

# 随机数的产生

许王莉

中国人民大学 统计学院

# 非均匀随机数的产生

- (1). 产生非均匀随机数的一般方法
- (2). 常用连续分布的抽样法
- (3). 常用离散分布的抽样法

# 产生非均匀随机数的一般方法

- 直接抽样法(反函数法)
- 变换抽样法
- 值序抽样法
- 舍选抽样法
- 复合抽样法(合成法)
- 近似抽样法

## 定义

随机数定义: 设随机变量  $\eta \sim F(x)$ , 则称随机变量  $\eta$  的随机抽样序列  $\{\eta_i\}$  为分布  $F(x)$  的随机数;

## 定理

定理1: 设 $F(x)$ 是连续且严格单调上升的分布函数, 它的反函数存在, 且记为 $F^{-1}(x)$ , 即 $F(F^{-1}(x)) = x$ .

(1): 若随机变量 $\xi$ 的分布函数为 $F(x)$ , 则 $F(\xi) \sim U(0, 1)$ ;

(2): 若随机变量 $R \sim U(0, 1)$ , 则 $F^{-1}(R)$ 的分布函数为 $F(x)$ .

# 基本概念和定理

(1)证明：设随机变量 $F(\xi)$ 的分布函数为 $F_1(u)$ ,

当 $U \in [0, 1]$ ,

$$F_1(u) = P(F(\xi) \leq u) = P(\xi \leq F^{-1}(u)) = F(F^{-1}(u)) = u;$$

当 $u < 0$ ,

$$F_1(u) = 0; u > 1, F_1(u) = 1;$$

(2)证明：设随机变量 $F^{-1}(R)$ 的分布函数为 $F_2(x)$ , 则

$$F_2(x) = P(F^{-1}(R) \leq x) = P(R \leq F(x)) = F_R(F(x)) = F(x);$$

因为 $R \sim U(0, 1)$ , 对任意 $F(x) \in [0, 1]$ , 有

$$F_R(F(x)) = F(x)$$

## 推论

已知 $\xi \sim G(x)$ , 设 $F(x)$ 是一个分布函数, 且反函数存在, 则 $\eta = F^{-1}(G(\xi)) \sim F(x)$ .

证明: 根据定理1(1), 如果 $\xi \sim G(x)$ , 则

$$R = G(\xi) \sim U(0, 1);$$

根据定理1(2),

$$\eta = F^{-1}(R) = F^{-1}(G(\xi)) \sim F(x);$$



# 直接抽样法(反函数法)

连续分布的直接抽样法

根据以前的定理知, 如果随机变量  $R \sim U(0, 1)$ ,  $F^{-1}(\cdot)$  是分布函数  $F(x)$  的反函数, 则

$$\xi = F^{-1}(R) \sim F(x), \quad (1)$$

如果分布  $F(x)$  有概率密度函数  $f(x)$ , 根据定理知

$$R = F(\xi) = \int_{-\infty}^{\xi} f(x) dx. \quad (2)$$

利用上述公式, 由均匀随机数  $\{r_i\}$  直接产生  $F(x)$  分布随机数的方法称为直接抽样法或发你函数法, 上述公式称为直接抽样公式。

# 直接抽样法(反函数法)

例

例

产生 $[a, b]$ 上均匀分布的随机数。

解 已知 $[a, b]$ 上均匀分布的随机变量 $\xi$ 的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & x \in [a, b]; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

根据公式(2),  $R = \int_a^{\xi} \frac{1}{b-a} dx = \frac{\xi-a}{b-a}$ 。即得抽样公式

$$\xi = (b-a)R + a.$$

为了得到 $U(a, b)$ 随机数, 先产生均匀随机数 $r_i$ ,

令 $\xi_i = (b-a)r_i + a$ 为 $[a, b]$ 区间的均匀分布随机数。

# 直接抽样法(反函数法)

例

产生密度函数为 $f(x)$ 的随机数，其中

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 (\lambda > 0); \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

解：由(2)式得

$$R = \int_0^{\xi} \lambda e^{-\lambda x} dx = 1 - e^{-\lambda \xi},$$

由此解出 $\xi = -\frac{1}{\lambda} \ln(1 - R)$ ，由于 $R$ 与 $1 - R$ 均为 $[0, 1]$ 上均匀分布随机变量，抽样公式常取为

$$\xi = -\frac{1}{\lambda} \ln(R).$$

# 直接抽样法(反函数法)

离散分布的直接抽样法

设 $\xi$ 的概率分布为 $P(\xi = x_i) = p_i (i = 1, 2, \dots)$ , 不妨设 $x_1 < x_2 < x_3 < \dots$ ,  $\xi$ 的分布函数为

$$F(x) = P(\xi \leq x) = \sum_{x_i \leq x} p_i.$$

$F(x)$ 仅在至多可列个点 $x_1, x_2, \dots$ 上有正的跳跃值。产生离散分布 $F(x)$ 随机数的直接抽样法如下:

(1). 产生 $R \sim U(0, 1)$ ;

(2). 取 $\xi = \begin{cases} x_i, & \text{若 } F(x_{i-1}) < R \leq F(x_i) (i = 2, 3, \dots); \\ x_1, & R \leq F(x_1). \end{cases}$

则 $\xi \sim F(x)$ 。

# 直接抽样法(反函数法)

证明: 显然 $\xi$ 的可能取值为 $x_1, x_2, \dots$ , 且

$$P(\xi = x_1) = P(R \leq F(x_1)) = F(x_1) = p_1;$$

$$P(\xi = x_i) = P\{F(x_{i-1}) < R \leq F(x_i)\} = F(x_i) - F(x_{i-1}) = p_i \quad (i = 2, 3, \dots)$$

所以 $\xi \sim F(x)$ .

# 直接抽样法(反函数法)

例

已知离散随机变量 $\xi$ 的概率分布表为

$x_i$	1	2	3	4	5	6
$p_i$	0.05	0.05	0.1	0.1	0.6	0.1

试用框图描述用直接抽样方法产生 $\xi$ 随机数的过程。

# 直接抽样法(反函数法)

例

已知离散随机变量 $\xi$ 的概率分布为

$$P(\xi = k) = \frac{1}{n} \quad (k = 1, 2, \dots, n),$$

试用直接抽样方法产生 $\xi$ 随机数（也称为离散均匀分布）。

# 直接抽样法(反函数法)

解：随机变量 $\xi$ 的分布函数为

$$F(k) = P(\xi \leq k) = \frac{k}{n},$$

由离散分布的直接抽样法，

$$F(k-1) < R \leq F(k) \Leftrightarrow \frac{k-1}{n} < R \leq \frac{k}{n} \Leftrightarrow k-1 < nR \leq k.$$

故产生 $\xi$ 随机数的直接抽样方法为：

- (1). 产生 $r \sim U(0, 1)$ ;
- (2). 令 $\xi = [nr] + 1$  ( $[\cdot]$ 表示取整数部分);
- (3). 重复(1)-(2)，产生的 $\{\xi_i\}$ 即为 $\xi$ 随机数序列。



# 直接抽样法(反函数法)

直接抽样法是一个常用的方法，对连续型分布或离散分布都有效。对于连续随机变量，应用直接抽样法，首先必须求得其分布函数的反函数 $F^{-1}(x)$ ，有些分布函数的反函数不能用初等函数表出，如正态分布和Gamma分布等，抽样公式不能精确表出。

