Génération des variables aléatoires

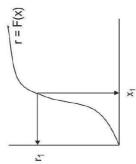
Génération des variables aléatoires

Méthode de la transformée inverse

À partir d'une bonne source de nombres aléatoires, on peut générer des variables aléatoires en utilisant différents techniques:

- Méthode de la transformée inverse
- Méthode de convolution
- Méthode de composition
- Méthode de rejet

Transformation d'intégrale de probabilité Si une variable aléatoire X suit une distribution dont la fonction de distribution F est continue et croissante, la variable aléatoire R = F(X) suit une loi uniforme U(0,1).



$R = F(X) \sim U(0,1)$

Méthode de la transformée inverse

Démonstration

Soit X une variable aléatoire.

Si F(X) est une fonction bijective et croissante, pour $r \in (0,1)$ $F_R(r) = P(R \le r) = P(F(X) \le r)$ $= P\left(F^{-1}(F(X)) \le F^{-1}(r)\right)$ $= P\left(X \le F^{-1}(r)\right) = F\left(F^{-1}(r)\right)$

La cdf de R est celle de la loi U(0,1).

Méthode de la transformée inverse

- Remarque : F(X) peut ne pas être 1-1 ou strictement croissante, i.e. il existe un intervalle (a,b) avec $0\leq a\leq b$, tel que $P(X\in(a,b))=$
- Soit

 $G(r) = \min\{x | r \le F(x)\}$ et G(r) est non-décroissante.

Alors

 $F_R(r) = P(R \le r) = P(F(X) \le r)$ $= P(X \le \min\{x | r \le F(x)\})$ $= P(X \le G(r)) = r$

Méthode de la transformée inverse

Génération de X avec fonction de répartition F(x)

- Algorithme:
- 1. Générer $U \sim Uniforme(0,1)$
- 2. Retourner $X = F^{-1}(U)$
- Remardile

Si ${\cal F}$ n'est pas continue ou strictement croissante (non bijective), on pourra utiliser la fonction inverse généralisée

$$X = F^{-1}(U) = \min\{x: F(x) \ge U\}$$

Méthode de la transformée inverse: distribution triangulaire

- Soit X une variable aléatoire suivant une distribution triangulaire à droit ${\rm Tri}(0.1,0)$.

e densité s'écrit
$$f(x) = \begin{cases} -2(1-x), & 0 \le x \le 1 \\ 0, & \text{sinon} \end{cases}$$

• Sa function de densité s'écrit
$$f(x) = \begin{cases} -2(1-x), & 0 \le x \le 1 \\ 0, & sinon \end{cases}$$
• Et sa fonction de distribution
$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 0, & x < 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$

Méthode de la transformée inverse: distribution triangulaire

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1 - (1 - x)^2, & 0 \le x \le 1 \\ 1, & x > 1 \end{cases}$$

$$F(x) = u
1 - (1 - x)^2 = u
(1 - x)^2 = 1 - u
1 - x = \sqrt{1 - u}
v - 1 - 1 - u$$

$$f(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1 - (1 - x)^2, & 0 \le x \le 1 \\ 1, & x > 1 \end{cases}$$

En considérant
$$F(x)=u$$
, on a
$$F(x)=u$$

$$1-(1-x)^2=u$$

$$(1-x)^2=1-u$$

$$1-x=\sqrt{1-u}$$

$$X=1-\sqrt{1-u}$$

Méthode de la transformée inverse: distribution triangulaire

Fonction de répartition inverse

$$F^{-1}(x) = 1 - \sqrt{1 - x}$$

- Algorithme
- 1. Générer
- 2. Retourner

$$X = F^{-1}(U) = 1 - \sqrt{1 - U}$$

 $U \sim U(0,1)$

Méthode de la transformée inverse: distribution exponentielle

- Distribution exponentielle $X \sim Exp(\lambda)$
 - Fonction de densité

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{si } x \ge 0\\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$

Fonction de répartition

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & \text{si } x \ge 0\\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$

