

SIMULATION DE VARIABLES ALÉATOIRES

1 Méthode par Inversion.

Soit X une variable aléatoire réelle de fonction de répartition F . On appelle inverse généralisée de F , la fonction F^{-1} définie pour tout $y \in]0, 1]$ par

$$F^{-1}(y) = \inf\{x \in \mathbb{R} / F(x) \geq y\}.$$

La méthode de simulation par inversion repose sur le lemme suivant.

Lemme 1. Si U est une variable aléatoire de loi uniforme $\mathcal{U}([0, 1])$, alors $F^{-1}(U)$ a même loi que X . De plus, si F est continue sur \mathbb{R} , alors $F(X)$ suit la loi uniforme $\mathcal{U}([0, 1])$.

Exercice 1. Utiliser le code Matlab suivant pour engendrer N réalisations de variables aléatoires indépendantes et de loi exponentielle de paramètre $\lambda > 0$ ou bien de loi de Cauchy de paramètre $c > 0$.

clear

```
N = input('Entrez la taille de l'échantillon N : ');
lambda = input('Préciser la valeur du paramètre lambda : ');
c = input('Préciser la valeur du paramètre c : ');
X = rand(N, 1); Y = -log(X)/lambda; Z = c * tan(pi * (X - 0.5));
```

Tracer les moyennes empiriques successives de Y et vérifier la loi des grands nombres pour Y . Augmenter le nombre N de réalisations pour affiner la précision. Comparer vos résultats de simulations avec le générateur *rexpweib* de Matlab. Effectuer le même exercice pour la loi normale $\mathcal{N}(0, 1)$. Que se passe-t-il sur Z ? Quelle est la loi de la moyenne empirique associée à Z ? Conclure.

Exercice 2. Engendrer N réalisations de variables aléatoires indépendantes de loi de Pareto dont la densité est : $\frac{ab^a}{x^{a+1}} \mathbb{I}_{[b, +\infty[}(x)$, $b > 0$, de loi triangulaire : $\frac{2}{a} (1 - \frac{x}{a}) \mathbb{I}_{[0, a]}(x)$, $a > 0$, de loi de Weibull : $\mathbb{P}(X > x) = e^{-(\frac{x}{b})^a}$, $x > 0$, $a > 0$, $b > 0$.

Lemme 2. Soit x_1, x_2, \dots, x_n des nombres réels tous différents et soit p_1, p_2, \dots, p_n des nombres réels positifs tels que $\sum_{i=1}^n p_i = 1$. On pose $s_0 = 0$ et pour tout $1 \leq k \leq n$, $s_k = \sum_{i=1}^k p_i$. Soit U est une variable aléatoire de loi uniforme $\mathcal{U}([0, 1])$ et

$$X = \sum_{k=1}^n x_k \mathbb{I}_{(s_{k-1} \leq U \leq s_k)}.$$

Alors, X est une variable aléatoire de loi discrète $P = p_1 \delta_{x_1} + p_2 \delta_{x_2} + \dots + p_n \delta_{x_n}$.

Exercice 3. Utiliser la fonction Matlab *probadis.m* afin d'engendrer une réalisation aléatoire d'une loi discrète à support fini.

```

function realis = probadis(n, x, p)
% Générateur aléatoire d'une loi discrète à support fini.
% n ≥ 1 est le cardinal du support de la loi.
% p est un vecteur de n nombres réels positifs tel que sum(p) = 1.
% x est un vecteur de n nombres réels donnant le support de la loi.
% Les réalisations successives sont indépendantes.
r = rand; a = 0; b = p(1);
for i = 1 : n - 1,
    if ((r >= a) & (r < b))
        realis = x(i);
    end
    a = b; b = b + p(i + 1);
end
realis = x(n);
return;

```

Créer un code Matlab permettant d'engendrer un vecteur aléatoire X contenant N réalisations indépendantes et de même loi Binomiale $\mathcal{B}(n, p)$ où les valeurs $N, n \geq 1$ et $0 < p < 1$ sont affectées par l'utilisateur. Pour N assez grand, vérifier la loi des grands nombres sur les moyennes empiriques successives de X . Comparer vos résultats de simulations avec le générateur *rbinom* de Matlab.

Exercice 4. Pour N, N_1 et $n \geq 1$ avec $N_1, n \leq N$, la loi hypergéométrique $\mathcal{H}(N, N_1, n)$ est donnée, pour tout $k \in [0; n]$ avec $0 \leq k \leq n$, par $B_p(X = k) = C_{N_1}^k C_{N-N_1}^{n-k} / C_N^n$. Créer un code Matlab permettant d'engendrer un vecteur aléatoire Z contenant M réalisations i.i.d. de loi $\mathcal{H}(N, N_1, n)$ où les valeurs $M, N \geq 1$ et $N_1, n \leq N$ sont affectées par l'utilisateur.