# 变换抽样法

直接抽样法是一种特殊的变换抽样  
一维变换抽样公式

## 定理

设随机变量 $X$ 具有密度函数 $f(x)$ ， $Y = g(X)$ 是随机变量 $X$ 的函数，又设 $x = g^{-1}(y) = h(y)$ 存在且有一阶连续倒数。则 $Y = g(X)$ 的密度函数为

$$p(y) = f[h(y)] \cdot |h'(y)|.$$

# 变换抽样法

## 例

用变换抽样法求 $[a, b]$ 区间上的均匀随机数。

由概率论知，若 $R \sim U(0, 1)$ ，则 $(b - a)R + a \sim U(a, b)$ 。变换抽样公式

$$\xi = g(R) = (b - a)R + a. \quad (3)$$

只需产生均匀随机数，带入变换公式(3)就可得 $[a, b]$ 区间上的均匀随机数。

# 变换抽样法

## 二维变换抽样公式

### 定理

设随机向量 $(X, Y)$ 具有二维联合密度 $f(x, y)$ , 令

$$\begin{cases} u = g_1(x, y), \\ v = g_2(x, y). \end{cases}$$

设 $g_1, g_2$ 的反变换存在唯一, 记为 $\begin{cases} x = h_1(u, v), \\ y = h_2(u, v). \end{cases}$ , 并设 $h_1, h_2$ 的一阶偏导数存在; 函数变换的 **Jacobi** 行列式

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x}{\partial u} & \frac{\partial x}{\partial v} \\ \frac{\partial y}{\partial u} & \frac{\partial y}{\partial v} \end{vmatrix} \neq 0.$$

则随机变量 $U, V$ 的二维联合密度为

# 变换抽样法

例

用二维变换抽样法产生标准正态随机数。

解：设 $r_1, r_2$ 为相互独立的均匀分布随机数，令

$$\begin{cases} u = \sqrt{-2 \ln r_1} \cos 2\pi r_2, \\ v = \sqrt{-2 \ln r_1} \sin 2\pi r_2, \end{cases} \quad (4)$$

则 $u, v$ 相互独立且为 $N(0, 1)$ 随机数。

事实上，由公式(4)，可解出

$$\begin{cases} r_1 = \exp\{-\frac{1}{2}(u^2 + v^2)\}, \\ r_2 = \frac{1}{2\pi} \arctan \frac{v}{u}, \end{cases}$$

# 变换抽样法

变换Jacobi行列式为

$$\begin{aligned} J &= \begin{vmatrix} \frac{\partial r_1}{\partial u} & \frac{\partial r_1}{\partial v} \\ \frac{\partial r_2}{\partial u} & \frac{\partial r_2}{\partial v} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} -ur_1 & -vr_1 \\ -\frac{1}{2\pi} \frac{v}{u^2+v^2} & \frac{1}{2\pi} \frac{u}{u^2+v^2} \end{vmatrix} \\ &= -\frac{r_1}{2\pi} \frac{u^2}{u^2+v^2} - \frac{r_1}{2\pi} \frac{v^2}{u^2+v^2} \\ &= -\frac{1}{2\pi} \exp\left\{-\frac{1}{2}(u^2+v^2)\right\}. \end{aligned}$$

由定理，(4)式确定的随机变量 $U, V$ 的二维联合密度为

$$p(u, v) = f[h_1(u, v), h_2(u, v)]|J| = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}}.$$

显然 $U, V$ 均服从 $N(0, 1)$ 分布，且相互独立。

# 变换抽样法

n维变换抽样公式

设 $(X_1, X_2, \dots, X_n)'$ 为n维随机向量, 令 $\xi = g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ , 若 $\xi \sim F(x)$ , 则通过n维变换公式

$$\xi = g(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

给出由 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 的随机数产生分布为 $F(x)$ 的随机数, 常见的n维变换函数有:

$$\xi_1 = X_1 + X_2 + \dots + X_n,$$

$$\xi_2 = X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_n^2,$$

$$\xi_3 = \max(X_1, X_2, \dots, X_n),$$

$$\xi_4 = \min(X_1, X_2, \dots, X_n), \dots$$

# 变换抽样法

例

用 $n$ 维变换抽样方法产生 $\chi^2$ 分布随机数。

解 可以证明, 若 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 独立同 $N(0, 1)$ 分布, 令 $\xi = \sum_{i=1}^n X_i^2$ , 则 $\xi \sim \chi^2(n)$ 。利用 $n$ 维变换公式

$$\xi \sim \sum_{i=1}^n X_i^2$$

产生 $n$ 个标准正态随机数后即可得到 $\chi^2(n)$ 分布随机数。



# 值序抽样法

将样本 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 按取值由小到大进行重排得到值序统计量(或称次序统计量), 记为 $X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)}$ 。所谓值序抽样法就是利用值序统计量产生随机数的方法。

# 值序抽样法

## 定理

设 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 独立同分布函数 $F(x)$  (密度函数为 $f(x)$ ), 次序统计量为 $X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \dots \leq X_{(n)}$ , 则 $(X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)})$ 的联合密度函数为

$$g(y_1, \dots, y_n) = \begin{cases} n! f(y_1) \cdots f(y_n), & -\infty < y_1 < \dots < y_n < \infty; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

而 $X_{(l)}$ 的密度函数和分布函数分别为

$$f_{nl}(x) = \frac{n!}{(l-1)!(n-l)!} [F(x)]^{l-1} [1-F(x)]^{(n-l)} f(x)$$
$$F_{nl}(x) = \frac{n!}{(l-1)!(n-l)!} \int_0^{F(x)} t^{l-1} (1-t)^{n-l} dt$$

# 值序抽样法

特别当  $X_1, X_2, \dots, X_n$  独立同  $U(0, 1)$  分布时, 值序统计量  $X_{(l)}$  的密度函数为

$$f_{nl}(x) = \begin{cases} \frac{n!}{(l-1)!(n-l)!} x^{l-1} (1-x)^{(n-l)}, & 0 < x < 1; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

设  $R_1, R_2, \dots, R_n$  独立同  $U(0, 1)$  分布, 根据上式有

$$R_{(n)} = \max(R_1, \dots, R_n) \sim \beta(n, 1),$$

$$R_{(1)} = \min(R_1, \dots, R_n) \sim \beta(1, n),$$

一般地  $R_{(l)} \sim \beta(l, n+1-l) (l=1, 2, \dots, n-1, n)$ 。适当选择  $n, l$ , 就可以得到整参数的Beta分布随机数。

# 值序抽样法

由值序抽样法定理，利用均匀分布的值序统计量可产生Beta分布随机数。

例

试用值序抽样法产生Beta分布随机数。

解 Beta分布的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{B(a,b)} x^{a-1} (1-x)^{b-1}, & 0 < x < 1; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

我们有  $E(X) = \frac{a}{a+b}$ ,  $Var(X) = \frac{ab}{(a+b)^2(a+b+1)}$ 。

# 值序抽样法

例如为产生 $\beta(5, 10)$ 随机数, 先产生 $n = 14$ 个均匀随机数 $r_1, r_2, \dots, r_{14}$ , 按从小到大的次序重新排列, 则 $r_{(5)}$ 为 $\beta(5, 10)$ 随机数。

一般地产生 $\beta(a, b)$ 随机数的步骤 ( $a, b$ 为整数) 如下

- (1). 产生 $n = a + b - 1$ 个均匀随机数 $r_1, r_2, \dots, r_n$ ;
- (2). 排序 $r_{(1)} \leq r_{(2)} \leq \dots \leq r_{(n)}$ ;
- (3). 令 $\xi = r_{(a)}$ , 并输出服从 $\beta(a, b)$ 分布的随机数 $\xi$ 。

