

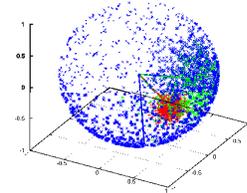
04

Mat02274 Estatística Computacional



Prof. Lorí Viali, Dr.
viali@mat.ufrgs.br
<http://www.ufrgs.br/~viali/>

Métodos de Geração de Variáveis Aleatórias



Existem algumas técnicas para a geração de variáveis aleatórias. O tipo de algoritmo a ser utilizado depende da distribuição que se quer gerar.

Contudo, quase todas as técnicas podem ser classificadas conforme suas bases teóricas.

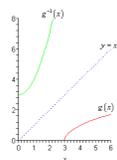


As principais abordagens são:

- (i) Inversão;
- (ii) Composição;
- (iii) Convolução;
- (iv) Aceitação e Rejeição;
- (v) Propriedades Especiais.



Método da Transformada Inversa



Variáveis Contínuas

Suponha que se queira gerar uma variável contínua X com FDA $F(x)$. Vamos admitir que a inversa existe e que será representada por $F^{-1}(x)$. Então um algoritmo para gerar valores da VAC X com fdp $f(x)$ é:

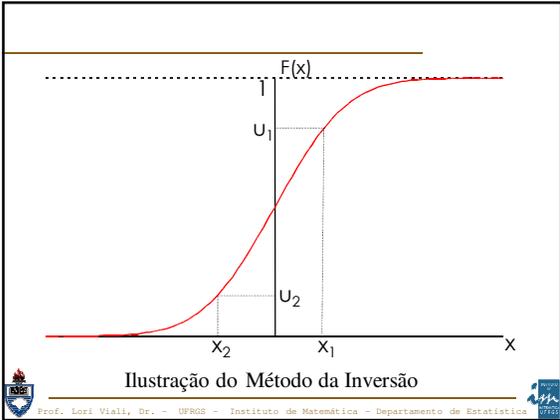


1. Gerar $u \approx U(0, 1)$;

2. Fazer $x = F^{-1}(u)$.

Note-se que $F^{-1}(u)$ vai sempre estar definida, pois $0 \leq u \leq 1$ e a imagem da F é o intervalo $[0, 1]$.

Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Para mostrar que o valor de X obtido com o algoritmo anterior, denominado de *método da transformada inversa*, tem a desejada distribuição F , é preciso mostrar que para qualquer número real x , $P(X \leq x) = F(x)$.

Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Mas, como F é inversível, tem-se:

$$P(X \leq x) = P[F^{-1}(U) \leq x] = P[F(F^{-1}(U)) \leq F(x)]$$

$$= P[U \leq F(x)] = P[0 \leq U \leq F(x)] =$$

$$= F(x) - 0 = F(x).$$

Onde a última igualdade segue do fato de que $U \approx U(0, 1)$ e $0 \leq F(x) \leq 1$.

Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Exemplo

Seja X uma VAC com uma distribuição $W(\alpha, \beta)$. Assim a fdp de X é:

$$f(x) = \begin{cases} \alpha \beta^{-\alpha} x^{\alpha-1} e^{-(x/\beta)^\alpha} & \text{se } x > 0 \\ 0 & \text{se } x \leq 0 \end{cases}$$

A FDA de X é:

$$F(x) = \int_0^x f(u) du = \begin{cases} 1 - e^{-(x/\beta)^\alpha} & \text{se } x > 0 \\ 0 & \text{se } x \leq 0 \end{cases}$$

Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Exemplo

Resolvendo $U = F(x)$ para X , tem-se:

$$U = 1 - e^{-(x/\beta)^\alpha}$$

$$e^{-(x/\beta)^\alpha} = 1 - U$$

$$-(x/\beta)^\alpha = \ln(1 - U)$$

$$X = \beta[-\ln(1 - U)]^{1/\alpha}$$

Uma vez que $1 - U \sim U(0, 1)$ pode-se escrever: $X = \beta[-\ln(U)]^{1/\alpha}$

Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Exercício

gere 10000 valores de uma $W(2, 3)$.

Represente graficamente a distribuição e o modelo. Compare os parâmetros do modelo e estime os seus valores com os dados obtidos, determinando as seguintes medidas: média, desvio, mediana, assimetria e curtose.



