Banque commune d'épreuves des écoles de management (BCE), France

Session 2025, filière ECG

Mathématiques 2 appliquées ESSEC

Durée : 4 heures

Ce que traite le sujet

- Partie 1 : des résultats généraux
- Partie 2 : une inégalité d'après Hodge et Le Cam
- Partie 3 : étude du maximum d'une fonction
- Partie 4 : le problème du meilleur choix

Sujet reproduit sans retouche à partir de la page suivante.

Résumé des parties, chapitres de cours liés et autres années :
prepahelp.com/annales/bce/ecg/2025/maths-appli-2-essec

Prepa Help ne revendique aucun droit sur le sujet, propriété de l'organisateur du concours.

Code sujet : 287

BCE
BANQUE COMMUNE D'ÉPREUVES

Conception : ESSEC BS

MATHÉMATIQUES 2 APPLIQUÉES

FILIÈRE ÉCONOMIQUE ET COMMERCIALE

VOIE GÉNÉRALE

Vendredi 25 avril 2025, de 14 h. à 18 h.

La présentation, la lisibilité, l'orthographe, la qualité de la rédaction, la clarté et la précision des raisonnements entreront pour une part importante dans l'appréciation des copies.
Les candidats sont invités à ***encadrer*** *dans la mesure du possible les résultats de leurs calculs.*
Aucun document n'est autorisé. ***L'utilisation de toute calculatrice et de tout matériel électronique est interdite.*** *Seule l'utilisation d'une règle graduée est autorisée.*
Si au cours de l'épreuve, un candidat repère ce qui lui semble être une erreur d'énoncé, il la signalera sur sa copie et poursuivra sa composition en expliquant les raisons des initiatives qu'il sera amené à prendre.

Dans ce sujet on s'intéresse à un problème d'arrêt optimal c'est à dire au problème du choix d'un moment pour entreprendre une action spécifique, afin de maximiser un gain attendu ou de minimiser un coût attendu.

Des problèmes d'arrêts optimaux peuvent être trouvés dans les domaines des statistiques, de l'économie et des mathématiques financières (par exemple dans la tarification des options américaines).

On peut modéliser le problème étudié comme suit. Supposons que nous recevions une suite finie de nombres réels, un par un. Ces réels sont des réalisations de variables aléatoires indépendantes de lois connues à l'avance mais pas nécessairement identiques. Nous ne pouvons garder qu'un seul nombre de la suite. À chaque observation, nous pouvons soit sélectionner le nombre actuel, soit pousser notre chance et passer à l'observation suivante. Notre objectif est de maximiser la probabilité de sélectionner le nombre maximal de la suite.

Tournez la page S.V.P.

Dans tout le sujet on considère un espace probabilisé $(\Omega, \mathbb{P}, \mathcal{A})$. Toutes les variables aléatoires réelles et événements qui interviennent dans cet énoncé sont définies sur cet espace.

On rappelle que si A désigne un événement, $\mathbf{1}_A$ est la variable aléatoire qui vaut 1 sur A et 0 sur $\overline{A}$.

La partie 2 utilise des résultats de la partie 1. La partie 3 est indépendante des deux premières et seules les deux dernières questions 19 et 20 de la partie 4 utilisent des résultats établis dans les parties précédentes.

Un aide-mémoire Python se trouve à la fin de l'énoncé.

Pour les scripts et fonctions Python, on supposera que les instructions suivantes ont été exécutées :

```
import numpy as np,numpy.random as rd,matplotlib.pyplot as plt
```

Partie I - Des résultats généraux

1. Montrer que pour tout t réel, $\mathrm{e}^t \geqslant 1+t$ et que, pour tout $t > -1$, $\ln(1+t) \leqslant t$.
2. On définit la fonction f sur $[0,1]$ par $f(t) = (1+t)\,\mathrm{e}^{-t} - t$.
   a) Étudier les variations de f et montrer qu'il existe un unique $\alpha \in]0,1[$ tel que $f(\alpha) = 0$ et que pour tout $t \in [0,1]$, $f(t) > 0 \iff t < \alpha$.
   b) Écrire un programme Python qui renvoie une valeur approchée de α à 10^{-3} près.
   c) Montrer que pour tout $t \in [0,1]$, $\mathrm{e}^t \leqslant 1+2t$.
   En déduire que $\alpha \geqslant \dfrac{1}{\sqrt{2}}$.
3. Soit U une variable aléatoire à densité, à valeurs dans $[0,1[$, qui suit la loi uniforme et $p \in]0,\alpha[$. On pose $\beta = f(p)$.
   On définit les variables aléatoires X et Y par :

