

ECOLE DE HAUTES ETUDES COMMERCIALES DU NORD

Concours d'admission sur classes préparatoires

MATHEMATIQUES

Option économique

Lundi 7 mai 2012 de 8h à 12h

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.

Ils ne doivent faire usage d'aucun document. Seule l'utilisation d'une règle graduée est autorisée.

L'utilisation de toute calculatrice et de tout matériel électronique est interdite.

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.

Exercice 1

On admet que, si une suite $(a_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge vers le réel ℓ , alors on a : $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} a_j = \ell$.

On se propose d'étudier la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$, définie par la donnée de $u_0 = 0$ et par la relation, valable

pour tout entier naturel n : $u_{n+1} = \frac{u_n^2 + 1}{2}$.

1) a) Montrer que, pour tout entier naturel n , on a : $0 \leq u_n < 1$.

b) Étudier les variations de la suite (u_n) .

c) Dédire des questions précédentes que la suite (u_n) converge et donner sa limite.

2) Pour tout entier naturel n , on pose : $v_n = 1 - u_n$.

a) Montrer que $\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(\frac{1}{v_{n+1}} - \frac{1}{v_n} \right) = \frac{1}{2}$.

b) Utiliser le résultat admis en début d'exercice pour trouver un équivalent de v_n lorsque n est au voisinage de $+\infty$.

c) En déduire que $u_n \underset{+\infty}{=} 1 - \frac{2}{n} + o\left(\frac{1}{n}\right)$.

- 3) a) Écrire une fonction Pascal d'en-tête fonction $u(n : \text{integer}) : \text{real}$; qui renvoie la valeur de u_n .
 b) En déduire un programme, rédigé en Pascal, qui permet de déterminer et d'afficher la plus petite valeur de n pour laquelle on a : $1 - u_n < 10^{-3}$.

Exercice 2

1) Montrer que, si f désigne un endomorphisme de \mathbb{R}^3 diagonalisable, alors l'endomorphisme f^2 est aussi diagonalisable (on rappelle que $f^2 = f \circ f$).

On se propose dans la suite de montrer que la réciproque de cette assertion est fautive. Pour ce faire, on considère l'endomorphisme g de \mathbb{R}^3 dont la matrice dans la base canonique de \mathbb{R}^3 est :

$$A = \begin{pmatrix} 0 & 2 & -1 \\ 2 & -5 & 4 \\ 3 & -8 & 6 \end{pmatrix}$$

On note I la matrice identité de $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$.

- 2) a) Déterminer la matrice A^2 puis établir que $A^4 = I$. En déduire les valeurs propres possibles de la matrice A .
 b) Donner une base (u) de $\text{Ker}(g - Id)$.
 c) Déterminer $\text{Ker}(g + Id)$.
 d) En déduire que g n'est pas diagonalisable.
- 3) a) Résoudre l'équation $A^2 X = -X$, d'inconnue le vecteur X élément de $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$, et en déduire une base (v, w) de $\text{Ker}(g^2 + Id)$.
 b) Montrer que la famille (u, v, w) est une base de \mathbb{R}^3 .
 c) Écrire la matrice de g^2 dans la base (u, v, w) et conclure.

Exercice 3

On désigne par n un entier naturel supérieur ou égal à 2. On note p un réel de $]0, 1[$ et on pose $q = 1 - p$.

On dispose d'une pièce donnant "Pile" avec la probabilité p et "Face" avec la probabilité q .

On lance cette pièce et on arrête les lancers dans l'une des deux situations suivantes :

- Soit si l'on a obtenu "Pile".
- Soit si l'on a obtenu n fois "Face".

Pour tout entier naturel k non nul, on note P_k (respectivement F_k) l'événement « on obtient "Pile" (respectivement "Face") au $k^{\text{ème}}$ lancer ».

On note T_n le nombre de lancers effectués, X_n le nombre de "Pile" obtenus et enfin Y_n le nombre de "Face" obtenus. On admet que T_n , X_n et Y_n sont des variables aléatoires toutes les trois définies sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) que l'on ne cherchera pas à préciser.

1) Loi de T_n .

a) Pour tout k de $\llbracket 1, n-1 \rrbracket$, déterminer, en distinguant le cas $k = 1$, la probabilité $P(T_n = k)$.

b) Déterminer $P(T_n = n)$.

c) Vérifier que $\sum_{k=1}^n P(T_n = k) = 1$.

d) Établir que T_n possède une espérance et vérifier que $E(T_n) = \frac{1 - q^n}{1 - q}$.

