I. S. F. A. 2007-2008

Concours d'Entrée

## DEUXIÈME ÉPREUVE DE MATHÉMATIQUES

\_\_\_\_\_

Durée: 4 heures

Calculatrice autorisée

**OPTION B** 

## Loi double exponentielle et modèle de Kou en finance.

Ce sujet aborde de manière très simplifiée des questions de probabilités inspirées de problèmes rencontrés en finance. Néanmoins, aucune connaissance préalable en actuariat n'est nécessaire. Rappelons que d'une façon générale, une condition sur des paramètres a, b et c pour qu'une certaine propriété soit vérifiée peut éventuellement ne faire intervenir qu'un sous-ensemble strict de  $\{a,b,c\}$ .

## 1 Loi double-exponentielle

Soit  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  un espace probabilisé. On utilisera les notations E(X) et Var(X) respectivement pour l'espérance et la variance d'une variable aléatoire. Pour  $A \subset \mathbb{R}$ ,  $1_A$  désigne la fonction indicatrice de A, définie pour  $x \in \mathbb{R}$  par  $1_A(x) = 1$  si  $x \in A$  et  $1_A(x) = 0$  sinon. Pour  $p \in [0, 1]$ ,  $\lambda > 0$  et  $\mu > 0$  paramètres fixés, soit  $f_{p,\lambda,\mu}$  la fonction définie pour  $x \in \mathbb{R}$  par

$$f_{p,\lambda,\mu}(x) = (1-p)\lambda e^{-\lambda x} 1_{[0,+\infty[}(x) + p\mu e^{\mu x} 1_{]-\infty,0[}(x).$$

- 1. Vérifier que pour tous  $p \in [0,1], \lambda > 0$  et  $\mu > 0, f_{p,\lambda,\mu}$  est une densité de probabilité.
- 2. On suppose que X admet pour densité  $f_{p,\lambda,\mu}$ . On dira alors que X suit la loi double exponentielle de paramètres  $(p,\lambda,\mu)$ . Calculer E(X).
- 3. Calculer Var(X).
- 4. Déterminer la fonction de répartition de X.
- 5. Déterminer l'inverse de la fonction de répartition de X.
- 6. Décrire une méthode de simulation de réalisations de la variable aléatoire X.
- 7. A quelle condition sur p,  $\lambda$  et  $\mu$  a-t-on pour tout  $x \geq 0$ , P(X > x) = P(X < -x)? Dans ce cas la loi de X est appelée première loi des erreurs de Laplace.
- 8. Lorsque X suit la première loi des erreurs de Laplace, déterminer la loi de Y = |X|.

9. Lorsque X suit la première loi des erreurs de Laplace, montrer que Y = |X| vérifie la propriété de perte de mémoire : montrer que pour tous  $s \in \mathbb{R}$  et t > s,

$$P(Y > t | Y > s) = P(Y > t - s).$$

- 10. Dans le cas général, si l'on suppose  $\lambda \neq \mu$ , pour quelle(s) valeur(s) de p la propriété de perte de mémoire est-elle vérifiée par |X|? Quelle est la loi de |X| dans ce(s) cas?
- 11. Dans les questions 11, 12 et 13, on considère une variable aléatoire X suivant la loi double exponentielle de paramètres  $p=1/2, \lambda=\mu=1$ . Soit  $f_X$  sa fonction de densité et  $F_X$  sa fonction de répartition. Pour  $n \geq 1$ , on considère la fonction  $H_n$  définie pour  $x \in \mathbb{R}$  par

$$H_n(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) \left[ 1 + te^{-n|t|} \right] dt.$$

Montrer que pour  $n \geq 1$ ,  $H_n$  est bien une fonction de répartition.

12. Pour  $n \geq 1$ , soit  $X_n$  une variable aléatoire de fonction de répartition  $H_n$ . Montrer que pour tout  $x \in \mathbb{R}$ ,

$$|H_n(x) - F_X(x)| \le \frac{C}{n} F_X(x),$$

où C est une constante à préciser.