$$X = \mathbf{1}_{[\beta < U \leqslant \beta + p]} \text{ et pour tout } \omega \in \Omega,\ Y(\omega) = \min\left\{ k \in \mathbb{N} / U(\omega) \leqslant \sum_{i=0}^{k} \frac{p^i}{i!}\,\mathrm{e}^{-p} \right\}$$

   a) Écrire une fonction Python, `minimum(x,p)` qui renvoie le minimum de l'ensemble $\left\{ k \in \mathbb{N} / x \leqslant \sum_{i=0}^{k} \frac{p^i}{i!}\,\mathrm{e}^{-p} \right\}$ lorsque $x \in [0,1[$ et $p \in]0,1[$.
   En déduire une fonction `simulY(p)` qui réalise une simulation de Y.
   b) Montrer que Y suit la loi de Poisson de paramètre p.
   c) Soit k un entier, $k \geqslant 2$. Montrer que si $[Y = k]$ est réalisé alors $[X = 0]$ l'est. En déduire que $\mathbb{P}([X=0] \cap [Y=k]) = \dfrac{p^k}{k!}\,\mathrm{e}^{-p}$.
   d) Montrer que $[X=0] \cap [Y=1] = \emptyset$. En déduire que

$$\mathbb{P}([X=1]\cap[Y=1]) = p\,\mathrm{e}^{-p}, \quad \mathbb{P}([X=0]\cap[Y=0]) = \beta, \quad \mathbb{P}([X=1]\cap[Y=0]) = p(1-\mathrm{e}^{-p})$$

   e) Montrer que $\mathbb{P}(X \neq Y) = 1 + p - (1+2p)\,\mathrm{e}^{-p}$, puis que $\mathbb{P}(X \neq Y) \leqslant 2p^2$.
4. *Inégalité de Boole* - Soit $k \in \mathbb{N}^*$, $B_1, ..., B_k$ des événements. On pose $T = \sum_{i=1}^{k} \mathbf{1}_{B_i}$.

a) Montrer que $\mathbb{P}(T \geqslant 1) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^{k} B_i\right)$.

b) En utilisant une inégalité du cours, que l'on énoncera précisément, en déduire que :

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^{k} B_i\right) \leqslant \sum_{i=1}^{k} \mathbb{P}(B_i)$$

5. Soit X et Y deux variables aléatoires à valeurs dans $\mathbb{N}$. On pose

$$\delta(X,Y) = \sum_{k=0}^{+\infty} |\mathbb{P}(X=k) - \mathbb{P}(Y=k)| \text{ et } d(X,Y) = \mathbb{P}(X \neq Y)$$

a) Justifier que la série définissant $\delta(X,Y)$ est bien convergente.

b) Soit $k \in \mathbb{N}$ tel que $\mathbb{P}(X=k) \geqslant \mathbb{P}(Y=k)$.
Montrer que $|\mathbb{P}(X=k) - \mathbb{P}(Y=k)| \leqslant P([X=k] \cap [Y \neq k])$.

c) En déduire que pour tout $k \in \mathbb{N}$,

$$|\mathbb{P}(X=k) - \mathbb{P}(Y=k)| \leqslant P([X=k] \cap [Y \neq k]) + P([X \neq k] \cap [Y=k])$$

d) En conclure que $\delta(X,Y) \leqslant 2d(X,Y) \leqslant 2$.

Partie 2 - Une inégalité d'après Hodge et Le Cam

On conserve les notations de la partie 1.

On considère une suite $(U_k)_{k\in\mathbb{N}^*}$ de variables aléatoires à densité indépendantes qui suivent la loi uniforme sur $[0,1[$.

Soit $n \in \mathbb{N}^*$ et $p_1, ..., p_n$ des réels appartenant à $]0,1[$. Pour tout $k \in [\![1,n]\!]$, on définit, comme X et Y dans la question 2 de la partie 1, X_k et Y_k avec U_k et p_k à la place de U et p.

On pose $\lambda = \sum_{k=1}^{n} p_k$, $S_n = \sum_{k=1}^{n} X_k$ et $T_n = \sum_{k=1}^{n} Y_k$.

On souhaite établir l'inégalité : $\delta(S_n, T_n) \leqslant 4 \sum_{k=1}^{n} p_k^2 \qquad (LC)$.