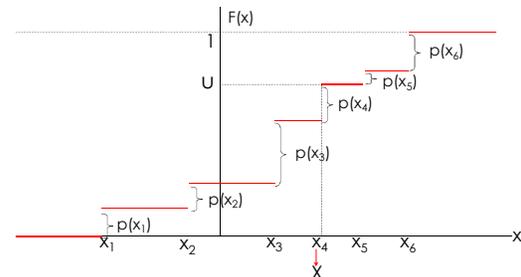
Variáveis Discretas

Seja X uma VAD onde $p(x_i)$ é a função de probabilidade, isto é, $p(x_i) = P(X = x_i)$.

Vamos supor que X possa assumir os valores $x_1, x_2, \dots, x_n, \dots$, onde $x_1 < x_2 < \dots < x_n < \dots$. Então o algoritmo é:



1. Gerar $U \approx U(0, 1)$;
 2. Determinar o menor inteiro positivo i tal que $U \leq F(x_i)$ e retornar $X = x_i$.
- Para verificar que o método da transformada inversa discreta é válido, devemos mostrar que $P(X = x_i) = p_i$ para todo i .



Método da Inversão para variáveis discretas



Para $i = 1$, teremos $X = x_1$ se e só se $U \leq F(x_1) = p(x_1)$, uma vez que os valores x_i estão em ordem crescente. Como $U \approx U(0, 1)$, $P(X = x_1) = p(x_1)$ como o requerido. Para $i \geq 2$, o algoritmo coloca $X = x_i$ se e só se $F(x_{i-1}) < U \leq F(x_i)$, já que o i determinado pelo algoritmo é o menor inteiro positivo tal que $U \leq F(x_i)$.

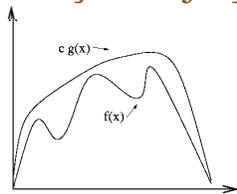


Exercício

Seja X uma VAD assumindo os valores: 1, 2, ..., 10 com probabilidades $1/10$ para $x = 1, 2, \dots, 10$. Gerar 5000 valores dessa distribuição. Representar graficamente e determinar: média, desvio, mediana, assimetria e curtose.



Método da Aceitação Rejeição



Suponha que desejamos uma amostra de uma VAC com fdp $f(x)$ e que isso não possa ser feito pelo método da Inversão.

Suponha que sejam válidas as seguintes hipóteses:

1. Existe uma função $r(x)$ que domina $f(x)$, isto é, $r(x) \geq f(x)$ para todo x .
2. É possível gerar pontos uniforme espalhadas sob o gráfico da $r(x)$, acima do eixo x . Representa-se as coordenadas de um desses pontos por (X, Y) .

3. Se o gráfico da $r(x)$ é esboçado no mesmo diagrama, os pontos (X, Y) estarão acima ou abaixo dele de acordo com $Y > f(X)$ ou $Y \leq f(X)$.
4. Se a função $r(x)$ não for uma fdp então fazer $g(x) = r(x)/c$, onde c é a área da $r(x)$.

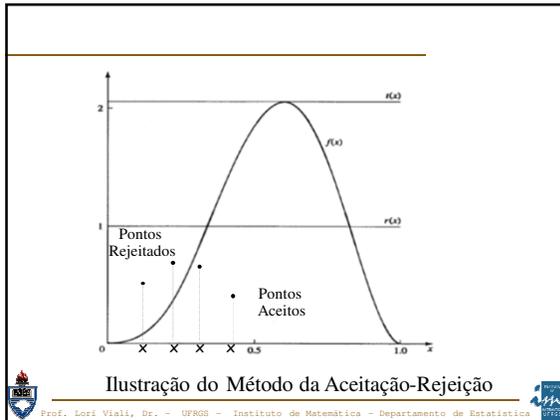
O Algoritmo

1. Gerar Y tendo uma densidade $g(x)$.
2. Gerar $U(0, 1)$ (independente de Y em um).
3. Se $U \leq f(Y)/r(Y)$, retorna $X = Y$ e pare; senão volte para o passo um e tente novamente (repita até que uma aceitação aconteça no passo 3).

Exemplo

Seja $B(4, 3)$, isto é, com fdp dada por $f(x) = 60x^3(1-x)^2$ se $0 \leq x \leq 1$ e 0 cc.

O topo da densidade é $f(0,6) = 2,0736$. Vamos fazer $r(x) = 2,0736$ se $0 \leq x \leq 1$. Assim $c = 2,0736$ e $g(x) = r(x)/c$ e, portanto, $g(x)$ é uma $U(0,1)$.