Méthode de transformation inverse: distribution exponentielle

En considérant F(x)=u, on a

$$u = 1 - e^{-\lambda x}$$
$$1 - u = e^{-\lambda x}$$

$$\ln(1-u) = -\lambda x$$

$$\lim_{x \to \infty} \ln(1-u)$$

$$x = -\frac{\ln(1-u)}{\lambda}$$

Méthode de transformation inverse: distribution exponentielle

• Fonction de répartition inverse

$$F^{-1}(x) = -\frac{\ln(1-x)}{\lambda}$$
 $0 \le x \le$

- Algorithme
- 1. Générer
- 2. Retourner X

$$X = -\frac{\ln(U)}{\lambda} \sim Exp(\lambda)$$

 $U \sim U(0,1)$

Méthode de transformation inverse: distribution de Weibull

• Distribution de Weibull
$$X \sim Weibull(k,\lambda) \qquad k,\lambda > 0$$

• Fonction de densité
$$f(x) = \begin{cases} X \sim Weibull(k,\lambda) & k,\lambda>0 \\ & f(x) = \begin{cases} \frac{k}{\lambda} \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{k-1} e^{-\left(\frac{x}{\lambda}\right)^k} & si \ x \geq 0 \\ & 0 & si \ x < 0 \end{cases}$$
• Fonction de répartition

Fonction de répartition

$$f(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\left(\frac{x}{\lambda}\right)^k} & \text{si } x \ge 0\\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$

Méthode de la transformée inverse: distribution de Weibull

• Fonction de répartition inverse
$$F^{-1}(x) = \frac{(-\ln(U))^{\frac{1}{k}}}{\lambda} \qquad 0$$

Algorithme

1. Générer

2. Retourner X

$$X = \frac{(-\ln(U))^{\frac{1}{a}}}{\frac{1}{\lambda}} \sim Weibull(a, \lambda)$$

 $U \sim U(0,1)$

Méthode de la transformée inverse: distributions discrètes

Considérons X une variable aléatoire avec probabilité $P(X=x_i)=p_i, \qquad i=0,1,\dots, \sum_{i=0}^{\infty}p_i=1.$

Considérons X une variable aléatoire avec probabilité $P(X=x_l)=p_l, \qquad i=0,1,\dots, \sum_{i=0}^\infty p_l=1.$

Méthode de la transformée inverse:

distributions discrètes

Algorithme:

1. Générer

 $U \sim U(0,1)$

2. Retourner

 $\sum_{j=0}^{i-1} p_j \le U < \sum_{j=0}^i p_j$

2. Retourner $X=x_i$ si

 Algorithme: 1. Générer $X = F^{-1}(U) = \min\{x : F(x) \ge U\}$

Méthode de la transformée inverse: distributions discrètes

Condition d'application:

Toutes les lois peuvent être générées par la méthode de la transformée inverse.

Exemples

Distributions empiriques

Loi uniforme discrète
Loi de Poisson

Méthode de la transformée inverse: Loi de Bernoulli

Distribution de Bernoulli

 $X \sim B(p)$

Fonction de masse

$$P(X = 1) = p$$
 $P(X = 0) = 1 - p$

 $F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 1 - p & 0 \le x < 1 \\ 1 & x \ge 1 \end{cases}$ $P(X=i) = p^i (1-p)^{1-i} \label{eq:posterior}$ • Fonction de répartition

Méthode de la transformée inverse: Loi de Bernoulli

Fonction de répartition inverse

$$F^{-1}(x) = \begin{cases} 1 & \text{si } x \le p \\ 0 & \text{si } x > p \end{cases}$$

Algorithme

1. Générer

 $U \sim U(0,1)$

2. Si $U \le p$, alors retourner X = 1; sinon, retourner X = 0.

Méthode de la transformée inverse: Loi uniforme discrète

- Distribution uniforme discrète
- Pour i = a, a + 1, ..., b· Fonction de masse
- $P(X=i) = \frac{1}{b-a+1}$ Fonction de répartition
- x > b $a \le x \le b$ x < a $F(x) = \begin{cases} 1 \\ 1 \\ |x| - a + 1 \end{cases}$