- 2) Loi de X_n .
- Donner la loi de X_n .
 - Vérifier que $E(X_n) = 1 - q^n$.
- 3) Loi de Y_n .
- Déterminer, pour tout k de $\llbracket 0, n-1 \rrbracket$, la probabilité $P(Y_n = k)$.
 - Déterminer $P(Y_n = n)$.
 - Écrire une égalité liant les variables aléatoires T_n , X_n et Y_n , puis en déduire $E(Y_n)$.
- 4) Montrer que la suite $(T_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge en loi vers une variable aléatoire T dont on donnera la loi.
- 5) Simulation informatique.
Compléter les trois instructions manquantes pour que le programme suivant simule l'expérience aléatoire décrite ci-dessus et pour qu'il affiche, dans cet ordre, les valeurs prises par les variables aléatoires T_n , X_n et Y_n à l'exécution de l'instruction " Writeln (t, x, y) ; ".

```

Program EDHEC_2012 ;
  Var  n, t, x, y : integer ;
        p : real ;
Begin
  Randomize ; t := 0 ; x := 0 ; y := 0 ;
  Readln(n) ;
  While (x = 0) and (t < n) do begin ----- ;
                                If random > p then -----
                                else ----- ;
                                end ;
  Writeln (t, x, y) ;
End.

```

Problème

On désigne par λ un réel strictement positif et on considère la fonction f , définie sur \mathbb{R} , par :

$$\forall x \in \mathbb{R}, f(x) = \lambda |x| e^{-\lambda x^2}$$

- Montrer que f est paire.
 - Établir que l'intégrale $\int_0^{+\infty} f(x) dx$ converge et donner sa valeur.
 - Montrer que la fonction f peut être considérée comme densité d'une variable aléatoire X que l'on suppose, dans la suite, définie sur un certain espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) .
- Justifier la convergence de l'intégrale $\int_0^{+\infty} x f(x) dx$.
 - En déduire que la variable aléatoire X possède une espérance, notée $E(X)$, et donner sa valeur.
- Montrer, grâce à une intégration par parties, que l'intégrale $\int_0^{+\infty} x^2 f(x) dx$ converge et donner sa valeur.
 - En déduire que la variable aléatoire X possède une variance, notée $V(X)$, et donner sa valeur.
- On pose $Y = X^2$ et on admet que Y est une variable aléatoire à densité, elle aussi définie sur l'espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) .
 - Donner l'expression de la fonction de répartition F_Y de la variable aléatoire Y à l'aide de la fonction de répartition F_X de la variable aléatoire X .
 - Déterminer une densité f_Y de Y , puis vérifier que Y suit la loi exponentielle de paramètre λ .

c) Retrouver alors sans calcul la valeur de $V(X)$.

5) Soit U une variable aléatoire suivant la loi uniforme sur $[0, 1[$.

a) On pose $W = -\frac{1}{\lambda} \ln(1-U)$ et on admet que W est une variable aléatoire. Déterminer la fonction de répartition de W et en déduire la loi suivie par la variable aléatoire W .

b) En déduire une fonction Pascal dont l'en-tête est

function vax(lambda: real) : real ;

qui simule la loi de $|X|$.

c) Vérifier que la probabilité que X prenne des valeurs positives est égale à la probabilité que X prenne des valeurs négatives.

En déduire une fonction Pascal, utilisant `random(2)`, dont l'en-tête est

function x(lambda : real) : real ;

qui simule la loi de X .

On suppose, dans la suite, que le paramètre λ est inconnu et on souhaite l'estimer en utilisant la loi de Y . On désigne par n un entier naturel supérieur ou égal à 2 et on considère un échantillon (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) de la loi de Y . Les variables Y_1, Y_2, \dots, Y_n sont supposées définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) et on rappelle qu'elles sont indépendantes et de même loi que Y .

6) On considère des réels x_1, \dots, x_n strictement positifs, ainsi que la fonction L , à valeurs dans \mathbb{R} , définie sur $]0, +\infty[$ par :

$$L(\lambda) = \prod_{k=1}^n f_Y(x_k)$$

a) Exprimer $L(\lambda)$, puis $\ln(L(\lambda))$ en fonction de λ, x_1, \dots, x_n .

b) On considère la fonction φ , définie pour tout réel λ de $]0, +\infty[$, par :

$$\varphi(\lambda) = n \ln \lambda - \lambda \sum_{k=1}^n x_k.$$

Montrer que la fonction φ admet un maximum, atteint en un seul réel que l'on notera z et que l'on exprimera en fonction de x_1, \dots, x_n . Que peut-on dire de z pour la fonction L ?

7) On pose dorénavant, toujours avec n supérieur ou égal à 2 : $Z_n = \frac{n}{\sum_{k=1}^n Y_k}$.

On admet que Z_n est une variable aléatoire définie, elle aussi, sur l'espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) .

La suite $(Z_n)_{n \geq 2}$ est appelée *estimateur du maximum de vraisemblance* pour λ .

On admet que la variable aléatoire $\sum_{k=1}^n Y_k$ admet pour densité la fonction f_n définie par :

$$f_n(t) = \begin{cases} 0 & \text{si } t < 0 \\ \frac{\lambda^n}{(n-1)!} t^{n-1} e^{-\lambda t} & \text{si } t \geq 0 \end{cases}$$

a) En remarquant que $\int_0^{+\infty} f_{n-1}(t) dt = 1$, montrer que Z_n possède une espérance et que :

$$E(Z_n) = \frac{n}{n-1} \lambda$$

b) Déterminer un estimateur Z_n' , fonction simple de Z_n , qui soit un estimateur sans biais de λ .