6. Montrer que si l'un au moins des p_k est supérieur ou égal à α alors (LC) est vérifiée.

► **On suppose dans la suite de cette partie que pour tout $k \in [\![1,n]\!]$, $p_k < \alpha$.**

7. Justifier brièvement que $X_1, ..., X_n$ (respectivement $Y_1, ..., Y_n$) sont indépendantes.

8. Quelle est la loi de T_n ? Si les p_k sont tous égaux à $\frac{\lambda}{n}$, quelle est la loi de S_n ? Quelle est alors la limite en loi de la suite $(S_n)_{n\in\mathbb{N}^*}$?

9. a) Montrer que $[S_n \neq T_n] \subset \bigcup_{k=1}^{n} [X_k \neq Y_k]$.

b) En déduire que pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $\delta(S_n, T_n) \leqslant 4 \sum_{k=1}^{n} p_k^2$.

Tournez la page S.V.P.

10. *Un cas particulier* - On suppose dans cette question que tous les p_k sont égaux à $\dfrac{\lambda}{n}$. Montrer que pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $\displaystyle\sum_{k=0}^{n} \left| \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1-\frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} - \frac{\lambda^k}{k!}\,\mathrm{e}^{-\lambda} \right| \leqslant \frac{4\lambda^2}{n}$.

11. *Une application* - Soit n un entier, $n \geqslant 2$, on réalise n expériences de Bernoulli indépendantes avec les probabilités de succès respectives $\dfrac{1}{n+1}, \dfrac{1}{n+2}, ..., \dfrac{1}{2n}$. On note S_n le nombre de succès de l'expérience totale et $s_n = \displaystyle\sum_{k=1}^{n} \frac{1}{n+k}$.

    a) Montrer que pour tout $k \in \mathbb{N}$, $\left| \mathbb{P}(S_n = k) - \dfrac{s_n^k}{k!}\,\mathrm{e}^{-s_n} \right| \leqslant \dfrac{4}{n}$.

    b) Établir que pour tout $k \in [\![1, n]\!]$,
    $$\int_k^{k+1} \frac{1}{n+t}dt \leqslant \frac{1}{n+k} \leqslant \int_{k-1}^{k} \frac{1}{n+t}dt$$

    c) En déduire un encadrement de s_n puis que $\lim\limits_{n\to+\infty} s_n = \ln(2)$.

    d) En conclure que $(S_n)_{n\geqslant 2}$ converge en loi vers une variable aléatoire S qui suit la loi de Poisson de paramètre $\ln(2)$.

Partie 3 - Étude du maximum d'une fonction

Pour tout $x \in [0, +\infty[$, on pose $h(x) = \begin{cases} \dfrac{\mathrm{e}^x - 1}{x} & \text{si } x > 0 \\ 1 & \text{si } x = 0 \end{cases}$.

12. Montrer que h est de classe C^1 sur $\mathbb{R}^+$ et préciser la valeur de $h'(0)$.

► On définit alors la fonction g sur $\mathbb{R}^+$ par $g(x) = \mathrm{e}^{-x} \displaystyle\int_0^x h(t)dt$.

13. a) Montrer que pour tout $x \geqslant 0$, $g'(x) = \mathrm{e}^{-x}\left(1 - \displaystyle\int_0^x (h(t) - h'(t))dt\right)$.

    b) Montrer que pour tout $t > 0$, $h(t) - h'(t) = \dfrac{\mathrm{e}^t - 1 - t}{t^2}$.

    c) En déduire que pour tout $t \geqslant 0$, $h(t) - h'(t) > 0$ et $\lim\limits_{x\to+\infty} \displaystyle\int_0^x (h(t) - h'(t))dt = +\infty$.

    d) Dans un même tableau, représenter le signe de g' et les variations de g en justifiant que g possède un maximum qui est atteint en un unique réel noté $\gamma > 0$ que l'on fera apparaitre dans ce tableau.

14. a) Montrer que pour tout $t > 0$, $\dfrac{1}{2} \leqslant \dfrac{\mathrm{e}^t - 1 - t}{t^2} \leqslant \dfrac{1}{2}\,\mathrm{e}^t$.

    b) En déduire que pour tout $x \geqslant 0$, $\mathrm{e}^{-x}\,\dfrac{3 - \mathrm{e}^x}{2} \leqslant g'(x) \leqslant \mathrm{e}^{-x}\left(1 - \dfrac{x}{2}\right)$.

    c) En conclure que $\gamma \in [\ln(3), 2]$.

