

Computergestütztes wissenschaftliches Rechnen

SoSe 2004

Alexander K. Hartmann, Universität Göttingen

5. Mai 2004

3.2 Inversions Methode

Gegeben: `drand48()` generiert gleichverteilte Zahlen in $[0, 1)$, bezeichnet mit U .

Ziel: Zufallszahlen Z gemäß W.-Dichte $p(z)$ mit Verteilung

$$P(z) \equiv \text{Prob}(Z \leq z) \equiv \int_{-\infty}^z dz' p(z') \quad (1)$$

Idee: suche Funktion $g()$ mit $Z = g(U)$. Annahme: g is streng monoton steigend, d.h. kann invertiert werden \rightarrow

$$P(z) = \text{Prob}(Z \leq z) = \text{Prob}(g(U) \leq z) = \text{Prob}(U \leq g^{-1}(z)) \quad (2)$$

Mit

1) $\text{Prob}(U \leq u) = F(u) = u$ wenn U gleichverteilt in $[0, 1)$

2) Identifizierung u mit $g^{-1}(z)$

$\Rightarrow P(z) = g^{-1}(z) \Rightarrow g(z) = P^{-1}(z)$.

Funktioniert, wenn P (evtl. numerisch) berechnet und invertiert werden kann.

Beispiel: Exponentialverteilung: $p(z) = \lambda \exp(-\lambda z)$, also $P(z) = 1 - \exp(-\lambda z)$.

Damit: Erzeuge gleichverteilte Zahl U und wähle $Z = -\ln(1 - U)/\lambda$.

Programm `exponential.c`

```
#include <stdio.h>
#include <stdlib.h>
#include <math.h>

#define NUM_BINS 100

int main(int argc, char *argv[])
{
    int histo[NUM_BINS];           /* histogram */
    int bin;
    double start_histo, end_histo; /* range of histogram */
    double delta;                 /* width of bin */
    int t;                        /* loop counter */
    int num_runs;                 /* number of generated random numbers */
```

```

double lambda;                               /* parameter of distribution */
double number;                                /* generated number */

num_runs = atoi(argv[1]);                     /* read parameters */
sscanf(argv[2], "%lf", &lambda);

for(t=0; t<NUM_BINS; t++)                     /* initialise histogram */
    histo[t] = 0;
start_histo = 0.0; end_histo = 10.0/lambda;
delta = (end_histo - start_histo)/NUM_BINS;

for(t=0; t<num_runs; t++)                     /* main loop */
{
    number = -log(drand48())/lambda;          /* generate exp-distr. number */
    bin = (int) floor((number-start_histo)/delta);
    if( (bin >= 0)&&(bin < NUM_BINS))          /* inside range ? */
        histo[bin]++;                         /* count event */
}

for(t=0; t<NUM_BINS; t++)                     /* print normalized histogram */
    printf("%f %f\n", start_histo + (t+0.5)*delta,
           histo[t]/(delta*num_runs));

return(0);
}

```

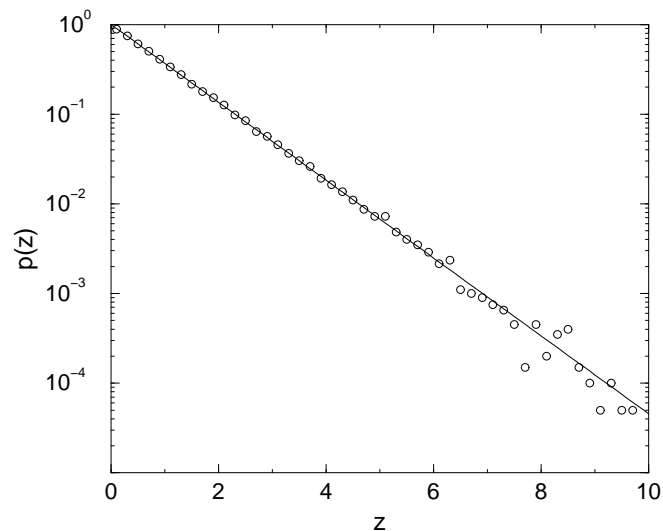


Abbildung 1: Histogramm von Zufallszahlen, generiert für eine Exponential Verteilung ($\lambda = 1$) verglichen mit W.-Dichte in logarithmischer Auftragung.

3.3 Zurückweisungsmethode

Für nicht-integrable W.-Dichten, oder nicht-invertierbare Verteilungen.

Bedingung: W-Dichte $p(z)$ passt in Kasten $[x_0, x_1] \times [0, p_{\max}]$, d.h. $p(z) = 0$ für $z \notin [x_0, x_1]$ und $p(z) \leq p_{\max}$.

Grundidee: Erzeuge zufällige Paare (x, y) , gleichverteilt in $[x_0, x_1] \times [0, p_{\max}]$. Akzeptiere nur die x mit $y \leq p(x)$, d.h. die Paare unterhalb $p(x)$, siehe Abb. 2.