- 13. En déduire que la suite de variables aléatoires  $(X_n)_{n\geq 1}$  converge en loi. Préciser la distribution limite.
- 14. Revenons au cas général  $(p \in [0,1], \lambda > 0 \text{ et } \mu > 0)$ . X vérifie-t-il la propriété de perte de mémoire : a-t-on en général pour tout  $s \in \mathbb{R}$ , pour tout t > s, P(X > t | X > s) = P(X > t s)?
- 15. Déterminer le plus petit  $x_0$  tel que pour tous  $p \in [0, 1], \lambda > 0$  et  $\mu > 0$ ,  $\forall t > s \ge x_0$ ,

$$P(X > t | X > s) = P(X > t - s).$$

Cette propriété partielle de perte de mémoire est très utile dans le modèle financier dit modèle de Kou.

16. Soit  $(Y_n)_{n\geq 1}$  une suite de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées, suivant la loi double exponentielle de paramètres

 $p \in [0,1], \ \lambda > 0$  et  $\mu > 0$ . Pour  $n \geq 1$ , soit  $I_n$  la variable aléatoire définie pour  $\omega \in \omega$  par

$$\begin{cases} I_n(\omega) = 1 & \text{si } Y_n(\omega) > 0 \\ I_n(\omega) = 0 & \text{si } Y_n(\omega) \le 0 \end{cases}$$

Montrer que  $(I_n)_{n\geq 1}$  est une suite de variables aléatoires indépendantes.

- 17. Montrer que les variables aléatoires  $I_n$ ,  $n \ge 1$  sont identiquement distribuées et suivent une loi de Bernouilli de paramètre q à préciser.
- 18. Pour  $n \geq 1$ , soit  $Z_n$  la variable aléatoire définie par  $Z_n = I_n Y_n$ . Montrer que  $(Z_n)_{n\geq 1}$  est une suite de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées.
- 19. Déterminer la fonction de répartition de  $Z_1$  et tracer son graphe.
- 20. Pour  $n \ge 1$ , soit

$$S_n = \sum_{j=1}^n I_j.$$

Déterminer la loi de  $S_n$ .

21. Pour  $n \ge 1$ , soit

$$V_n = \sum_{j=1}^n Z_j.$$

Pour  $n \geq 1$ , les variables aléatoires  $S_n$  et  $V_n$  sont-elles indépendantes?

- 22. Déterminer  $E(V_n)$  pour  $n \ge 1$ .
- 23. Soit  $(W_n)_{n\geq 1}$  une suite de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées suivant la loi exponentielle de paramètre  $\nu>0$ . Montrer par récurrence sur n que

$$A_n = \sum_{k=1}^n W_k$$

suit une loi Gamma de paramètres  $(\nu, n)$  dont la densité  $f_{A_n}$  est donnée pour  $x \in \mathbb{R}$  par

$$f_{A_n}(x) = \frac{e^{-\nu x} \nu^n x^{n-1}}{(n-1)!} 1_{[0,+\infty[}(x).$$

24. En déduire que pour  $n \ge 1$ ,  $1 \le k \le n$  et  $x \ge 0$ ,

$$P(V_n \le x \mid S_n = k) = \int_0^x \frac{e^{-\nu t} \nu^k t^{k-1}}{(k-1)!} dt.$$

25. En utilisant la formule des probabilités totales, montrer que pour  $n \ge 1$ , la fonction de répartition  $F_{V_n}$  de  $V_n$  est donnée par

$$\begin{cases} F_{V_n}(x) = 0 \quad \text{pour } x < 0, \\ F_{V_n}(0) = \alpha_{n,0}, \\ F_{V_n}(x) = \alpha_{n,0} + \int_0^x e^{-\nu t} \left[ \sum_{k=1}^n \alpha_{n,k} \frac{\nu^k t^{k-1}}{(k-1)!} \right] dt \quad \text{pour } x > 0, \end{cases}$$

où les  $\alpha_{n,k}$ ,  $0 \le k \le n$  sont des coefficients à préciser.