- Si N tend vers l'infini et le rapport N_1/N tend vers p avec $0 < p < 1$, montrer que X converge en loi vers la loi Binomiale $\mathcal{B}(n, p)$. Pour M, N assez grand et $N_1 = pN$ avec $0 < p < 1$, tracer l'histogramme de Z et comparer le à la loi $\mathcal{B}(n, p)$.
- Si N, N_1 et n tendent vers l'infini et le produit nN_1/N tend vers $\lambda > 0$, montrer que X converge en loi vers la loi de Poisson $\mathcal{P}(\lambda)$. Pour M, N assez grand, $N_1 = \lambda\sqrt{N}$ et $n = \sqrt{N}$, tracer l'histogramme de Z et comparer le à la loi $\mathcal{P}(\lambda)$.

Exercice 5. Soit (X_n) une suite de variables aléatoires indépendantes et de même loi exponentielle $\mathcal{E}(\lambda)$ avec $\lambda > 0$. Si $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$, $N_0 = 0$ et pour tout $t > 0$, $N_t = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{1}_{(S_n \leq t)}$, (N_t) est un processus de Poisson d'intensité λ . Montrer que, pour tout $t > 0$, N_t suit la loi de Poisson $\mathcal{P}(\lambda t)$. En déduire un code Matlab permettant d'engendrer un vecteur aléatoire Y contenant N réalisations indépendantes et de même loi $\mathcal{P}(\lambda)$ où les valeurs $N \geq 1$ et $\lambda > 0$ sont affectées par l'utilisateur. Pour N assez grand, vérifier la loi des grands nombres sur les moyennes empiriques successives de Y . Comparer vos résultats de simulations avec le générateur *rpoiss* de Matlab.

2 Méthode par Troncature.

La méthode de simulation par troncature repose sur le lemme suivant.

Lemme 3. Si X est une variable aléatoire à valeurs dans \mathbb{Z} , de fonction de répartition F et soit G la fonction de répartition d'une variable aléatoire continue Y telle que, pour tout $n \in \mathbb{Z}$, $G(n+1) = F(n)$. Si U est une variable aléatoire de loi uniforme $\mathcal{U}([0, 1])$, alors la partie entière $[G^{-1}(U)]$ a même loi que X .

Exercice 6. Utiliser le code Matlab suivant pour engendrer N réalisations de variables aléatoires indépendantes et de loi uniforme discrète sur $\{1, 2, \dots, a\}$ avec $a \in \mathbb{N}^*$ ou bien de loi géométrique de paramètre $p = 1 - \exp(-\lambda)$ avec $\lambda > 0$.

```
clear
N = input('Taille de l'échantillon N : '); a = input('Valeur du paramètre a : ');
if a ~= round(a)
    disp('La valeur du paramètre a doit être un entier positif!!')
    break
end
lambda = input('Préciser la valeur du paramètre lambda : ');
X = rand(N, 1); Y = fix(1 + a * X); Z = fix(-log(X)/lambda);
```

Tracer les moyennes empiriques successives de Y et vérifier la loi des grands nombres pour Y . Augmenter le nombre N de réalisations pour affiner la précision. Effectuer le même exercice pour la loi géométrique associée à Z . Comparer vos résultats de simulations avec le générateur *rgeom* de Matlab.

3 Simulations de Gaussiennes.

L'algorithme de Box-Muller de simulation de gaussiennes repose sur le lemme suivant.

Lemme 4. Soit (X, Y) un couple aléatoire de \mathbb{R}^2 . Alors, (X, Y) suit la loi normale $\mathcal{N}(0, I_2)$ si et seulement si $X = r \cos \theta$ et $Y = r \sin \theta$ où r et θ sont deux variables aléatoires indépendantes avec r^2 de loi exponentielle $\mathcal{E}(1/2)$ et θ de loi uniforme $\mathcal{U}([0, 2\pi])$.

Il découle de ce lemme que, si U et V sont deux variables aléatoires indépendantes de loi uniforme $\mathcal{U}([0, 1])$, alors

$$X = \sqrt{-2 \log U} \cos(2\pi V) \quad \text{et} \quad Y = \sqrt{-2 \log U} \sin(2\pi V)$$

sont indépendantes et de loi normale $\mathcal{N}(0, 1)$.

Exercice 7. Utiliser le code Matlab suivant pour engendrer N réalisations de variables aléatoires indépendantes et de loi normale $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$ où la moyenne $m \in \mathbb{R}$ et la variance $\sigma^2 > 0$ sont affectées par l'utilisateur. Tracer également l'histogramme associé.

```
clear
N = input('Taille de l'échantillon N : '); m = input('Valeur de la moyenne m : ');
sigma2 = input('Préciser la valeur de la variance sigma^2 : ');
X = m * ones(N, 1) + sqrt(sigma2) * sqrt(-2 * log(rand(N, 1))) * cos(2 * pi * rand(N, 1));
clf
[E, C] = histo(X, sqrt(N), 0, 1);
hold on
title('Simulation d'une loi gaussienne'); xlabel('Valeurs'); ylabel('Effectifs');
plot(C, dnorm(C, m, sigma), 'r-'); legend('Empirique', 'Théorique');
hold off
```

Un second algorithme de simulations de gaussiennes provient de la méthode d'acceptation/rejet. Elle permet d'éviter l'appel à la fonction cosinus.

Lemme 5. Soit (X, Y) un couple de variables aléatoires de loi uniforme sur le disque unité $\mathcal{D} = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 / x^2 + y^2 < 1\}$. Soit (r, θ) le couple de coordonnées polaires associé à (X, Y) , $X = r \cos \theta$ et $Y = r \sin \theta$. On pose $R = 2\sqrt{-\log r}/r$. Alors, (RX, RY) suit la loi normale $\mathcal{N}(0, I_2)$.

Exercice 8. Reprendre l'exercice 5 avec le code Matlab suivant.

```
clear
N = input('Entrez la taille de l'échantillon N : '); m = input('Précisez la valeur de la moyenne m : ');
sigma2 = input('Précisez la valeur de la variance sigma^2 : ');
max = round(3 * N/2);
X = 2 * rand(max, 1) - ones(max, 1); Y = 2 * rand(max, 1) - ones(max, 1);
S = X.^2 + Y.^2; X = X(find(S < 1)); Y = Y(find(S < 1));
r = sqrt(X.^2 + Y.^2); R = 2 * sqrt(-log(r))./r;
Z = R(1 : N) .* X(1 : N); T = m * ones(N, 1) + sqrt(sigma2) * Z;
```

Lemme 6. Soit $m \in \mathbb{R}^d$ et Γ une matrice réelle, carrée d'ordre d , symétrique et définie positive. Soit A une matrice carrée d'ordre d telle que $AA^t = \Gamma$ et soit X un vecteur aléatoire gaussien $\mathcal{N}(0, I_d)$. Alors, $Y = AX + m$ suit la loi normale $\mathcal{N}_d(m, \Gamma)$.

Exercice 9. Créer un code Matlab permettant d'engendrer N réalisations d'un vecteur aléatoire de loi $\mathcal{N}_d(m, \Gamma)$ où la dimension d , la moyenne m et la matrice de covariance Γ sont affectées par l'utilisateur. Pour calculer la racine carrée A de Γ , on utilisera la commande `sqrtm` ou bien la décomposition de Cholesky `chol`.

Exercice 10. Utiliser le code Matlab suivant afin de simuler une trajectoire brownienne.

```
clear; clf
N = input('Entrez la taille de l'échantillon N : '); a = 0; b = 1; h = (b - a)/N;
plot([a : h : b], cumsum(sqrt(h) * randn(N + 1, 1))); hold on
title('Simulation d'une trajectoire brownienne');
xlabel('Temps t'); ylabel('Valeurs de Bt'); grid; hold off
```

Exercice 11. Une autre application de la méthode du rejet.

En utilisant la méthode du rejet simuler une variable gaussienne à partir d'une variable de Laplace de densité $\frac{1}{2}e^{-|x|}$.

Plus généralement trouver le meilleur choix dans la famille des lois de densité $\frac{\lambda}{2}e^{-\lambda|x|}, \lambda > 0$.

Exercice 12. Utiliser la méthode de l'échantillonnage préférentiel à partir de la loi de Laplace pour calculer les moments d'une loi $\mathcal{N}(0, 1)$. Expliciter la variance de votre estimateur.

4 Représentations graphiques.

% Illustration de la LGN pour la loi exponentielle.

```
clear; n = 1000; lambda = 0.5; X = -log(rand(n, 1))/lambda;
figure; Création d'une nouvelle fenêtre graphique.
plot(cumsum(X)./[1 : length(X)], 'b') Trace les moyennes empiriques successives de X.
title('Loi des Grands Nombres') Titre de la figure.
xlabel('Nombre de realisations') Titre des abscisses.
ylabel('Moyennes empiriques') Titre des ordonnées.
hold on Garde la fenêtre graphique.
plot(1/lambda * ones(n, 1), 'r - -'); Trace la limite théorique.
legend('Empirique', 'Theorique'); Légende.
```

Exercice 18. Ajouter à vos codes Matlab les représentations graphiques rencontrées ci-dessus.