15. a) Soit $n \in \mathbb{N}^*$ et $x \in [0, n]$, montrer que :
    $$\sum_{k=0}^{n} \frac{x^k}{k!} \leqslant \mathrm{e}^x \leqslant \sum_{k=0}^{n} \frac{x^k}{k!} + \frac{x^n}{n!} \sum_{k=n+1}^{+\infty} \left(\frac{x}{n+1}\right)^{k-n} \leqslant \sum_{k=0}^{n} \frac{x^k}{k!} + \frac{x^{n+1}}{n!}$$
    et en déduire que $\displaystyle\sum_{k=1}^{n} \frac{x^{k-1}}{k!} \leqslant h(x) \leqslant \sum_{k=1}^{n} \frac{x^{k-1}}{k!} + \frac{x^n}{n!}$.

b) En conclure que pour tout $n \in \mathbb{N}^*$ et $x \in [0, n]$,

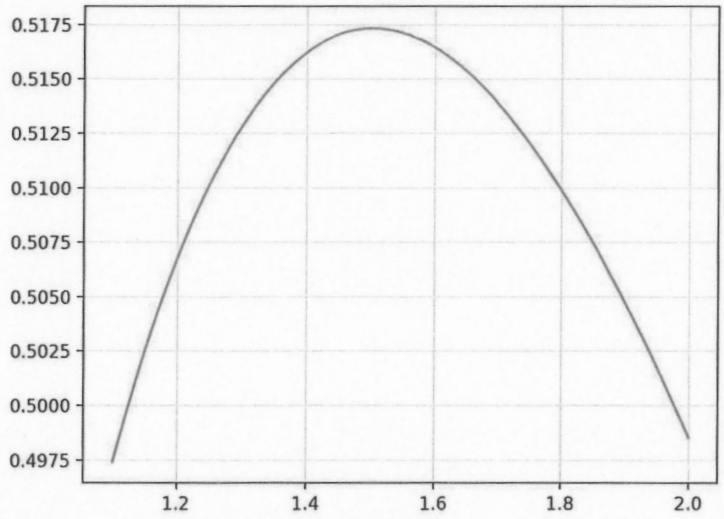
$$e^{-x}\left(\sum_{k=1}^{n} \frac{x^k}{k!k}\right) \leqslant g(x) \leqslant e^{-x}\left(\sum_{k=1}^{n} \frac{x^k}{k!k}\right) + e^{-x}\frac{x^{n+1}}{(n+1)!}$$

puis que pour tout $x \geqslant 0$, $g(x) = e^{-x}\sum_{k=1}^{+\infty} \frac{x^k}{k!k}$.

16. Compléter le programme suivant pour qu'il trace la partie de la courbe de g comprise entre les abscisses ln(3) et 2, les valeurs de g étant calculées à 10^{-4} près :

```
X = np.linspace(np.log(3),2,100)
Y = []
for x in X:
    n = 2;s = x + x**2/4;d = x**3/6
    while d * np.exp(-x) > 0.0001:
        n = n + 1
        s = s + ...
        d = d*x/...
    Y.append(s*...)
plt.plot(X,Y)
plt.grid()
plt.show()
```

On obtient le graphique suivant :



Partie 4 - Le problème du meilleur choix

On considère $(X_k)_{k\in\mathbb{N}^*}$ une suite de variables aléatoires indépendantes à densité.

Soit $s \in \mathbb{R}$, pour tout $n \in \mathbb{N}^*$ on définit des variables aléatoires, $a_{n,s}$, $Y_{n,s}$, Z_n et $K_{n,s}$ par, pour tout $\omega \in \Omega$:

$$a_{n,s}(\omega) = \min\left(\{k \in [\![1, n]\!] / X_k(\omega) > s\} \cup \{n\}\right) \ , \ Y_{n,s}(\omega) = X_{a_{n,s}(\omega)}(\omega) \ , \ Z_n(\omega) = \max_{k\in[\![1,n]\!]}(X_k(\omega))$$

Tournez la page S.V.P.

et $K_{n,s}(\omega)$ est égal au nombre d'indices $k \in [\![1,n]\!]$ tels que $X_k(\omega) > s$.

On cherche à choisir s pour maximiser $r_n = \mathbb{P}(Y_{n,s} = Z_n)$.

On pose pour tout $k \in [\![1,n]\!]$, $p_k = \mathbb{P}(X_k > s)$ et on suppose que $p_k \neq 1$.