# 舍选抽样法

上述几种抽样法，其实都可统称为“直接法”，因它们都是由已知分布的随机数(如均匀随机数)按某个变换公式直接得到 $F(x)$  (或密度 $f(x)$ ) 随机数的抽样方法。这里介绍的舍选抽样法是一种“非直接法”，它对已知的随机数，先通过某个检验条件决定取舍，才能得到 $F(x)$ 随机数。当以上几种方法不适用或效率不高时，它是很有用的。

## 定理

设 $f(x), g(x)$ 为分布密度函数,  $h(\cdot)$ 为给定函数 (不必是密度函数)。如果按下述方法进行舍选抽样;

- (1). 生成 $X \sim f(x)$ ;
- (2). 生成 $Y \sim g(x)$ , 且 $X$ 与 $Y$ 独立;
- (3). 如果随机数 $X, Y$ 满足:  $Y \leq h(X)$ , 令 $Z = X$ ; 否则转到(1), 则 $Z$ 的分布密度为

$$p(z) = \frac{f(z)G(h(z))}{\int_{-\infty}^{+\infty} f(y)G(h(y))dy},$$

其中 $G(y) = \int_{-\infty}^y g(x)dx$ 。

# 舍选抽样法

证明：由抽样过程知

$$\begin{aligned}P(Z \leq z) &= P(X \leq z | Y \leq h(X)) \\&= \frac{P(X \leq z, Y \leq h(X))}{P(Y \leq h(X))} = \frac{\int_{-\infty}^z \int_{-\infty}^{h(z)} f(x)g(y)dydx}{\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{h(z)} f(x)g(y)dydx} \\&= \frac{\int_{-\infty}^z f(x)G(h(x))dx}{\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)G(h(x))dx} \\&= \int_{-\infty}^z \frac{f(x)G(h(x))}{\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)G(h(x))dx} dx,\end{aligned}$$

故 $Z$ 的密度函数为 $p(z) = \frac{f(z)G(h(z))}{\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)G(h(x))dx}$ 。



由上述定理易见，舍选法产生的随机数，其密度函数的形式为  $Cf(z)G(h(z))$ 。一般地设  $(X, Y) \sim g(x, y)$ ，则舍选法产生的随机数，其密度函数的形式为  $C \int_{-\infty}^{h(z)} g(z, y) dy$ 。

# 舍选抽样法I

设随机变量 $Z$ 的分布密度 $p(z)$ 有上界函数 $M(x)$ ,

$$p(z) \leq M(z) \quad (\text{对一切 } z),$$

且 $C = \int_{-\infty}^{\infty} M(x)dx < \infty$ , 令 $f(z) = M(x)/c$ ; 取 $g(y)$ 为均匀分布密度。则用舍选抽样方法产生 $Z$ 随机数的抽样过程为

- (1). 生成 $X \sim f(x)$ ;
- (2). 生成 $R \sim g(y)$  (即产生 $U(0,1)$ 随机数 $R$ ), 且 $X$ 与 $R$ 独立;
- (3). 如果 $R \leq p(X)/M(x)$ , 令 $Z = X$ ; 否则转到(1), 则 $Z$ 的分布密度为 $Z \sim p(z)$ 。

# 舍选抽样法I

证明：由定理，取 $h(x) = p(x)/M(x)$ ，它满足 $0 \leq h(x) \leq 1$ ，故均匀分布的分布函数 $G(h(x)) = h(x)$ 。以上步骤产生的随机数 $Z$ 的密度函数为

$$\frac{f(z)G(h(z))}{\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)G(h(x))dx} = \frac{\frac{M(z)}{C} \frac{p(z)}{M(z)}}{\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{p(x)}{C} dx} = p(z).$$

# 舍选抽样法I

上述算法连续在(1)-(3)步中循环, 直到第(1)、(2)步产生的一对数 $(X, R)$ 满足 $R \leq p(X)/M(x)$ , 从而得 $Z = X$ 为止。上界函数 $M(\cdot)$ 的选取除满足 $p(x) \leq M(x)$  (对一切 $x$ ) 外, 希望由此得到密度 $f(x) = M(x)/C$ 的随机数容易生成; 故对有限区间 $[a, b]$ 上的密度函数 $p(x)$ , 常取 $M(x)$ 恒为常数,  $f(x)$ 就是 $[a, b]$ 上均匀分布的密度函数。

例

试产生 $\beta(a, b)$ 的随机数 $\xi$ .

解:  $\beta(a, b)$ 的密度函数为

$$p(x) = \frac{1}{B(a, b)} x^{a-1} (1-x)^{(b-1)} \quad (0 < x < 1).$$

当 $x = \frac{a-1}{a+b-2}$ 时,  $p(x)$ 取最大值 $D$

$$D = \frac{1}{B(a, b)} \left( \frac{a-1}{a+b-2} \right)^{a-1} \left( \frac{b-1}{a+b-2} \right)^{b-1}.$$

# 舍选抽样法I

由舍选抽样I的抽样过程如下：

- (1). 生成  $X \sim U(0, 1)$ ;
- (2). 生成  $R \sim U(0, 1)$ , 且与  $X$  独立;
- (3). 如果  $R \leq p(x)/D = h(X)$  时, 令  $Z = X$ , 并输出密度为  $p(x)$  的随机数  $Z$ ; 否则转到(1)重新抽样。

# 舍选抽样法I

## 例

试产生密度函数 $p(x)$ 的随机数 $\xi$ ，其中 $\xi$ 的取值在有限区间 $[a, b]$ 上，且 $\sup_{x \in [a, b]} p(x) = f_0 < \infty$ 。

解： 取 $M(x) = \begin{cases} f_0, & x \in [a, b]; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$  则

$$f(x) = \frac{M(x)}{\int_a^b f_0 dx} = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & x \in [a, b]; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$h(x) = p(x)/M(x).$$

# 舍选抽样法I

抽样过程为：

- (1). 产生 $[a, b]$ 上均匀随机数 $X$ ;
- (2). 产生均匀随机数 $R$ ，且与 $X$ 独立;
- (3). 若 $R \leq p(X)/f_0$ ，令 $Z = X$ ；否则重新产生均匀随机数（转(1)），直至一对随机数 $(X, R)$ 满足 $R \leq p(X)/f_0$ 时为止。



## 舍选抽样I

例

设 $Z \sim p(z)$ ,  $z \in (0, 2)$ , 已知

$$0.3 \leq p(z) \leq \frac{z+1}{2}, \quad z \in (0, 2)$$

试用舍选抽样方法I产生密度为 $p(z)$ 的随机数 $Z$ .