- ### O Algoritmo
1. Gerar $Y \sim U(0, 1)$.
 2. Gerar $U \sim U(0, 1)$ (independente de Y).
 3. Se $U \leq 60Y^3(1 - Y)^2/2,0736$, retorna $X = Y$ e para, senão volta ao passo 1.

Exercício

Gerar 10000 valores da variável aleatória abaixo, utilizando o método da Aceitação/Rejeição.

$$f(x) = \begin{cases} 4x e^{-2x} & \text{se } x \geq 0 \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases}$$

Solução

Para obter uma função $r(x)$ simples para simular valores de $f(x)$ vamos desconsiderar valores acima de $x = 5$, pois se $x < 5$, $F(x) = 0,9995$.

$$f(x) = \begin{cases} 4x e^{-2x} & \text{se } x \geq 0 \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases}$$

Então uma função $r(x)$ poderá ser:

$$r(x) = \begin{cases} 1 - x/5 & \text{se } 0 \leq x \leq 5 \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases}$$

A função $g(x)$ será obtida integrando a $r(x)$ no intervalo considerado.

Então uma função $r(x)$ poderá ser:

$$r(x) = \begin{cases} 1 - x/5 & \text{se } 0 \leq x \leq 5 \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases}$$

A função $g(x)$ será obtida integrando a $r(x)$ no intervalo considerado.

Assim a função $g(x)$ será:

$$g(x) = \begin{cases} \frac{2}{5}(1-x/5) & \text{se } 0 \leq x \leq 5 \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases}$$

A função $g(x)$ é obtida integrando a $r(x)$ no intervalo considerado e dividindo $r(x)$ pela área obtida.



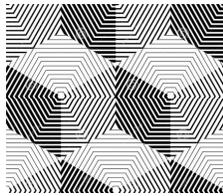
Então a $G(x)$ será:

$$G(x) = \begin{cases} 0 & \text{se } x < 0 \\ (10x - x^2)/25 & \text{se } 0 \leq x \leq 5 \\ 1 & \text{se } x > 5 \end{cases}$$

Igualando a expressão de $G(x)$ a U e isolando X , obtém-se: $X = 5(1 - \sqrt{U})$ que é o gerador da variável com fdp $g(x)$.



Método da Composição



O método da composição pode ser aplicado quando a FDA da qual precisamos gerar valores pode ser expressa como uma combinação convexa de outras FDAs F_1, F_2, \dots . Com isso, espera-se poder determinar valores das F_i s de uma forma mais simples do que da F original.



Especificamente, assume-se que para todo x a $F(x)$ pode ser escrita como:

$$F(x) = \sum_{i=1}^{\infty} p_i F_i(x)$$

onde os pesos, p_i , satisfazem $p_i > 0$ e $\sum p_i = 1$ e cada F_i é uma FDA.



De forma equivalente se X tem densidade f então:

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

onde as f_i são outras densidades. O caso discreto é análogo.



O Algoritmo

O algoritmo para o método da composição é, então:

- (i) Gerar um número inteiro aleatório I tal que: $P(I = i) = p_i$ para $i = 1, 2, \dots$
- (ii) Retornar X com FDA F_i .



O problema é encontrar F_i que possibilite uma geração rápida e fácil.

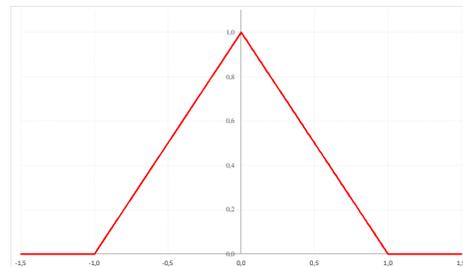
Algumas vezes a geometria da distribuição pode dar uma ideia dessa decomposição.



Exemplo 1

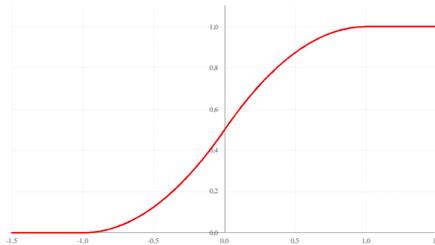
Considere a distribuição triangular simétrica em $[-1, 1]$.

$$f(x) = \begin{cases} x+1 & \text{se } -1 \leq x \leq 0 \\ -x+1 & \text{se } 0 < x \leq 1 \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases}$$



A distribuição acumulada é:

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{se } x < -1 \\ \frac{x^2}{2} + x + \frac{1}{2} & \text{se } -1 \leq x \leq 0 \\ -\frac{x^2}{2} + x + \frac{1}{2} & \text{se } 0 < x \leq 1 \\ 1 & \text{se } x > 1 \end{cases}$$



