

FEUILLE DE TD/TP 4 SIMULATION D'ÉVÉNEMENTS RARES

Exercice 1. Des requêtes informatiques sont traitées successivement et on s'intéresse à la probabilité que le temps total de traitement soit grand. On modélise les requêtes par une suite de v.a.i.d X_1, \dots, X_n de loi exponentielle $\mathcal{E}(1)$. On note f la densité de la loi $\mathcal{E}(1)$, on pose $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ et on cherche donc à estimer la probabilité

$$p_n = \mathbb{P}(S_n \geq n(1 + \epsilon))$$

pour $\epsilon > 0$ fixé.

- (1) Écrire une fonction `MC_1` renvoyant l'approximation Monte-Carlo avec N tirages, l'écart-type empirique associé, ainsi que la largeur et les bornes de l'intervalle de confiance asymptotique de niveau 0,95 en utilisant N suites de n v.a.i.d X_1, \dots, X_n de loi exponentielle $\mathcal{E}(1)$. Tester avec $N = 10^3$, $n = 50$ et $\epsilon = 1$.
- (2) On utilise maintenant la méthode de réduction de variance par inférence préférentielle.
 - (a) Quelle est la valeur maximale θ_{\max} telle que pour $\theta < \theta_{\max}$, $M_\theta = \mathbb{E}[e^{\theta X_1}] < \infty$?
 - (b) Pour $\theta < \theta_{\max}$, on considère la densité de probabilité f_θ définie par :

$$\forall x \in \mathbb{R}, f_\theta(x) = \frac{1}{M_\theta} e^{\theta x} f(x).$$

De quelle loi usuelle, f_θ est-elle la densité ?

- (c) Soit X_θ une v.a. de densité f_θ . Pour quelle valeur de θ^* a-t-on $\mathbb{E}[X_{\theta^*}] = 1 + \epsilon$?
- (d) Soit $X_{1,\theta^*}, \dots, X_{n,\theta^*}$ n v.a.i.d de densité f_{θ^*} . Exprimer p_n en fonction de $\sum_{i=1}^n X_{i,\theta^*}$.
- (e) Écrire une fonction `MC_2` renvoyant l'approximation Monte-Carlo avec N tirages, l'écart-type empirique associé, ainsi que la largeur et les bornes de l'intervalle de confiance asymptotique de niveau 0,95 en utilisant des v.a.i.d de densité f_{θ^*} . Tester avec $N = 10^3$, $n = 50$ et $\epsilon = 1$. Comparer avec la méthode proposée à la première question.

Exercice 2. Comme dans l'exercice précédent, on s'intéresse à la probabilité que le temps total de traitement de n requêtes informatiques soit grand. Mais on modélise maintenant les requêtes par une suite de v.a.i.d X_1, \dots, X_n de loi uniforme $\mathcal{U}([0, M])$. On pose $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ et on cherche à estimer la probabilité

$$p_n = \mathbb{P}(S_n \geq nM(1 + \epsilon)/2)$$

pour $\epsilon > 0$ fixé.

- (1) Écrire une fonction `MC_1` renvoyant l'approximation Monte-Carlo avec N tirages, l'écart-type empirique associé, ainsi que la largeur et les bornes de l'intervalle de confiance asymptotique de niveau 0,95 en utilisant N suites de n v.a.i.d X_1, \dots, X_n de loi uniforme $\mathcal{U}([0, M])$. Tester avec $N = 10^3$, $n = 50$, $\epsilon = 1/2$ et $M = 1$.
- (2) On utilise maintenant la méthode de réduction de variance par inférence préférentielle.
 - (a) Quelle est la valeur maximale θ_{\max} telle que pour $\theta < \theta_{\max}$, $M_\theta = \mathbb{E}[e^{\theta X_1}] < \infty$?

- (b) Pour $\theta < \theta_{\max}$, on considère la densité de probabilité f_θ définie par :

$$\forall x \in \mathbb{R}, f_\theta(x) = \frac{1}{M_\theta} e^{\theta x} f(x).$$

Donner une forme explicite de f_θ .

- (c) Soit X_θ une v.a. de densité f_θ . Montrer que pour $\epsilon < 1$, il existe θ^* tel que $\mathbb{E}[X_{\theta^*}] = M(1 + \epsilon)/2$.

- (d) Soit $X_{1,\theta^*}, \dots, X_{n,\theta^*}$ n v.a. de densité f_{θ^*} . Exprimer p_n en fonction de $\sum_{i=1}^n X_{i,\theta^*}$.

- (e) Écrire une fonction `MC_2` renvoyant l'approximation Monte-Carlo avec n tirages, l'écart-type empirique associé, ainsi que la largeur et les bornes de l'intervalle de confiance asymptotique de niveau 0,95 en utilisant des v.a. de densité f_{θ^*} . Tester avec $N = 10^3$, $n = 50$, $\epsilon = 1/4$ et $M = 4$. Comparer avec la méthode proposée à la première question.