解: 取上界函数 $M(x) = \frac{x+1}{2}$ , 则 $\int_0^2 M(x)dx = 2$ 。

令 $f(x) = \frac{M(x)}{2} = \frac{x+1}{4}$ , 则改进的舍选抽样I的抽样过程如下:

- (1). 生成 $R_1 \sim U(0, 1)$ , 则 $X = \sqrt{1 + 8R_1} - 1 \sim f(x)$ ;
- (2). 生成 $R_2 \sim U(0, 1)$ , 且与 $R_1$ 独立;
- (3). 如果 $R_2 \leq 0.3/M(X)$ 时, 令 $Z = X$ , 否则转到(4);
- (4). 如果 $R_2 \leq p(X)/M(X) = h(X)$ 时, 令 $Z = X$ , 否则转到(1)。

则 $Z \sim p(x)$ 。

# 舍选抽样法I

在一般的舍选抽样I中判断不等式 $R_2 \leq p(X)/M(X)$ 时，必须计算 $p(X)$ 和 $M(X)$ ，通常 $p(X)$ 比较复杂，为减少计算量，当 $p(x)$ 存在某个简单的下界函数 $m(x)$ 时，可以采用类似上面的例子来改进舍选抽样方法。

# 舍选抽样法I

近似线性密度的抽样法

已知密度函数 $g(x)$ 在 $(s, s + h)$ 范围取值, 且近似线性, 即可以用两条平行线作为 $g(x)$ 的界

$$a - \frac{b(x-s)}{h} \leq g(x) \leq b - \frac{b(x-s)}{h},$$

产生 $g(x)$ 随机数的算法如下:

- (1). 产生 $R_1, R_2 \sim U(0, 1)$ ; 令 $U = \min(R_1, R_2)$ ,  
 $V = \max(R_1, R_2)$ ;
- (2). 如果 $V \leq a/b$ , 转(4);
- (3). 如果 $V > U + \frac{1}{b}g(s + hU)$ , 转(1);
- (4). 令 $X = s + hU$ , 则 $X$ 为所求密度函数 $g(x)$ 的随机数。

## 舍选抽样法II

设随机变量 $Z$ 的密度函数 $p(z)$ 可表示为

$$p(z) = Lh(z)f(z),$$

其中 $L > 1$ ,  $0 \leq h(z) \leq 1$ ,  $f(z)$ 为随机变量 $X$ 的密度, 则 $Z$ 的抽样过程可表示为

- (1). 产生 $X \sim f(x)$ ;
- (2). 产生 $R \sim U(0, 1)$ , 且与 $X$ 独立;
- (3). 如果 $(X, R)$ 满足条件 $R \leq h(X)$ , 令 $Z = X$ ; 否则转到(1), 则 $Z \sim p(z)$ 。

证明: 根据上述定理,  $Z$ 的密度为

$$p(z) = \frac{f(z)G(h(z))}{\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)G(h(x))dx} = \frac{f(z)h(z)}{\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)h(x)dx} = Lf(x)h(x),$$

其中 $L = (\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)h(x)dx)^{-1}$ 。

## 舍选抽样法II

例

试用舍选法产生半正态分布的随机数 $Z$ ， $Z$ 的密度函数为

$$p(z) = \begin{cases} \sqrt{2/\pi} e^{-\frac{z^2}{2}}, & x \geq 0; \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

解：因 $p(x) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} = \sqrt{\frac{2}{\pi}} e^{-\frac{(x-1)^2}{2}} e^{-x} = Lh(x)f(x)$ ，其中 $f(x) = e^{-x} (x > 0)$ 为指数分布的密度函数， $h(x) = e^{-\frac{(x-1)^2}{2}}$ 的值域 $\in [0, 1]$ ， $L = \sqrt{2/\pi} > 1$ ，则舍选抽样过程可用下图描述。注意：检验条件

$$R \leq h(X) = e^{-\frac{(X-1)^2}{2}} \Leftrightarrow -\ln R \geq \frac{(X-1)^2}{2} \Leftrightarrow \frac{(X-1)^2}{2} \leq Y \quad (Y = -\ln R)$$

# 舍选抽样法II

产生图??

设随机变量 $Z$ 的密度函数 $p(z)$ 可表为

$$p(x) = L \int_{-\infty}^{h(z)} g(z, y) dy,$$

其中 $g(x, y)$ 为随机向量 $(X, Y)$ 的联合密度函数； $h(x)$ 在 $Y$ 的定义域上取值； $L$ 为规格化常量，则随机变量 $Z$ 的抽样过程可用如下所示：

- (1). 产生随机向量 $(X, Y) \sim g(x, y)$
- (2). 如果 $Y \leq h(X)$ ，令 $Z = X$ ；输出 $Z$ ，否则转(1)。

## 舍选抽样法III

证明:  $Z$  的分布函数

$$\begin{aligned}P(Z \leq z) &= P(X \leq z | Y \leq h(X)) \\&= \frac{P(X \leq z, Y \leq h(X))}{P(Y \leq h(X))} \\&= \frac{\int_{-\infty}^z \int_{-\infty}^{h(z)} g(x, y) dy dx}{\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{h(z)} g(x, y) dy dx} \\&= \int_{-\infty}^z [L \int_{-\infty}^{h(z)} g(x, y) dy] dx.\end{aligned}$$

故  $Z$  的密度函数为

$$p(z) = L \int_{-\infty}^{h(z)} g(z, y) dy, \text{ 其中, } L = \left( \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{h(z)} g(x, y) dy dx \right)^{-1}.$$



### 例

试用舍选抽样法产生密度为 $p(x)$ 的随机数，其中

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi \sqrt{1-x^2}}, & |x| < 1; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

解：根据表3-3知，若 $R \sim U(0,1)$ ，则 $\xi = \sin 2\pi R$   
(或 $\xi = \cos 2\pi R \sim p(x)$ )，可以用变换抽样法产生 $p(x)$ 随机数，  
但变换抽样法必须计算三角函数值，运算速度慢。以下舍选法，  
可以得到效率更高的抽样法。

## 舍选抽样法III

设  $R_1, R_2 \sim U(0, 1)$  且独立, 令

$$\begin{cases} X = \frac{R_1^2 - R_2^2}{R_1^2 + R_2^2}, \\ Y = R_1^2 + R_2^2, \end{cases}$$

则  $(X, Y)$  的联合密度函数为

$$g(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{4\sqrt{1-x^2}}, & |x| < 1, 0 < y < \frac{1}{1+|x|}, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

这时  $p(x) = L \int_{-\infty}^1 g(x, y) dy = \frac{L}{4\sqrt{1-x^2}} (|x| < 1)$ , 其中  $L = 4/\pi$ , 根据舍选抽样II, 可得  $p(x)$  的抽样过程如下

## 舍选抽样法III

在此例中,  $h(x) = 1$ , 当  $R_1, R_2 \sim U(0, 1)$  时,  
有  $U = R_1 \sim U(0, 1)$ ,  $V = 2R_2 - 1 \sim U(-1, 1)$ ,

(1). 产生均匀随机数  $R_1, R_2$ ;

(2). 令  $U = R_1, V = 2R_2 - 1$

(1). 如果  $U^2 + V^2 \leq 1$ , 计算  $Z = U^2 - V^2$ ,  $Y = U^2 + V^2$ 。

令  $X = Z/Y$ , 输出  $X$ 。否则转到(1)。

# 复合抽样法(合成法)

复合抽样法是1961年Marsaglia提出的, 当我们要抽取的分布函数 $F(x)$ 可以表成几个分布函数 $F_1(x), F_2(x), \dots$ 的线性组合, 且 $F_j(x)$ 随机数容易得到时, 我们不是直接产生 $F(x)$ 随机数, 而是采用复合抽样法由 $F_j(x)$ 的随机数来产生 $F(x)$ 随机数。假设对所有 $x$ , 随机变量 $\xi$ 的分布函数 $F(x)$ 可写成

$$F(x) = \sum_j p_j F_j(x). \quad (5)$$

# 复合抽样法(合成法)

若 $\xi$ 是连续型随机变量, 密度函数 $f(x)$ 可写为

$$f(x) = \sum_j p_j f_j(x), \quad (6)$$

其中 $p_j \geq 0, \sum_j p_j = 1$ , 每个 $F_j(x)$  (或 $f_j(x)$ ) 都是分布函数 (或密度函数), 公式(5)和(6) 就是复合抽样公式, 它们给出的抽样方法如下:

(1). 产生一个正的随机整数 $J$ , 使得:

$$P\{J = j\} = p_j, \quad (j = 1, 2, \dots).$$

(2). 产生分布为 $F_J(x)$  (或 $f_J(x)$ ) 的随机数, 即为 $\xi$ 的随机数。

## 复合抽样法(合成法)

重复(1)-(2)步骤, 即可产生 $\xi$ 的随机数序列, 可以证明由(1)-(2)两步得到的随机数 $\xi \sim F(x)$ 。事实上,

$$\begin{aligned}P\{\xi \leq x\} &= P\{(\xi \leq x) \cap \sum_j (J = j)\} \\&= \sum_j P\{(\xi \leq x) | J = j\} P\{J = j\} \\&= \sum_j F_j(x) p_j = F(x).\end{aligned}$$

# 复合抽样法(合成法)

例

设 $0 < a < 1$ 时梯形分布的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} a + 2(1-a)x, & x \in [0, 1] \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

试用复合抽样法产生密度为 $f(x)$ 的随机数。

解：首先把 $f(x)$ 下的面积分成 $S_1$ 和 $S_2$ 两部分，长方形的面积 $S_1 = a$ ，三角形的面积 $S_2 = 1 - a$  ( $S_1 + S_2 = 1$ )。

设 $f_1(x) = \begin{cases} 1, & x \in [0, 1] \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$  为 $[0, 1]$ 区间上均匀分布的密度函数；

$f_2(x) = \begin{cases} 2x, & x \in [0, 1] \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$  为三角形分布密度（或 $\beta(2, 1)$ 分布）。

# 复合抽样法(合成法)

则复合抽样公式为

$$f(x) = af_1(x) + (1 - a)f_2(x).$$

三角形分布的随机数可用变换抽样法（或值序抽样法）产生。

如 $U, V$ 独立且 $\sim U(0, 1)$ ，则 $\max(U, V) \sim f_3(x)$ 。图?? 的是复合抽样法的框图。



# 近似抽样法

以上介绍的几类抽样法从理论上讲都是精确的，即除了用伪随机数代替随机数形成的误差外，不含系统误差。当分布 $F(x)$ 比较复杂，以上介绍的方法难以实现外，还可以用近似方法。这里介绍的近似抽样法除含有上述误差外，选取的方法中还含有系统性误差。当然在实际应用中，这些误差与模拟计算的误差相比较可忽略不计。

# 近似抽样法(利用中心极限定理)

## (1) 利用中心极限定理

例

试用近似抽样法产生 $N(0,1)$ 随机数。

解：根据中心极限定理，产生均匀随机数 $r_1, r_2, \dots, r_n$ ，记 $\bar{r} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r_i$ ，则 $E(\bar{r}) = \frac{1}{2}$ ， $Var(\bar{r}) = \frac{1}{2n}$ ， $N(0,1)$ 随机数的近似抽样公式为

$$u = \sqrt{12n}(\bar{r} - \frac{1}{2}) \quad (7)$$

## 近似抽样法(利用中心极限定理)

在实际应用中, 常取 $n = 6$ 或 $n = 12$ 。特别在 $n = 12$ 时,

$$u = \sum_{i=1}^{12} r_i - 6.$$

利用以上公式, 产生12个均匀随机数, 即可得到一个标准正态随机数。若注意到 $r_i$ 和 $1 - r_i$ 同为均匀随机数, 则产生 $N(0, 1)$ 随机数的近似公式可化为

$$u = \sum_{i=1}^6 (r_i - r_{2i-1}).$$

# 近似抽样法(Butler抽样法)

Butler抽样法(1970)是复合抽样法和近似抽样法的综合。

Butler抽样法的思想是在密度函数 $f(x)$ 的分解公式中让权系数 $p_j = \frac{1}{m} (j = 1, 2, \dots, m)$ ; 而 $f_j(x)$ 用最简单的线性函数近似。

## 近似抽样法(Butler抽样法)

做法如下 (设总体分布函数为 $F(x)$ ):

(1). 确定分点 $x_j(j = 0, 1, \dots, m)$ , 使

$$\int_{x_{j-1}}^{x_j} f(x) dx = \frac{1}{m} \quad (j = 1, 2, \dots, m).$$

(2). 对密度函数 $f(x)$ 进行分解

$$f(x) = \sum_{i=1}^m p_i f_i(x),$$

其中 $p_i = \frac{1}{m}(i = 1, 2, \dots, m)$ ,

$$f_i(x) = \begin{cases} mf(x), & x \in (x_{i-1}, x_i] \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad (i = 1, 2, \dots, m).$$

## 近似抽样法(Butler抽样法)

- (3). 在小区间 $(x_{i-1}, x_i]$ 上用直线作为曲线 $f_i(x)$ 的近似, 然后对线性函数构成的分布函数 $f_i^*$ 下的面积分解为两部分 (见图3-13), 按符合抽样法可得到

$$f_i(x) \approx \sum_{i=1}^m d_i f_{i1}(x) + (1 - d_i) f_{i2}(x),$$

其中,  $d_i = \frac{\text{三角形面积}}{\text{梯形面积}} = \frac{|f(x_i) - f(x_{i-1})|}{f(x_i) + f(x_{i-1})},$

$$f_{i1} = \begin{cases} \frac{1}{(x_i - x_{i-1})^2} (x - x_{i-1}), & \text{if } f(x_i) > f(x_{i-1}), \\ \frac{-2}{(x_i - x_{i-1})^2} (x - x_i), & \text{if } f(x_i) < f(x_{i-1}) \end{cases}$$
$$f_{i2} = \frac{1}{(x_i - x_{i-1})}, \quad x \in (x_{i-1}, x_i].$$

# 近似抽样法(Butler抽样法)

综合之,  $f(x)$  有近似复合抽样公式:

$$f(x) \approx \sum_{i=1}^m \frac{1}{m} [d_i f_{i1}(x) + (1 - d_i) f_{i2}(x)].$$

# 近似抽样法(Butler抽样法)

Butler抽样法的具体步骤如下:

首先把 $(-\infty, +\infty)$ 用分点 $-\infty = x_0, x_1, \dots, x_m = +\infty$ 分成 $m$ 个小区间, 使

$$\int_{x_{i-1}}^{x_i} f(x)dx = \frac{1}{m} \quad (i = 1, 2, \dots, m).$$

在实际应用中, 取 $x_0 = a$ , 使 $F(a) \approx 0$ ; 取 $x_m = b$ , 使 $F(b) \approx 1$ .