Méthode de la transformée inverse: Loi géométrique

Loi géométrique

 $X \sim Geométrique(p)$

i = 0,1,2,• Fonction de masse $P(X=i) = p(1-p)^{l}, \label{eq:potential}$

• Fonction de répartition,
$$F(x) = \sum_{i=0}^x p(1-p)^i = 1 - (1-p)^{x+1}$$

Méthode de la transformée inverse: Loi géométrique

$$F(x-1) < r \le F(x)$$

$$1-(1-p)^x < r \le 1-(1-p)^{x+1}$$

$$(1-p)^x < 1-r \le (1-p)^{x+1}$$

$$x\ln(1-p) < \ln(1-r) \le (x+1)\ln(1-p)$$

$$\frac{\ln(1-r)}{\ln(1-p)} - 1 \le x < \frac{\ln(1-r)}{\ln(1-p)}$$

Méthode de la transformée inverse: Loi uniforme discrète

• Fonction de répartition inverse

$$F^{-1}(x) = a + [(b - a + 1)x]$$
 $0 \le x \le 1$

Algorithme

1. Générer

2. Retourner X

 $X = a + \lfloor (b - a + 1)U \rfloor$

 $U \sim U(0,1)$

Méthode de la transformée inverse: Loi géométrique

• Fonction de répartition inverse $\left| \ln(1-x) \right|$

$$F^{-1}(x) = \left[\frac{\ln(1-x)}{\ln(1-p)} - \right]$$

Algorithme

1. Générer $U \sim U(0,1)$

2. Retourner $X = [\ln(U)/\ln(1-p)]$

Algorithme

1. Générer indépendamment et successivement variables aléatoires $Y_1,Y_2,\ldots \sim Bernoulli(p)$ jusqu'à l'arrivée de la première $Y_i=1$

2. Retourner X = I - 1

Méthode de la transformée inverse

Problème

L'expression de la fonction inverse de ${\cal F}$ n'est pas toujours facile à obtenir.

Méthode de composition

Condition d'application:

Si la fonction de distribution ${\cal F}$ peut être exprimée ainsi

$$(x) = \sum_{i} p_i F_i(x)$$

 $F(x) = \sum_{i=1}^{\infty} p_i F_i(x)$ où F_1, F_2, \dots sont des fonctions de distributions et

$$p_i \ge 0$$

$$\sum_{i=1}^{8} p_i = 1$$

Distribution hyper-exponentielle Méthode de composition

• Distribution hyper-exponentielle
$$F(x) = \begin{cases} 1 - \sum_{i=1}^k p_i e^{-\lambda_i x} & si \ x \geq 0 \\ 0 & sinon \end{cases}$$

$$= p_1 F_1(x) + p_2 F_2(x) + \dots + p_k F_k(x), \qquad x \ge 0$$

où $F_l(x)$ est une fonction de distribution exponentielle avec paramètre $\mu_i, i=1,...,k,$ i.e.

$$F_i(x) = 1 - e^{-\lambda_i x}$$

Distribution hyper-exponentielle Méthode de composition

- Algorithme:
- 1. Générer un indexe I tel que

$$P(I=i)=p_i$$

2. Générer

 $X \sim Exp(\mu_I)$

Méthode de composition

- Algorithme:
- 1. Générer un indexe I tel que, i=1,2,...

$$P(I=i)=p_i$$

2. Générer X avec la fonction de distribution ${\cal F}_I$

Méthode de composition distribution de Laplace

- Distribution de Laplace (ou double-exponentielle)
 - $f(x) = \frac{1}{2b} \begin{cases} \frac{1}{2} \exp\left(-\frac{\mu x}{b}\right) & six < t_1 \\ \frac{1}{2} \exp\left(-\frac{x \mu}{b}\right) & six \ge t_2 \end{cases}$ Fonction de densité
 - Fonction, de répartition
- $1 \frac{1}{2} \exp\left(\frac{x \mu}{b}\right) \quad \text{si } x \ge \mu \stackrel{0}{-10}$ $si x < \mu^{0.1}$

Méthode de composition distribution de Laplace

- Algorithme:
- 1. Générer un indexe I tel que , $i=1\ ou\ 2$

$$P(I=i) = \frac{1}{2}$$

$$Y \sim Exp(\mu_I)$$

$$X = \mu + (-1)^I.Y$$

Méthode de convolution

- Condition d'application
- Si une variable aléatoire X peut être exprimée par la somme des variables aléatoires indépendantes Y_1,Y_2,\dots,Y_n , (convolution), alors $X=Y_1+Y_2+\dots Y_n$
 - où la génération (directe) de Y_i est plus facile que celle de X.