17. *Une minoration dans le cas général*

    a) Montrer que $\mathbb{P}(Y_{n,s} = Z_n) \geqslant \mathbb{P}(K_{n,s} = 1)$.

    b) On pose $\theta = \mathbb{P}(Z_n \leqslant s)$. Montrer que $\mathbb{P}(K_{n,s} = 1) = \theta \sum_{k=1}^{n} \dfrac{p_k}{1-p_k}$.

    c) En déduire que $\mathbb{P}(Y_{n,s} = Z_n) \geqslant -\theta \ln(\theta)$.

    d) En déduire l'existence d'au moins une valeur de s, que l'on définira à l'aide de la fonction de répartition F_n de Z_n, pour laquelle $\mathbb{P}(Y_{n,s} = Z_n) \geqslant \dfrac{1}{\mathrm{e}}$.

▶ **On suppose désormais que les X_k suivent la même loi donc que les p_k sont tous égaux, non nuls.**
On note p cette valeur commune, F la fonction de répartition et f une densité communes aux X_k.
On admet que si X et Y sont deux variables à densité indépendantes, de fonction de répartition F_X pour X et de densité f_Y pour Y, on a alors $\mathbb{P}(X \leqslant Y) = \displaystyle\int_{-\infty}^{+\infty} F_X(t) f_Y(t) dt$.
On rappelle que si A est un événement de probabilité non nulle, $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P}_A)$ est un espace probabilisé admettant les mêmes variables aléatoires et ayant les mêmes propriétés que $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$.

18. *Une estimation* - On suppose dans cette question les X_k suivent la loi uniforme sur $[0,1[$.

    a) Montrer que $s = 1 - p$.

    b) Écrire une fonction Python `simulCouple(n,p)` qui renvoie une simulation du couple $(Z_n, Y_{n,s})$.

    c) Écrire un programme Python qui réalise et affiche une estimation de r_{10} dans ces conditions lorsque $n = 10$ et $p = 0.15$.

19. *Une expression explicite de r_n* - Soit $k \in [\![1,n]\!]$, on note $I_1, ..., I_{\binom{n}{k}}$ les parties à k éléments de $[\![1,n]\!]$.
Pour tout $j \in [\![1, \binom{n}{k}]\!]$, on définit A_j l'événement $\left(\bigcap_{i \in I_j} [X_i > s]\right) \bigcap \left(\bigcap_{i \notin I_j} [X_i \leqslant s]\right)$.

    a) Montrer que pour tout x réel et $i \in I_j$,

$$\mathbb{P}_{A_j}(X_i \leqslant x) = \begin{cases} \dfrac{F(x) - F(s)}{p} & \text{si } x > s \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

    et que les X_i pour $i \in I_j$ sont indépendantes pour la probabilité $\mathbb{P}_{A_j}$.

    b) En déduire que pour tout $r \in I_j$:

$$\mathbb{P}_{A_j}(X_r = \max_{i \in I_j}(X_i)) = \frac{1}{p^k} \int_s^{+\infty} (F(t) - F(s))^{k-1} f(t) dt = \frac{1}{k}$$

c) Montrer que :

$$\mathbb{P}([Y_{n,s} = Z_n] \cap [K_{n,s} = k]) = \sum_{j=1}^{\binom{n}{k}} \mathbb{P}([Y_{n,s} = Z_n] \cap A_j) \text{ et que } \mathbb{P}_{A_j}(Y_{n,s} = Z_n) = \frac{1}{k}$$

d) Montrer de même que $\mathbb{P}([Y_{n,s} = Z_n] \cap [K_{n,s} = 0]) = \frac{1}{n}(1-p)^n$.

e) En conclure que $r_n = \frac{1}{n}(1-p)^n + \sum_{k=1}^{n} \frac{1}{k}\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$.

20. *Comportement asymptotique* - On suppose que $p = \frac{\lambda}{n}$, λ étant un réel strictement positif ne dépendant pas de n.

a) En utilisant un résultat de la partie 2, montrer que pour tout $n \in \mathbb{N}^*$,

$$\sum_{k=1}^{n} \frac{1}{k} \left| \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} - \frac{\lambda^k}{k!} \mathrm{e}^{-\lambda} \right| \leqslant \frac{4\lambda^2}{n}$$

b) En déduire que $\lim\limits_{n \to +\infty} r_n = \left(\sum\limits_{k=1}^{+\infty} \frac{\lambda^k}{k!k} \right) \mathrm{e}^{-\lambda}$.

21. On suppose que n est assez grand pour pouvoir considérer que r_n vaut $\left(\sum\limits_{k=1}^{+\infty} \frac{\lambda^k}{k!k} \right) \mathrm{e}^{-\lambda}$. Comment choisir s pour que cette probabilité soit maximale ?