A transformação inversa será feita por:

$$U = F(x) = \begin{cases} \frac{x^2}{2} + x + \frac{1}{2} & \text{se } U \leq 1/2 \\ -\frac{x^2}{2} + x + \frac{1}{2} & \text{se } U \geq 1/2 \end{cases}$$

Então:

$$X = \begin{cases} \sqrt{2U} - 1 & \text{se } U \leq 1/2 \\ 1 - \sqrt{2(1-U)} & \text{se } U > 1/2 \end{cases}$$

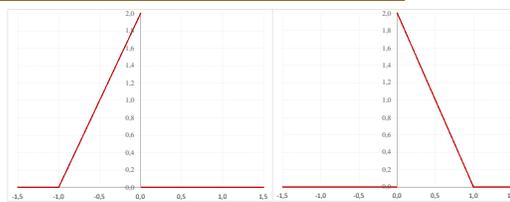
A Composição

Definir a função indicadora para o conjunto A como:

$$I_A(x) = \begin{cases} 1 & \text{se } x \in A \\ 0 & \text{se } x \notin A \end{cases}$$

Assim:

$$\begin{aligned} f(x) &= (x+1)I_{[-1,0]}(x) + (-x+1)I_{[0,1]}(x) = \\ &= 0,5[2(x+1)I_{[-1,0]}(x)] + 0,5[2(-x+1)I_{[0,1]}(x)] = \\ &= p_1 f_1(x) + p_2 f_2(x) \end{aligned}$$



$$\begin{aligned} F_1(x) &= x^2 + 2x + 1 \\ F_1^{-1}(U) &= \sqrt{U} - 1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} F_2(x) &= -x^2 + 2x \\ F_2^{-1}(U) &= 1 - \sqrt{1-U} \end{aligned}$$

Obs. Agora não é necessário somar $\frac{1}{2}$ na segunda função, pois a $f_2(x)$ é agora uma fdp e assim $F_2(x)$ é uma FDA sem a necessidade de somarmos mais 0,5.

O Algoritmo

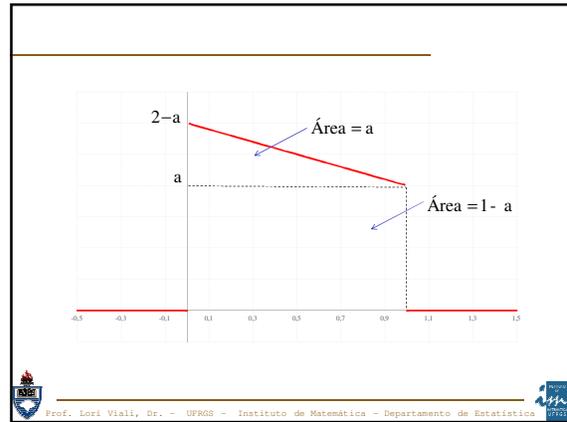
O algoritmo da composição será:

1. Gerar U_1 e $U_2 \sim U(0, 1)$ de forma independente;
2. Se $U_1 < \frac{1}{2}$, retorna $X = \sqrt{U_2} - 1$
senão, retorna $X = 1 - \sqrt{1 - U_2}$

Exercício

Considere a distribuição trapezoidal em $[0; 1]$ com parâmetro a ($0 < a < 1$).
 Expresse a distribuição como uma soma de duas densidades mais simples.

$$f(x) = \begin{cases} 2-a-2(1-a)x & \text{se } 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases}$$

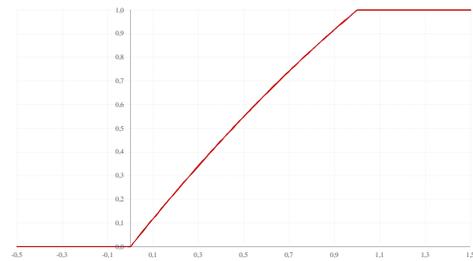


A distribuição acumulada é:

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{se } x < 0 \\ (2-a)x - (1-a)x^2 & \text{se } 0 \leq x \leq 1 \\ 1 & \text{se } x > 1 \end{cases}$$



A representação é:



