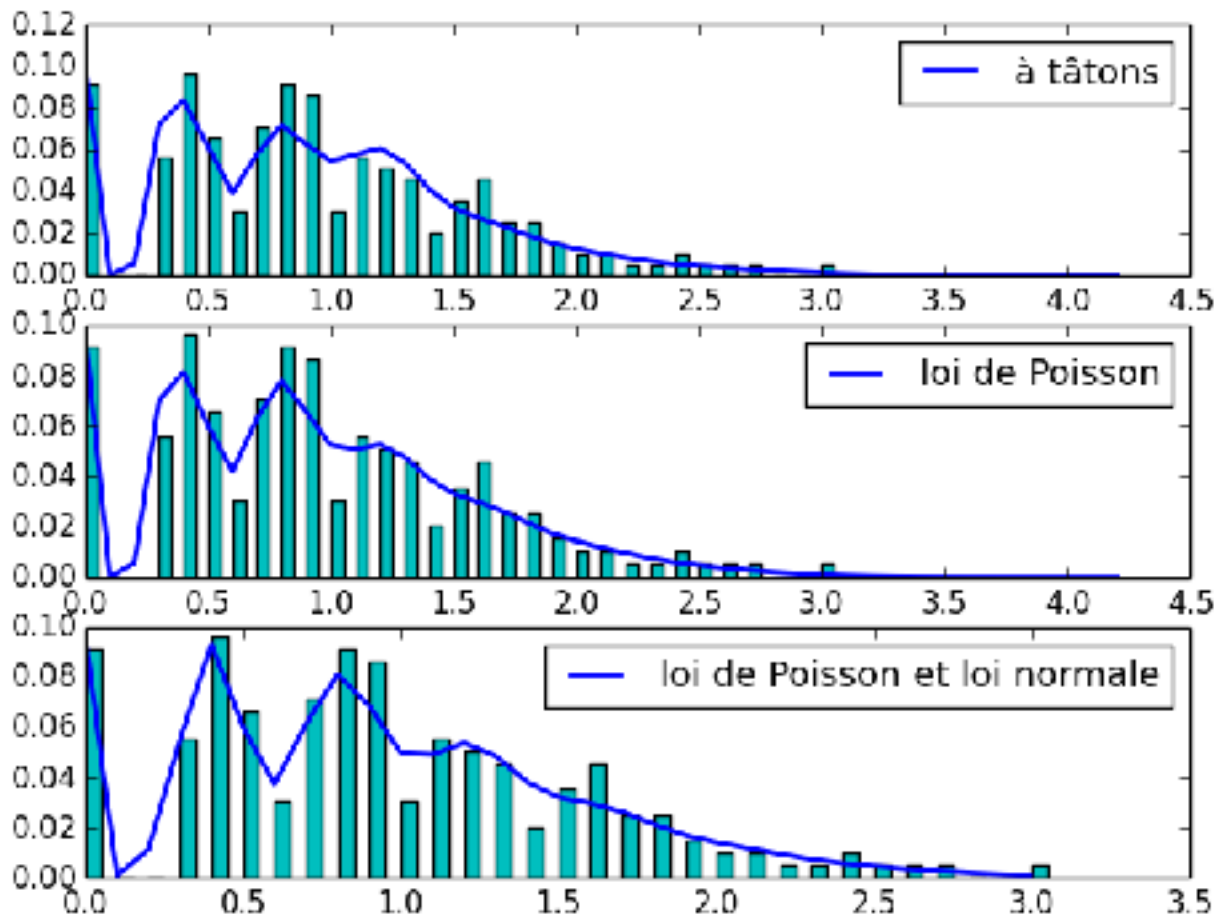
`va.cdf(x)` est égale à  $\Phi_{\mu,s}(x) = P(X \leq x)$  où  $\Phi_{\mu,s}$  est la fonction de répartition de la loi  $\mathcal{N}(\mu, s^2)$

Par correction de continuité, on posera que  $P(S_n = i) = \Phi_{\mu,s\sqrt{n}}(i + 0.5) - \Phi_{\mu,s\sqrt{n}}(i - 0.5)$

A l'aide des programmes de la partie 1, déterminer `fTth`

#### 5. Comparaisons des résultats obtenus

On obtient les graphes suivants :



L'histogramme correspond à la distribution empirique de  $T$

Dans les deux premières méthodes, la distribution de  $T_{th}$  ( en trait continu) est discrète, mais par souci de lisibilité, on a préféré ne pas tracer d'histogramme.

Il est difficile de savoir quelle méthode donne la meilleure approximation.

Pour cela on définit une distance entre les distributions théorique et expérimentale.

On définit  $O_i$ = effectif observé pour la classe  $i$ ,  $C_i$ = effectif calculé pour la classe  $i$  ( $C_i = 197 * f_{Th}[i]$ )

On regroupe éventuellement les classes pour que tous les  $C_i$  soient supérieurs ou égaux à 5 ( par exemple il faut regrouper les classe 0,1,2)

Par exemple avec la méthode à tâtons on a :

i	0-1-2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
O <sub>i</sub>	18	11	19	13	6	14	18	17	6	11	10	9	4	7
C <sub>i</sub>	20.8	14.1	16.5	12.1	7.7	11.3	14.1	12.3	10.7	11.3	11.9	10.5	8.1	6.3

i	16	17-18	19-20	21->
O <sub>i</sub>	9	10	5	10
C <sub>i</sub>	5.4	8.4	6.8	8.7

On calcule alors  $d = \sum \frac{(O_i - C_i)^2}{C_i}$

Comparer les différentes valeurs de  $d$  obtenues par les différentes modélisations.