(1). 产生 $r \sim U(0, 1)$ , 令 $i = [mr + 1]$ ;

(2). 产生 $r_1, r_2 \sim U(0, 1)$ , 当 $r_1 \leq d_i$ 时, 令

$$Z = \begin{cases} x_{i-1} + (x_i - x_{i-1}) \sqrt{r_1}, & \text{if } f(x_i) > f(x_{i-1}) \\ x_i - (x_i - x_{i-1}) \sqrt{1 - r_1}, & \text{if } f(x_i) < f(x_{i-1}) \end{cases}$$

否则, 令 $Z = x_{i-1} + (x_i - x_{i-1})r_1$ , 则由此得到的 $Z$ 为近似服从分布 $f(x)$ 的随机数。



## 近似抽样法(一般分布近似抽样)

设  $F(x)$  为一般分布的分布函数, 首先把  $(-\infty, +\infty)$  用分点  $-\infty = a_0, a_1, a_2, \dots, a_{m-1}, a_m = \infty$  分为  $m$  个小区间, 在第  $k$  段  $(a_{k-1}, a_k]$  上由  $F(x)$  定义分布函数  $F_k(x)$ , 即令

$$F_k(x) = \begin{cases} \frac{F(x) - F(a_{k-1})}{p_k}, & x \in (a_{k-1}, a_k], \\ 0, & x \leq a_{k-1}, \\ 1, & x > a_k, \end{cases}$$

其中  $p_k = F(a_k) - F(a_{k-1})$ . 显然  $F_k(x)$  是取值在  $(a_{k-1}, a_k]$  上的分布函数, 而且  $F(x)$  可分解为

$$F(x) = \sum_{i=1}^m p_i F_i(x) \quad (4.18)$$

## 近似抽样法(一般分布近似抽样)

在每一小段上用线性函数作为分布函数的近似,则

$$F_k(x) \approx \frac{x - a_{k-1}}{a_k - a_{k-1}}, \quad x \in (a_{k-1}, a_k].$$

故  $F(x)$  的近似抽样法的具体步骤如下:

首先把  $(-\infty, +\infty)$  用分

点  $-\infty = a_0, a_1, a_2, \dots, a_{m-1}, a_m = \infty$  分为  $m$  个小区间,记

$$p_j = F(a_j) - F(a_{j-1}) \quad (j = 1, 2, \dots, m).$$

在实际应用中取  $a_0 = a$  使  $F(a) \approx 0$ ; 取  $a_m = b$  使  $F(b) \approx 1$ .

①用直接抽样法产生离散分布随机数  $J$ :

$$J \sim P\{J = k\} = p_k \quad (k = 1, 2, \dots, m);$$

②产生  $r_J \sim U(0, 1)$ , 令  $X = a_{J-1} + (a_J - a_{J-1})r_1$ , 则  $X$  为近似地服从分布函数  $F(x)$  的随机数.

## 近似抽样法(经验分布)

以上介绍的抽样法都是产生给定分布随机数的抽样法.当对实际过程进行模拟计算时,调查得来的数据  $x_1, x_2, \dots, x_n$  来自哪类总体分布  $F(x)$  是未知的.但由观测数据可求出经验分布函数  $F_n(x)$ , 且  $F_n(x) \approx F(x)$ . 这种直接由经验分布函数或观测数据出发, 产生总体  $F(x)$  随机数的方法, 称为经验分布函数法.

# 近似抽样法(经验分布)

(I)已知原始观测数据

设已知观测数据  $x_1, x_2, \dots, x_n$  来自某总体, 其分布函数为  $F(x)$ . 将  $x_1, x_2, \dots, x_n$  排序:  $x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$ .  $n$  个点将  $[x_{(1)}, x_{(n)}]$  分为  $n-1$  个小区间, 假定数据落入每个小区间的概率为  $\frac{1}{n-1}$ , 且在每个小区间是均匀分布的. 具体抽样法如下:

①产生  $r \sim U(0, 1)$ , 记  $p = (n-1)r$ , 令  $l = [p] + 1$ ;

②令  $X = x_{(l)} + (p - [p])(x_{(l+1)} - x_{(l)})$ , 则  $X$  为近似地服从分布函数  $F(x)$  的随机数.

# 近似抽样法(经验分布)

## (II)已知分组观测频数

设已知  $n$  个观测数据在  $m$  个连续的小区  
间  $[a_0, a_1), [a_1, a_2), \dots, [a_{m-1}, a_m]$  内的观测频数  
为  $n_1, n_2, \dots, n_m$  ( $n_1 + n_2 + \dots + n_m = n$ ). 利用这些观测频数可以  
给出经验分布函数  $F_n(x)$ , 那么产生总体分布随机数的抽样法如  
下:

①产生  $r \sim U(0, 1)$ , 若  $F_n(a_{k-1}) < r \leq F_n(a_k)$ , 则取  $J = k$ ;

②令  $X = a_{k-1} + \frac{r - F_n(a_{k-1})}{F_n(a_k) - F_n(a_{k-1})}(a_k - a_{k-1})$ , 则  $X$  为近似地服  
从总体分布  $F(x)$  的随机数.

## 二常用连续分布的抽样法

- 1.正态分布
- 2.指数分布
- 3.Gamma分布
- 4.Beta分布
- 5.卡方 $n$ 分布, $F(m,n)$ 分布与 $t(n)$ 分布
- 6.其他连续分布

# 正态分布(一)

(1)基于中心极限定理的近似抽样法

(见例4.16)设  $r_1, \dots, r_n$  为均匀随机数,近似抽样公式为

$$U = \sum_{i=1}^6 (r_{2i} - r_{2i-1}) \sim N(0, 1).$$

## 正态分布(二)

(2)Box和Muller(1958)提出的变换抽样法

(见例4.6)设  $r_1, r_2$  为均匀随机数, 变换抽样公式为

$$\begin{cases} U_1 = \sqrt{-2 \ln r_1} \cos 2\pi r_2, \\ U_2 = \sqrt{-2 \ln r_1} \sin 2\pi r_2. \end{cases}$$

由两个独立的均匀随机数,利用变换公式可得两个独立的  $N(0, 1)$  随机数.此算法是较常用的抽样法,但计算量较大(因需调用标准函数计算  $\sin x, \cos x$  ).



## 正态分布(三)

### (3)修正变换抽样法

变换抽样法因必须计算  $\sin 2\pi R$  和  $\cos 2\pi R$ , 计算量大. 修正变换抽样法利用舍选抽样法产生  $\sin 2\pi R$  和  $\cos 2\pi R$  随机数.

$$\text{设 } R \sim U(0, 1), \text{ 令 } \begin{cases} \xi = \sin 2\pi R \triangleq \sin 2\alpha, \\ \eta = \cos 2\pi R \triangleq \cos 2\alpha. \end{cases} \quad \text{显}$$

然  $\alpha = \pi R \sim U(0, \pi)$ , 对单位圆内的随机点  $P(X, Y)$ , 它与相应的  $\alpha$  有以下关系(见图3-14):

$$\sin \alpha = \frac{Y}{\sqrt{X^2 + Y^2}}, \quad \cos \alpha = \frac{X}{\sqrt{X^2 + Y^2}}$$

## 正态分布(三)

故

$$\begin{aligned}\xi &= \sin 2\alpha = 2\sin\alpha\cos\alpha \\ &= \frac{2XY}{X^2 + Y^2},\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\eta &= \cos 2\alpha = \cos^2\alpha - \sin^2\alpha \\ &= \frac{X^2 - Y^2}{X^2 + Y^2}\end{aligned}$$

产生  $\xi, \eta$  随机数可以通过单位圆内的随机点得到. 综合之, 产生  $N(0, 1)$  随机数的修正变换抽样法的步骤为:

## 正态分布(三)

①产生相互独立的均匀随机数  $r_1, r_2, r_3$ ;

②计算  $u_1 = 2r_2 - 1, u_2 = r_3$ , 则  $u_1 \sim U(-1, 1)$ ;

③如果  $\omega = u_1^2 + u_2^2 > 1$ , 则转到① 重新抽样; 否则令

$$\begin{cases} X_1 = \sqrt{-2\ln r_1} \frac{u_1 - u_2}{\omega}, \\ X_2 = \sqrt{-2\ln r_1} \frac{2u_1 u_2}{\omega}, \end{cases}$$

则  $(X_1, X_2)' \sim N_2(0, I_2)$  (即产生的  $X_1$  和  $X_2$  为相互独立的标准正态分布随机数).

## 正态分布(四)

### (4)"极坐标"抽样法

这是Marsaglia(1962)给出的对变换抽样法的改进方法,它取消了三角函数的运算,效率可比变换抽样法提高.极坐标法的具体步骤如下:

①产生  $r_1, r_2 \sim U(0, 1)$ ; 令  $V_1 = 2r_1 - 1, V_2 = 2r_2 - 1$ ;

②如果  $W = V_1^2 + V_2^2 > 1$ , 转到①; 否则

令  $Y = \sqrt{\frac{-2\ln W}{W}}$ , 则  $X_1 = V_1 Y, X_2 = V_2 Y$  为相互独立的  $N(0, 1)$  随机数.

## 正态分布(四)

事实上,

因  $(V_1, V_2) \sim f(v_1, v_2) = \begin{cases} 1/4, & -1 \leq v_1, v_2 \leq 1, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$  且  $P\{W = V_1^2 + V_2^2 \leq 1\} = \frac{\pi}{4}$ . 故  $(X_1, X_2)$  的联合分布函数为

$$\begin{aligned} & P\{X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2 | V_1^2 + V_2^2 \leq 1\} \\ &= P\{(X_1, X_2) \in D\} / \frac{\pi}{4} \quad (D = \{(X_1, X_2) | X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2, W \leq 1\}) \\ &= \frac{4}{\pi} P\{(V_1, V_2) \in D^*\} \quad (D^* \text{ 是 } D \text{ 在 } OV_1V_2 \text{ 平面上对应的区域}) \\ &= \frac{4}{\pi} \iint_D \frac{1}{4} \left\| \frac{\partial(v_1, v_2)}{\partial(x_1, x_2)} \right\| dx_1 dx_2 = \frac{1}{\pi} \iint_D \frac{\omega}{2} dx_1 dx_2 \\ &= \frac{1}{2\pi} \iint_D e^{-\frac{1}{2}(x_1^2 + x_2^2)} dx_1 dx_2. \end{aligned}$$

## 正态分布(五)

### (5)Hasting有理逼近方法(近似直接抽样法)

由定理1.1知,若  $R \sim U(0, 1)$ , 则  $\Phi^{-1}(R) \sim N(0, 1)$ . 用反函数法产生  $N(0, 1)$  随机数的困难在于  $\Phi^{-1}$  不能用初等函数表示. 但用有理数可以逼近  $\Phi^{-1}(x)$ . Hasting给出的有理逼近方法是最好的一种. 具体方法如下:

①产生  $r \sim U(0, 1)$ ;

②计算  $y = \sqrt{-2\ln\alpha}$ , 其中  $\alpha = \begin{cases} r, & \text{当 } r \leq 0.5, \\ 1 - r, & \text{当 } r > 0.5; \end{cases}$

③令  $X = \text{sign}(r - \frac{1}{2})(y - \frac{c_0 + c_1 y + c_2 y^2}{1 + d_1 y + d_2 y^2 + d_3 y^3})$ , 其中

$$c_0 = 2.515517, c_1 = 0.802853, c_2 = 0.010328,$$

$$d_1 = 1.432788, d_2 = 0.189269, d_3 = 0.001308,$$

则  $X$  是  $N(0, 1)$  随机数.

## 正态分布(六)

### (6)Kahn密度逼近法

Kahn对半正态密度函数给出了一个渐进函数,即

$$\sqrt{\frac{2}{\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}} \approx \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{4e^{-ax}}{(1+e^{-ax})^2} \triangleq g(x),$$

适当选取  $a$  使  $g(x)$  为密度函数.用直接抽样法对密度为  $g(x)$  的分布进行抽样,得抽样公式为:

$$u = \sqrt{\frac{\pi}{8}} \ln \frac{1+r}{1-r} \quad (r \sim U(0,1)).$$

$u$  近似为半正态分布;然后随机地确定符号,即得正态随机数.

## 正态分布(七)

### (7)复合舍选抽样法

这是Marsaglia和Bray(1964年)提出复合舍选抽样法.将正态密度函数  $\varphi(x)$  分解成个密度函数的概率和:

$$\varphi(x) = p_1 f_1(x) + p_2 f_2(x) + p_3 f_3(x) + p_4 f_4(x).$$

复合抽样的具体抽样步骤如下:

①以概率  $p_1 = 0.8638$  产生均匀随机数  $r_1, r_2, r_3$ , 则

$$X = 2(r_1 + r_2 + r_3 - 1.5) \quad (X \sim f_1(x)).$$

②以概率  $p_2 = 0.1107$  产生均匀随机数  $r_1, r_2$ , 则

$$X = 1.5(r_1 + r_2 - 1) \quad (X \sim f_2(x)).$$

③以概率  $p_3 = 0.0228002039$  产生均匀随机数  $r_1, r_2$ , 令  $U = 6r_1 - 3, V = 0.358r_2$ , 当  $V < g(U)$  时, 则  $X = U \quad (X \sim f_3(x))$ ,



## 正态分布(七)

其中

$$g(u) = \begin{cases} 17.49731196e^{-\frac{u^2}{2}} \\ \quad + 2.15787544(|u| - 1.5) \\ \quad + 4.73570326(u^2 - 3), & \text{当 } |u| < 1, \\ 17.49731196e^{-\frac{u^2}{2}} \\ \quad + 2.15787544(|u| - 1.5) \\ \quad - 2.36785163(3 - |u|)^2, & \text{当 } 1 \leq |u| < 1.5, \\ 17.49731196e^{-\frac{u^2}{2}} \\ \quad - 2.36785163(3 - |u|)^2, & \text{当 } 1.5 \leq |u| < 3, \\ 0, & \text{当 } |u| \geq 3. \end{cases}$$

## 正态分布(七)

④以概率  $p_4 = 0.0026997961$  产生随机数  $r_i$ , 令  $v_i = 2r_i - 1 (i = 1, 2, \dots)$ , 直到  $\omega = v_i^2 + v_{i+1}^2 \leq 1$  时计算

$$S = v_1 \left( \frac{9 - 2 \ln \omega}{\omega} \right)^{\frac{1}{2}}, T = v_2 \left( \frac{9 - 2 \ln \omega}{\omega} \right)^{\frac{1}{2}}.$$

若  $|S| \leq 3$  且  $|T| \leq 3$  时, 则重新抽样; 否则令

$$X = \begin{cases} S, & \text{当 } |S| > 3 \text{ 时,} \\ T, & \text{当 } |S| \leq 3 \text{ 且 } |T| > 3 \text{ 时,} \end{cases}$$

则  $X \sim N(0, 1)$ .

# 指数分布(一)

## (1) 变换抽样法(直接抽样法)

设  $R \sim U(0, 1)$ , 产生  $e(\lambda)$  随机数的变换抽样公式为

$$X = -\frac{1}{\lambda} \ln R.$$

利用以上抽样公式由  $R$  得到  $X$ , 算法很简单, 但在计算机上计算自然对数是比较费时间的. 为了提高抽样速度, 下面给出两个产生  $e(1)$  ( $\lambda = 1$ ) 随机数的算法.