A transformação inversa é dada por:

$$U = F(X) = (2-a)X - (1-a)X^2.$$

Então:

$$X = \frac{2-a}{2(1-a)} - \sqrt{\frac{(a-2)^2}{4(1-a)^2} - \frac{U}{1-a}}$$



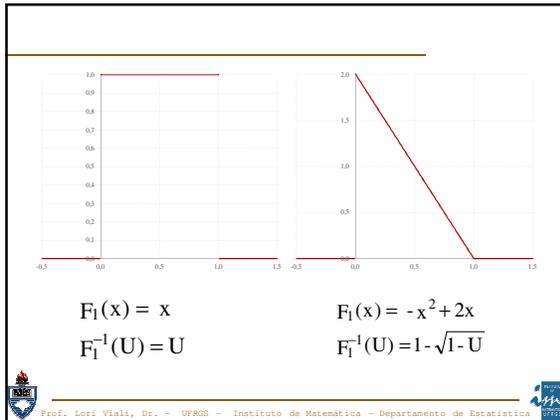
A composição

Definir a função indicadora para o conjunto A como:

$$f(x) = a[I_{[-1,0]}(x)] + (1-a)[2(1-x)I_{[0,1]}(x)] = p_1 f_1(x) + p_2 f_2(x)$$

onde $p_1 = a$ e $f_1(x) = I_{[-1,0]}(x)$, $p_2 = 1-a$
 e $f_2(x) = 2(1-x)I_{[0,1]}(x)$





O Algoritmo

O algoritmo da composição:

1. Gerar U_1 e $U_2 \sim U(0, 1)$ de forma independente.
2. Se $U_1 < a$, retorna $X = U_2$
senão, retorna $X = 1 - \sqrt{1 - U_2}$.

Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Método da Convolução

Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Suponha que a VA desejada tem a mesma distribuição que $Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n$, onde as Y_i são IID.

$X \sim Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n$, é denominado uma convolução das Y_i .

Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Resumindo tem-se:

Composição: a função de distribuição (a fp ou fdp) é expressa como uma soma (ponderada) de outras funções de distribuição (a fd ou fdp).

Convolução: expressa a própria variável como a soma de outras variáveis.

Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

O Algoritmo

01. Gerar $Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n$, independente da sua distribuição.
02. Retornar $X \sim Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n$.

Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

Exemplo 1

Se X é uma Erlang de parâmetros r inteiro e λ , isto é, $X \sim E(r, \lambda)$.

Expresse $X \sim Y_1 + Y_2 + \dots + Y_r$ onde as Y_i são variáveis IDD exponenciais com média λ . Faça $r = 5$ e $\lambda = 2$.



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



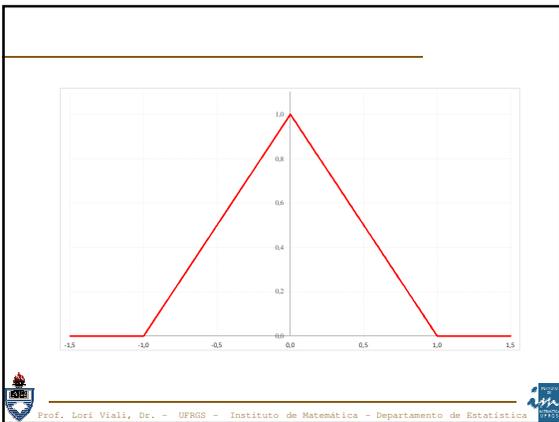
Exemplo 2

Considere a distribuição triangular simétrica em $[-1, 1]$. A densidade é:

$$f(x) = \begin{cases} x+1 & \text{se } -1 \leq x \leq 0 \\ -x+1 & \text{se } 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases}$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Por uma probabilidade condicional: se U_1 e U_2 são IID $U(0, 1)$, então $U_1 + U_2 \sim$ é triangular simétrica em $[0, 2]$, basta então deslocar por 1:

$$X = U_1 + U_2 - 1 = U_1 - 0,5 + U_2 - 0,5 = Y_1 + Y_2.$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Referências

CARLO, David. *Random Number Generation: Types and Techniques*, 2012.

FISHMAN, George S. *Monte Carlo: Concepts, Algorithms, and Applications*. New York (NY): Springer, 1996.

KNUTH, Donald E. *The Art of Computer Programming. Volume 2 - Seminumerical Algorithms*. Reading (Massachusetts): Addison Wesley, 1981.



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



LEWIS, P. A. W., ORAV, E. J. *Simulation Methodology for Statisticians, Operations Analysts and Engineers. Volume I*. Belmont (California): Wadsworth, Inc., 1989.

MADRAS, Neal. *Lectures on Monte Carlo Methods*. Providence (RI): American Mathematical Society, 2002.



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística

