
Probabilités numériques
Méthodes de Monte Carlo et applications
Feuille d'exercices N° 3

Simulation de variables aléatoires par inversion de la fonction de répartition

Rappels : Principe de la méthode de simulation par inversion

Pour simuler (générer) une variable aléatoire X de loi de répartition F dont on sait calculer l'inverse généralisée F^{-1} , on peut simuler une variable aléatoire de loi uniforme U sur l'intervalle $[0; 1]$ et poser $X = F^{-1}(U)$.

Exercice 1

Soit X une variable aléatoire de densité $f_X(x) = \left(\frac{1}{2}\right) \cos(x) 1_{\left\{-\frac{\pi}{2} \leq x \leq \frac{\pi}{2}\right\}}$.

Donner sa fonction de répartition et proposer une méthode de simulation de X à partir de sa fonction de répartition.

Exercice 2

Par la méthode d'inversion de la fonction de répartition, simuler en R des variables aléatoires de lois :

- Exponentielle de paramètre $\lambda = 1$;
- de Cauchy.

Tracer leurs histogrammes empiriques et comparer avec la densité théorique.

Pour rappel ci-après les densités des lois exponentielle et de Cauchy :

Densité de la loi exponentielle :

$$f_X(x) = 1_{[0, +\infty[}(x) \lambda e^{-\lambda x}, x \in \mathbb{R}$$

Densité de la loi de Cauchy :

$$g_X(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}, x \in \mathbb{R}.$$

Simulation de variables aléatoires discrètes

Exercice 3 (TP sous scilab et R)

À partir d'un recensement (États-Unis 1920) les probabilités $p(k)$ d'avoir $k-1$ fils ont été estimées

$$p(1) = 0.4982 \quad p(2) = 0.2103 \quad p(3) = 0.1270$$

$$p(4) = 0.0730 \quad p(5) = 0.0418 \quad p(6) = 0.0241$$

$$p(7) = 0.0132 \quad p(8) = 0.0069 \quad p(9) = 0.0035$$

$$p(10) = 0.0015 \quad p(11) = 0.0005 \quad p(k) = 0.0000 \text{ si } k > 11$$

Soit, en notation Scilab,

$$p = [0.4982, 0.2103, 0.1270, 0.0730, 0.0418, .. \\ 0.0241, 0.0132, 0.0069, 0.0035, 0.0015, 0.0005];$$

- 1) Écrire le code d'une fonction Scilab simulant une variable aléatoire X de loi $P(X = k) = p(k)$.
- 2) Tracer l'histogramme d'un grand nombre de tirages indépendants.
- 3) Comparer avec les probabilités théoriques $p(k)$

Et pour aller plus loin...

- 4) Calculer l'espérance de X et comparer avec la moyenne empirique des tirages.
- 5) Même question pour la variance.

Simulation de variables aléatoires par la méthode du rejet

Rappels : Principe de la méthode du rejet

Pour simuler (ou générer) une variable aléatoire de densité f bornée par M et à support compact sur $[a; b]$, on simule des variables aléatoires uniformes sur $[a; b] \times [0; M]$ (qui représente le pavé contenant le graphe de f), jusqu'à ce que l'un des points tirés appartienne à l'hypographe de f .

On prend alors pour réalisation de la loi f l'abscisse de ce point.

Exercice 4

- 1) Simuler des variables exponentielles par une méthode du cours.
- 2) Tracer un histogramme des variables simulées par cette méthode.
Comparer avec un tracé de la densité de la loi exponentielle.

Exercice 5

La densité de la loi de Wigner (ou du demi-cercle) est la fonction

$f(x) = \frac{\sqrt{4-x^2}}{2\pi}$ Sur $[-2; 2]$. Elle a donc pour support l'intervalle $[-2; 2]$.

- 1) simuler des variables aléatoires de loi de Wigner par la méthode du rejet. (suggestion : trouver un majorant M de f tel que $f(x) \leq M$ afin de simuler deux variables aléatoires uniformes sur le pavé $[-2; 2] \times [0; M]$ et d'utiliser l'algorithme du rejet).
- 2) Tracer leurs histogrammes empiriques et comparer avec la densité théorique.

Exercice 6 (en faire sur papier)

Soit $\lambda \in]0, 1[$ fixé.

- 1) Utiliser la méthode du rejet pour simuler une variable aléatoire X de loi de Poisson de paramètre λ à partir d'une variable aléatoire Y de loi suivante :

$$\forall n \in \mathbb{N} \quad \mathbb{P}(Y = n) = (1 - \lambda)\lambda^n$$

- 2) Comment peut on simplement simuler Y ?

Indication : rappelons que $\mathbb{P}(X = n) = \lambda^n \frac{e^{-\lambda}}{n!}$ Car X suit une loi de Poisson de paramètre λ .