Méthode de convolution

- Algorithme:
- 1. Générer indépendamment

$$Y_1 \sim G_1$$

$$Y_2 \sim G_2$$

$$\vdots$$

$$Y_n \sim G_n$$

2. Retourner

$$X = Y_1 + Y_2 + \cdots Y_n$$

Méthode de convolution Loi binomiale

Loi binomiale

Fonction de masse

$$X \sim Binom(n, p)$$

$$P(X = i) = {n \choose i} p^i (1 - p)^{n-i}$$
 $i = 0, 1, ..., n$

- Propriété : par définition, X est la somme des n variables aléatoires indépendantes de distribution de Bernoulli avec la probabilité de anccès *p*
- Algorithme
- 1. Générer $Y_1, \dots, Y_n \sim Bernoulli(p)$
 - 2. Retourner $X=Y_1+\cdots+Y_n$

Méthode de convolution distribution triangulaire Distribution triangulaire

Soient U_1 et U_2 deux variables aléatoire indépendantes et suivant $^{\frac{2}{5a}}$ la distribution uniforme U(0,1).

$$X = U_1 + U_2$$

$$\sim Triangulaire(0,2,1)$$

eţ

 $Y = U_1 + U_2 - 1$

$$Y = U_1 + U_2 - 1$$

$$\sim Triangulaire(-1,1,0)$$

Méthode de convolution distribution triangulaire

- Algorithme:
- 1. Générer indépendamment

$$\begin{array}{c} \text{nment} \\ U_1 \sim U(0,1) \\ U_2 \sim U(0,1) \end{array}$$

2. Retourner

$$X = U_1 + U_2 \sim Tri(0,2,1)$$

Méthode de convolution Distribution d'Erlang

Composition

$$X = Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n \sim Erlang(n, \mu)$$

 Y_1,Y_2,\dots,Y_n sont les variables aléatoires indépendantes et suivant une distribution exponentielle $Exp(\mu)$

Algorithme:

). Générer indépendamment $Y_1, Y_2, \ldots, Y_n \sim Exp(1/\mu)$

 $X = Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n$

2. Retourner

Méthode de rejet

. Objectif: générer X ayant une densité f .

S'il existe une fonction de g tel que quelque soit x,

Alors $h(x) = \frac{g(x)}{c}$ est une fonction de densité avec

$$c = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) dx < \infty$$

Méthode de rejet

· Algorithme

1. Générer Y selon densité h(x)

2. Générer $U\!\sim\! U(0,1)$ indépendamment de Y

alors retourner X = Y;

 $U \le \frac{f(Y)}{g(Y)},$

sinon, retourner à l'étape 1

Méthode de rejet: distribution de beta

• La densité de distribution Beta(4,3)

 $f(x) = 60x^3(1-x)^2$ $0 \le x \le 1$

On a $argmax_x f(x) = 0.6$ f(0,6) = 2,0736

On définit

Alors

 $g(x) \ge f(x)$

g(x) = 2,0736 $0 \le x \le 1$

Méthode de rejet

 $P(X \le x) = P(Y \le x | Y \ accept\acute{e})$

Remarque

Validation

 $P(Y \le x, Y \ accepté) = \int_{-\infty}^{x} \frac{f(x)}{g(x)} h(y) dy = \frac{1}{c} \int_{-\infty}^{x} f(y) dy$

Quand $x \to \infty$,

 $P(Y \ accepté) = \frac{1}{c}$

 $P(X \le x) = \frac{P(Y \le x, Y \ accept\acute{e})}{P(Y \ accept\acute{e})} = \int_{-\infty}^{x} f(y) dy$