On pourra utiliser la routine suivante pour obtenir une valeur approchée de θ^ .*

```
from scipy.optimize import root_scalar
import numpy as np
(...)
def theta_solve(theta):
    return M*np.exp(theta*M)/(np.exp(theta*M)-1)-1/theta-M*(1+epsilon)/2

theta_star=root_scalar(theta_solve, bracket=[0, 2/(M*(1-epsilon))]).root
```

Exercice 3. Une compagnie d'assurances souhaite estimer la probabilité que les remboursements qu'elle ait à effectuer dépasse une certaine somme de réserve x . Pour cela, elle modélise les différents remboursements par une suite de variables de loi de Pareto $\mathcal{P}(x_0, \alpha)$, $x_0 > 0$ et $\alpha > 0$, ie de fonction de répartition

$$\forall x \geq \mathbb{R}, F(x) = \left(1 - \left(\frac{x_0}{x}\right)^\alpha\right) \mathbb{1}_{\{x \geq x_0\}}.$$

- (1) Montrer que les lois de Pareto sont des lois à queue lourde.
- (2) Soit X une v.a. de loi de Pareto $\mathcal{P}(x_0, \alpha)$. Montrer que $X \in \mathbb{L}^p$ pour tout $p < \alpha$ mais que $X \notin \mathbb{L}^\alpha$. Montrer que si $\alpha > 1$, $\mathbb{E}[X] = \alpha x_0 / (\alpha - 1)$.

On considère maintenant n variables aléatoires iid X_1, \dots, X_n de loi $\mathcal{P}(x_0, \alpha)$, $x_0 > 0$ et $\alpha > 0$ et on s'intéresse à leur somme $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$, plus précisément à la probabilité qu'elle dépasse une certaine valeur $x > 0$, supposée grande :

$$p_x = \mathbb{P}(S_n \geq x)$$

- (3) Écrire une fonction `MC_1` renvoyant l'approximation Monte-Carlo avec N tirages, l'écart-type empirique associé, ainsi que la largeur et les bornes de l'intervalle de confiance asymptotique de niveau 0,95 en utilisant N suites de n v.a. X_1, \dots, X_n de loi $\mathcal{P}(x_0, \alpha)$. Tester avec $N = 10^3$, $n = 50$, $x_0 = 1$, $\alpha = 1.5$ et $x = 300$.
- (4) On utilise maintenant la réduction de variance par conditionnement présentée en cours :

$$p_x = \mathbb{E} \left[1 - F(\max(x - S_{n-1}, \max_{1 \leq i \leq n-1} X_i)) \right].$$

Écrire une fonction `MC_2` renvoyant l'approximation Monte-Carlo avec N tirages, l'écart-type empirique associé, ainsi que la largeur et les bornes de l'intervalle de confiance asymptotique de niveau 0,95 en utilisant cette seconde méthode. Tester avec $N = 10^3$, $n = 50$, $x_0 = 1$, $\alpha = 1.5$ et $x = 300$. Comparer avec la méthode précédente.

Exercice 4. Une compagnie d'assurances souhaite estimer la probabilité que les remboursements qu'elle ait à effectuer dépasse une certaine somme de réserve x . Pour cela, elle modélise les

différents remboursements par une suite de variables de loi log-logistique $LL(\alpha, \beta)$, $\alpha, \beta > 0$, de fonction de répartition

$$\forall x \in \mathbb{R}, F(x) = \frac{x^\beta}{\alpha^\beta + x^\beta} \mathbb{1}_{x \geq 0}.$$

- (1) Montrer que les lois log-logistiques sont des lois à queue lourde.
- (2) Soit X une va de loi log-logistique $LL(\alpha, \beta)$, $\alpha, \beta > 0$. Montrer que $X \in \mathbb{L}^p$ pour tout $p < \beta$ mais que $X \notin \mathbb{L}^\beta$. Montrer que si $\beta > 1$, $\mathbb{E}[X] = \frac{\alpha\pi}{\beta \sin \frac{\pi}{\beta}}$.

On considère maintenant n variables aléatoires iid X_1, \dots, X_n de loi $LL(\alpha, \beta)$, $\alpha, \beta > 0$ et on s'intéresse à leur somme $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$, plus précisément à la probabilité qu'elle dépasse une certaine valeur $x > 0$, supposée grande :

$$p_x = \mathbb{P}(S_n \geq x)$$

- (3) Écrire une fonction `MC_1` renvoyant l'approximation Monte-Carlo avec N tirages, l'écart-type empirique associé, ainsi que la largeur et les bornes de l'intervalle de confiance asymptotique de niveau 0,95 en utilisant N suites de n variid X_1, \dots, X_n de loi $\mathcal{P}(x_0, \alpha)$. Tester avec $N = 10^3$, $n = 50$, $\alpha = 1$, $\beta = 2$ et $x = 200$.
- (4) On utilise maintenant la réduction de variance par conditionnement présentée en cours :

$$p_x = \mathbb{E} \left[1 - F(\max(x - S_{n-1}, \max_{1 \leq i \leq n-1} X_i)) \right].$$

Écrire une fonction `MC_2` renvoyant l'approximation Monte-Carlo avec N tirages, l'écart-type empirique associé, ainsi que la largeur et les bornes de l'intervalle de confiance asymptotique de niveau 0,95 en utilisant cette seconde méthode. Tester avec $N = 10^3$, $n = 50$, $n = 50$, $\alpha = 1$, $\beta = 2$ et $x = 200$. Comparer avec la méthode précédente.