## (2) Von Neumann的抽样方法

## 指数分布(三)

### (3) Marsaglia 的抽样方法

Marsaglia 通过复杂的计算推导,给出了  $\lambda = 1$  的指数分布随机数  $X$  的抽样公式:

$$X = M + \min(r_1, r_2, \dots, r_N),$$

其中  $M, N$  是离散随机变量,且

$$P\{M = m\} = \frac{e - 1}{e^{m+1}} \quad (m = 0, 1, 2, \dots),$$
$$P\{N = n\} = \frac{1}{n!(e - 1)} \quad (n = 1, 2, \dots).$$

Gamma分布

Matlab 中: random

# Beta分布

$X \sim \text{Beta}(a, b)$  分布

Matlab 中: random

$$E(X) = \frac{a}{a+b};$$

$$\text{Var}(X) = \frac{ab}{(a+b)^2(a+b+1)}$$

# 卡方 $n$ 分布, $F(m,n)$ 分布与 $t(n)$ 分布

卡方 $n$ 分布, $F(m,n)$ 分布与 $t(n)$ 分布

Matlab 中: random



## 其他连续分布(一)

### (1) 三角形分布的直接抽样法

三角形分布(triang(a,b,m))的概率密度函数(见图3-17)为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{2(x-a)}{(b-a)(m-a)}, & a < x \leq m, \\ \frac{2(b-x)}{(b-a)(b-m)}, & m < x \leq b, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

## 其他连续分布(一)

当  $a = 0, b = 1$  时的三角形分布称为标准三角形分布. 若  $X_1 \sim \text{triang}(0, 1, c) (0 \leq c \leq 1)$ , 令  $X = a + (b - a)X_1$ , 则  $X \sim \text{triang}(a, b, m)$  (其中  $m = a + (b - a)c$ ). 我们以下只讨论  $\text{triang}(0, 1, c)$  随机数的产生方法.

$\text{triang}(0, 1, c)$  的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ \frac{x^2}{c}, & 0 \leq x < c, \\ 1 - \frac{(1-x)^2}{(1-c)}, & c \leq x < 1, \\ 1, & x \geq 1. \end{cases}$$

其反函数为  $F^{-1}(r) = \begin{cases} (cr)^{\frac{1}{2}}, & 0 \leq r < c, \\ 1 - \sqrt{(1-c)(1-r)}, & c \leq r \leq 1. \end{cases}$

## 其他连续分布(一)

故  $\text{triang}(0, 1, c)$  随机数的反函数抽样法为:

① 产生  $r \sim U(0, 1)$ ;

② 若  $r \leq c$ , 令  $X = (cr^{\frac{1}{2}})$ ; 否则令  $X = 1 - \sqrt{(1-c)(1-r)}$ ,  
那么由此产生的  $X$  为  $\text{triang}(0, 1, c)$  随机数.

## 其他连续分布(二)

(2)威布尔(Weibull)分布的直接抽样法

Weibull分布( $W(m,a)$ )的密度函数为

$$f(x) = \frac{m}{a} x^{m-1} e^{-\frac{x^m}{a}} \quad (x > 0; m > 0, a > 0),$$

分布函数为  $F(x) = 1 - e^{-\frac{x^m}{a}} (x > 0)$ ; 其反函

数  $F^{-1}(r) = [-a \ln(1-r)]^{\frac{1}{m}}$ . 故威布尔分布的直接抽样法如下:

①生成  $r \sim U(0, 1)$ ;

②令  $X = [-a \ln r]^{\frac{1}{m}}$ , 并输出服从  $W(m, a)$  分布的随机数  $X$ .

## 其他连续分布(三)

### (3)对数正态分布的变换抽样法

利用对数正态分布与正态分布的关系,具体算法如下:

①产生  $U \sim N(0, 1)$ ;

②计算  $Y = \sigma U + \mu$ ;

③令  $X = e^Y$ , 并输出服从对数正态分布(记为  $LN(\mu, \sigma^2)$ ) 的随机数  $X$ .

注意:参数  $\mu, \sigma^2$  并不是对数正态随机变量  $X$  的均值和方差.经计算可

知  $E(X) = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}} \triangleq \mu_., \text{Var}(X) = e^{2\mu + \sigma^2}(e^{\sigma^2} - 1) \triangleq \sigma^2..$

## 其他连续分布(四)

### (4)柯西分布

柯西分布( $C(0,1)$ )的密度函数为

$$f(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}, \quad x \in (-\infty, \infty).$$

方法一 柯西分布的直接抽样法.

柯西分布的分布函数为  $F(x) = \frac{1}{\pi} \arctan x + \frac{1}{2}$ , 其反函数  $F^{-1}(r) = \tan[\pi r - \pi/2]$ . 故柯西分布的直接抽样法如下:

- ①生成  $r \sim U(0, 1)$ ;
- ②令  $X = \tan[\pi r - \pi/2]$ , 并输出服从  $C(0, 1)$  分布的随机数  $X$ .

方法二 柯西分布的变换抽样法.

利用柯西分布与正态分布的关系有以下抽样法:

- ①生成  $X_1, X_2 \sim N(0, 1)$ ;
- ②令  $X = X_1/X_2$  并输出服从  $C(0, 1)$  分布的随机数  $X$ .

# 三常用连续分布的抽样法

- 1.二项分布 $B(n,p)$
- 2.泊松分布
- 3.几何分布与负二项分布

# 二项分布 $B(n,p)$

二项分布 $B(n,p)$

Matlab 中: random



泊松分布

Matlab 中: random

# 几何分布与负二项分布

几何分布与负二项分布

Matlab中:random

## 3.5 随机向量的抽样法

一.随机向量的一般抽样方法

二.多维正态随机向量的抽样法

# 随机向量的一般抽样方法

## (1) 条件分布法

设随机向量  $X = (X_1, \dots, X_n)'$  的联合密度函数为  $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ , 则有

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = f_1(x_1)f_2(x_2|x_1) \cdots f_n(x_n|x_1, \dots, x_{n-1}),$$

其中  $f_2(x_2|x_1), \dots, f_n(x_n|x_1, \dots, x_{n-1})$  均为条件密度. 如  $n=3$  时,

$$f_2(x_2|x_1) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{f(x_1, x_2, x_3)}{f_1(x_1)} dx_3,$$

$$f_3(x_3|x_1, x_2) = \frac{f(x_1, x_2, x_3)}{f_1(x_1) \cdot f_2(x_2|x_1)}.$$

# 随机向量的一般抽样方法

随机向量  $X$  的抽样方法如下:

①产生  $x_1 \sim f_1(x_1)$ ;

②以  $x_1$  为已知参数,产生  $x_2 \sim f_2(x_2|x_1)$ ;

③以  $x_1, x_2$  为已知参数,产生  $x_3 \sim f_3(x_3|x_1, x_2)$ ;

④一般地以  $x_1, x_2, \dots, x_{n-1}$  为已知参数,产生  $x_n \sim f_n(x_1, \dots, x_{n-1})$ ;

⑤令  $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)'$ , 并输出联合密度为  $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$  的随机向量  $X$ .

# 随机向量的一般抽样方法

## (2) 舍选法

随机向量的舍选法是随机变量舍选法的直接推广. 下面讨论最简单的情况.

设随机向量  $X$  在平行多面体  $a_i \leq x_i \leq b_i (i = 1, \dots, n)$  上具有密度函数  $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ , 且上界:  $f_0 = \sup_{a_i \leq x_i \leq b_i} f(x_1, x_2, \dots, x_n)$  取有限值. 产生  $n+1$  个均匀随机数  $r_0, r_1, \dots, r_n \sim U(0, 1)$ ; 若

$$f_0 r_0 \leq f[(b_1 - a_1)r_1 + a_1, \dots, (b_n - a_n)r_n + a_n]$$

成立, 则有

$$X = ((b_1 - a_1)r_1 + a_1, \dots, (b_n - a_n)r_n + a_n)' \sim f(x_1, x_2, \dots, x_n).$$

# 多维正态随机向量的抽样法