Méthode de rejet

Remarque

Le nombre d'itérations est géométriquement distribué avec une moyenne $\emph{c}.$

- Choisir g tel que la variable Y peut être générée facilement

1. La probabilité de rejet dans l'étape 3 doit être petit

2. Comment choisir la fonction g ?

- Choisir un $\it c$ proche de $\it 1$,

- g doit être proche de f

Méthode de rejet: distribution de beta

- Algorithme:
- 1. Générer Y et U selon U(0,1)

 $U \le \frac{60Y^3(1-Y)^2}{2,0736}$

alors retourner X = Y;

sinon, retourner à l'étape 1.

Méthode de rejet: distribution normale

Si $X \sim N(0,1)$ on a la densité de |X|

$$f(x) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}$$

Alors

$$g(x) = \sqrt{2e/\pi}e^{-x} \ge f(x)$$

Fonctions intégrées random

random.gammavariate(alpha, beta) random.triangular(low, high, mode) random.betavariate(alpha, beta) random.betavariate(alpha, beta) random.gauss(mu, sigma)

Fonctions intégrées random

random.vonmisesvariate(mu, kappa) random.lognormvariate(mu, sigma) random.weibullvariate(alpha, beta) random.normalvariate(mu, sigma) random.paretovariate(alpha)

Méthode de rejet: distribution normale

- Algorithme
- 1. Générer $Y \sim Exp(1)$
- 2. Générer $U \sim U(0,1)$ indépendante de Y
 - 3. Si

retourner X=Y ou X=-Y avec probabilité $\frac{1}{2}$:

- 3.1 Générer $R \sim U(0,1)$
- 3.2 Si $R \leq \frac{1}{2}$, retourner X = Y; sinon retourner X = -Y
- sinon, retourner à l'étape 1.

Fonctions intégrées numpy.random

Draw samples from the Dirichlet distribution. Draw samples from a chi-square distribution. Draw samples from a binomial distribution. exponential ([scale, size]) Draw samples from an exponential distribution. beta(a, b[, size]) Draw samples from a Beta distribution. dirichlet(alpha[, size]) binomial(n, p[, size]) chisquare(df[, size])

f(dfnum, dfden[, size]) Draw samples from an F distribution. Draw samples from a Gamma gamma(shape[, scale, size]) distribution.

Fonctions intégrées numpy.random

hypergeometric(ngood, nbad, nsample[, size]) Draw samples from a Hypergeometric distribution. Draw samples from the geometric distribution. gumbel([loc, scale, size]) Draw samples from a Gumbel distribution geometric(p[, size])

laplace[[loc, scale, size]) Draw samples from the Laplace or double exponential distribution with specified location (or mean) and scale (decay). logistic([loc, scale, size]) Draw samples from a logistic distribution.

lognormal ((mean, sigma, size]) Draw samples from a log-normal distribution

Draw samples from a logarithmic series distribution. logseries(p[, size])

Fonctions intégrées numpy.random

 $\verb|multivariate_normal| \\ | multivariate_normal| \\ | multivariate_normal| \\ | distribution.$ Draw samples from a multinomial distribution. multinomial(n, pvals[, size])

noncentral_chisquare(df, nond, sizel) Draw samples from a noncentral chi-square distribution. negative_binomial(n, p[, size]) Draw samples from a negative binomial distribution.

noncentral_f(dfnum, dfden, nonc[, size]) Draw samples from the noncentral F distribution. normal([loc, scale, size]) Draw random samples from a normal (Gaussian) distribution.

Fonctions intégrées numpy.random

wald(mean, scale[, size]) Draw samples from a Wald, or inverse

Draw samples from a standard Normal

standard_t(df[, size]) Draw samples from a standard Student's t

distribution with df degrees of freedom.

distribution (mean=0, stdev=1).

standard_normal([size])

triangular(left, mode, rightl, size]) Draw samples from the triangular distribution over the interval [left, right].

Draw samples from a uniform

uniform([low, high, size])

distribution.

Draw samples from a standard

standard_gamma(shape[, size])

Gamma distribution.