Tournez la page S.V.P.

Aide-mémoire PYTHON

Toutes les fonctions et instructions présentées ne sont pas utiles et il est possible d'utiliser d'autres fonctions ou instructions absentes de cet aide-mémoire.

Listes

`[]`	Créer une liste vide
`[a]*n` ou `n*[a]`	Créer une liste avec n fois l'élément `a`
`L.append(a)`	Ajoute l'élément `a` à la fin de la liste `L`
`L1 + L2`	Concatène les deux listes `L1` et `L2`
`L.count(a)`	Renvoie le nombre d'occurences de `a` dans la liste `L`
`max(L)`	Renvoie le plus grand élément de la liste `L`
`min(L)`	Renvoie le plus petit élément de la liste `L`
`sum(L)`	Renvoie la somme de tous les éléments de la liste `L`
`a in L`	Vaut `True` si `a` se trouve au moins une fois dans `L` et `False` sinon

Module mathématique `numpy`

```
import numpy as np
```

`np.linspace(a,b,n)`	Crée un vecteur de n valeurs uniformément réparties entre a et b (inclus)
`np.zeros(n)`	Crée le vecteur nul de taille n
`np.ones(n)`	Crée le vecteur de taille n dont tous les coefficients valent 1
`np.max(M)`	Renvoie le plus grand élément de M, matrice ou vecteur
`np.min(M)`	Renvoie le plus petit élément de M, matrice ou vecteur
`np.arange(a,b,eps)`	Renvoie le vecteur des flottants de a à b de pas constant eps, `b` étant exclu
`np.sqrt(x)`	Renvoie $\sqrt{x}$ si $x \geq 0$
`np.log(x)`	Renvoie $\ln(x)$ si $x > 0$
`np.exp(x)`	Renvoie e^x
`np.e`	Renvoie e

Sous module `random` de `numpy` pour la simulation probabiliste

```
import numpy.random as rd
```

`rd.random([r,s])`	Simule une réalisation d'une matrice (r, s) dont les coefficients sont des variables aléatoires indépendantes qui suivent la loi uniforme $\mathcal{U}([0, 1])$
`rd.binomial(n,p,[r,s])`	Simule une réalisation d'une matrice (r, s) dont les coefficients sont des variables aléatoires indépendantes qui suivent la loi binomiale $\mathcal{B}(n, p)$
`rd.poisson(a,[r,s])`	Simule une réalisation d'une matrice (r, s) dont les coefficients sont des variables aléatoires indépendantes qui suivent la loi de Poisson $\mathcal{P}(a)$

Si le paramètre `[r,s]` est remplacé par `r`, ces fonctions renvoient la réalisation d'un vecteur de longueur `r` correspondant à la loi en question, et si ce paramètre est omis, elles renvoient un seul coefficient suivant les mêmes contraintes.

Sous module graphique `pyplot` de `matplolib`

```
import matplotlib.pyplot as plt
```

`plt.plot(X,Y,options)`	Crée la courbe des points définis par les listes `X`, abscisses, et `Y`, ordonnées suivant les options graphiques définies par la chaîne de caractères facultative `options`
`plt.xlim(xmin,xmax)`	Fixe les bornes de l'axe des abscisses
`plt.ylim(ymin,ymax)`	Fixe les bornes de l'axe des ordonnées
`plt.show()`	Affiche le graphique
`plt.grid()`	Affiche un quadrillage

FIN DE L'ÉNONCÉ

IMPRIMERIE NATIONALE – 25 1181 – D'après documents fournis

Travailler les chapitres de ce sujet

Prepa Help suit le programme d'ECG chapitre par chapitre : cours détaillé, méthodes, pièges, exercices et problèmes corrigés pas à pas, tirés des concours. L'essai gratuit donne accès aux chapitres offerts de ta filière, sans carte bancaire.

Chapitres liés à ce sujet

- Couples de variables aléatoires discrètes finies
- Probabilités sur un univers fini
- Compléments sur les variables aléatoires réelles
- Dérivation (et convexité en ECT1)
- Variables aléatoires finies et lois usuelles
- Suites réelles
- Fonctions réelles : limites et continuité
- Réels, sommes et produits

Ouvrir l'essai gratuit

Scanne le code ou clique sur le bouton.

prepahelp.com/#essai

Une question sur le concours ou sur ta filière : **écrire sur WhatsApp**

Les autres années et épreuves : prepahelp.com/annales/bce/ecg