## Value-at-Risk, modèle de Black et Scholes et modèle de Kou

En assurance et en finance, on utilise souvent la Value-at-Risk pour quantifier un risque. Cette Value-at-Risk est en fait un simple quantile. Dans toute cette partie, pour une variable aléatoire V, on notera  $F_V$  sa fonction de répartition et  $F_V^{-1}$  l'inverse (généralisé) de sa fonction de répartition. Le modèle de Black et Scholes est le modèle d'évaluation des options le plus connu en finance. Dans ce modèle, le quotient du prix d'une action à la date finale divisé par le prix initial suit une loi log-normale. Afin de mieux prendre en compte les phénomènes observés sur le marché, Steve Kou a proposé d'incorporer dans le processus d'évolution des prix des sauts d'amplitude aléatoire décrite par la loi double exponentielle. Cette partie n'a pas du tout la prétention d'aborder ces problèmes mais est constituée de questions en lien avec ces modèles. Les premières questions de cette partie portent sur des propriétés basiques de la Value-at-Risk et des lois normales. Les suivantes portent sur des calculs intervenants dans la formule de Black et Scholes. La dernière question porte sur une condition que doivent vérifier les paramètres du modèle de Kou.

Soit X une variable aléatoire de fonction de répartition  $F_X$  définie par

$$F_X(x) = \Phi(cx+d),$$

où  $c \neq 0$ ,  $d \in \mathbb{R}$  sont des réels fixés et  $\Phi$  est la fonction de répartition d'une loi normale centrée réduite.

- 1. Déterminer la loi de X, ainsi que sa moyenne et sa variance.
- 2. Soit Y une variable aléatoire suivant la loi normale centrée réduite. On suppose à partir de maintenant que  $\beta$  est tel que le quantile  $F_Y^{-1}(\beta) = 3$ . Déterminer alors  $F_X^{-1}(\beta)$ .
- 3. En supposant de plus que X et Y sont indépendants, calculer  $F_{X+Y}^{-1}(\beta)$ .
- 4. D'après la formule de Black et Scholes, le prix C d'une option d'achat au prix K à la date future T > 0, lorsque le prix actuel de l'action sous-jacente est  $S_0$ , peut être exprimé (après un changement de probabilité que nous n'expliquons pas ici) comme suit :

$$C = S_0 P\left(S_0 e^{\left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)T + \sigma Z_1} > K\right) - K e^{-rT} P\left(S_0 e^{\left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T + \sigma Z_2} > K\right),$$

où  $\sigma > 0$  est un paramètre fixé appelé volatilité, r > 0 est un autre paramètre fixé correspondant au taux d'intérêt sans risque et où  $Z_1$  et  $Z_2$  sont des variables aléatoires suivant une loi normale de moyenne 0 et de variance T. Réécrire la formule de Black et Scholes sous la forme

$$C = S_0 \Phi \left( d_1 \right) - K e^{-rT} \Phi \left( d_2 \right),$$

où  $d_1$  et  $d_2$  sont deux réels à préciser et à exprimer en fonction de  $S_0$ , K, r,  $\sigma$  et T.

- 5. Exprimer  $1 \Phi(-d_1)$  en fonction de  $\Phi(d_1)$ .
- 6. Dans le modèle de Kou, dans lequel on incorpore des sauts, le prix de l'actif à la date t est multiplié par  $e^X$  en cas de saut, où X est une variable aléatoire suivant la loi double exponentielle de paramètres  $p \in [0,1], \lambda > 0$  et  $\mu > 0$ , dont la densité  $f_{p,\lambda,\mu}$  est, rappelons-le, la fonction définie pour  $x \in \mathbb{R}$  par

$$f_{p,\lambda,\mu}(x) = (1-p)\lambda e^{-\lambda x} 1_{[0,+\infty[}(x) + p\mu e^{\mu x} 1_{[-\infty,0[}(x).$$

Déterminer la condition de non-explosion vers l'infini du prix de l'actif : à quelle condition sur  $p, \lambda$  et  $\mu$  a-t-on  $E\left[e^X\right] < +\infty$ ?