Fonctions intégrées

numpy.random

weibull(a[, size]) Draw samples from a Weibull distribution.

Draw samples from a Zipf distribution.

Fonctions intégrées numpy.random

pareto(a[, size]) Draw samples from a Pareto II or Lomax distribution with specified shape.

power(a[, size]) Draws samples in [0, 1] from a power distribution Draw samples from a Poisson distribution. with positive exponent a - 1. poisson([lam, size])

Draw samples from a Rayleigh distribution. standard_cauchy([size]) Draw samples from a standard Cauchy distribution with mode = 0. rayleigh([scale, size])

standard_exponential([size]) Draw samples from the standard exponential distribution.

vonmises(mu, kappa[, size]) Draw samples from a von Mises distribution.

Gaussian, distribution.

zipf(a[, size])

scipy.stats: lois continues Fonctions intégrées

Probability density function at x of the given Random variates of given type. pdf(x, *args, **kwds) rvs(*args, **kwds)

logpdf(x, *args, **kwds) Log of the probability density function at x of the given RV.

cdf(x, *args, **kwds) Cumulative distribution function of the given

logcdf(x, *args, **kwds) Log of the cumulative distribution function at x of the given RV. Survival function (1 - cdf) at x of the given RV. sf(x, *args, **kwds)

logsf(x, *args, **kwds) Log of the survival function of the given RV.

scipy.stats: lois continues Fonctions intégrées

Inverse survival function (inverse of sf) at q of Percent point function (inverse of cdf) at q of Calculate expected value moment(n, *args, **kwds) n-th order non-central moment of Some statistics of the given RV. entropy(*args, **kwds) Differential entropy of the RV. of a function with respect to the distribution. expect([func, args, loc, scale, lb, ub, ...]) ppf(q, *args, **kwds) the given RV. stats(*args, **kwds) isf(q, *args, **kwds) the given RV. distribution.

median(*args, **kwds) Median of the distribution.

scipy.stats: lois continues Fonctions intégrées

interval(alpha, *args, **kwds) Confidence interval with equal areas Standard deviation of the distribution. Variance of the distribution. Mean of the distribution. mean(*args, **kwds) around the median. var(*args, **kwds) std(*args, **kwds)

fit(data, *args, **kwds) Return MLEs for shape (if applicable), _call__(*args, **kwds) Freeze the distribution for the given arguments.

Estimate loc and scale parameters from location, and scale parameters from data data using 1st and 2nd moments. fit_loc_scale(data, *args)

Return negative loglikelihood function. nnlf(theta, x)

scipy.stats: lois discrètes Fonctions intégrées

Percent point function (inverse of cdf) at q of logsf(k, *args, **kwds) Log of the survival function of the given RV. ppf(q, *args, **kwds) the given RV. Inverse survival function (inverse of sf) at q of isf(q, *args, **kwds) the given RV.

moment(n, *args, **kwds) n-th order non-central moment of Some statistics of the given RV. stats(*args, **kwds) distribution.

expect([func, args, loc, lb, ub, ...]) Calculate expected value of a function with respect to the distribution for discrete distribution. entropy(*args, **kwds) Differential entropy of the RV.

scipy.stats: lois discrètes Fonctions intégrées

interval(alpha, *args, **kwds) Confidence interval with equal areas Standard deviation of the distribution. Variance of the distribution. median(*args, **kwds) Median of the distribution. Mean of the distribution. mean(*args, **kwds) around the median. std(*args, **kwds) var(*args, **kwds)

__call__(*args, **kwds) Freeze the distribution for the given arguments.

scipy.stats: lois discrètes Fonctions intégrées

Probability mass function at k of the given RV. Log of the probability mass function at Random variates of given type. logpmf(k, *args, **kwds) k of the given RV. pmf(k, *args, **kwds) rvs(*args, **kwargs)

Cumulative distribution function of the given cdf(k, *args, **kwds)

logcdf(k, *args, **kwds) Log of the cumulative distribution function at sf(k, *args, **kwds) k of the given RV.

Survival function (1 - cdf) at k of the given RV.