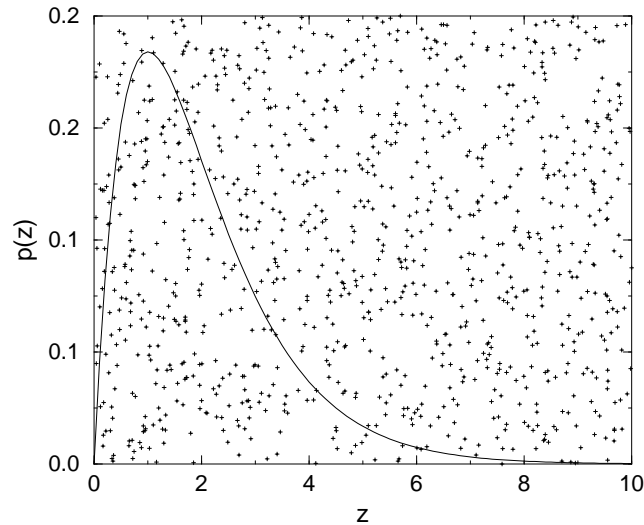


Abbildung 2: Zurückweisungsmethode: Punkte (x, y) sind gleichmäßig in dem Rechteck verteilt. Die Wahrscheinlichkeit, dass $y \leq p(x)$ ist proportional zu $p(x)$.

Implementierung als Funktion:

```

/** generates random number for 'pdf' in the range */
/** ['x0', 'x1']. condition: pdf(x)<='p_max' in    */
/** the range ['x0', 'x1']                        */
double reject(double p_max, double x0, double x1,
               double (* pdf)(double))
{
    int found;           /* flag if valid number has been found */
    double x,y;         /* random points in [x0,x1]x[0,p_max] */
    found = 0;
    while(!found)      /* loop until number is generated */
    {
        x = x0 + (x1-x0)*drand48();           /* uniformly on [x0,x1] */
        y = p_max *drand48();                 /* uniformly in [0,p_max] */
        if(y <= pdf(x))                       /* accept ? */
            found = 1;
    }
    return(x);
}

```

Beispiel:

```

/** artificial pdf */
double pdf(double x)
{
  if( (x<0)||
      ((x>=0.5)&&(x<1))||
      (x>1.5) )
    return(0);
  else if((x>=0)&&(x<0.5))
    return(1);
  else
    return(4*(x-1));
}

```

ergibt bei 100000 Zufallszahlen:

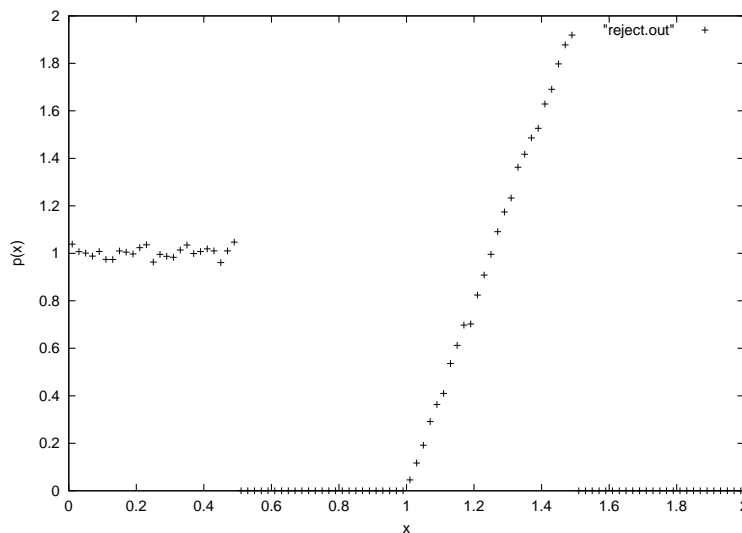


Abbildung 3: Zurückweisungsmethode: Histogramm für die angegebene W. Dichte.

Nachteil: Es müssen unter Umständen viele Zufallszahlen weggeworfen werden. Effektivität $1/2p_{\max}(x_1 - x_0)$.

3.4 Gaußverteilung

Gaußverteilung mit Mittelwert m und Breite σ , die am meistverbreitete Verteilung in Physiksimulationen. W.-Dichte (siehe auch Abb. 4):

$$p_G(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(z-m)^2}{2\sigma^2}\right) \quad (3)$$

Im Folgenden: z sei normalverteilt ($m = 0$, $\sigma = 1$). Allgemeiner Fall: Benutze $\sigma z + m$.

Weder Inversions- noch Zurückweisungsmethode geht. 3 Möglichkeiten:

- Mit künstlicher Beschränkung, z.B. in $[-3, 3]$ → keine großen Zahlen.

- Verwende zentralen Grenzwertsatz:
Summe von N unabhängig verteilten Zufallszahlen u_i (mit gleichem Mittelwert m und Varianz v) konvergiert gegen Gaußverteilung mit Mittelwert Nm und Varianz Nv .
→ z.B. Benutze u_i gleichverteilt in $[0, 1)$ ($m = 0.5, v = 1/12$), $N = 12$. Dann ist $Z = \sum_{i=1}^{12} u_i - 6$ wie gewünscht.
Nachteile: 12 Zahlen nötig für eine Zufallszahl, nur Bereich $[-6, 6]$.

- *Box-Müller Methode*: Nehme zwei $[0, 1)$ gleichverteilte Zahlen u_1, u_2 und setze:

$$\begin{aligned} n_1 &= \sqrt{-2 \log(1 - u_1)} \cos(2\pi u_2) \\ n_2 &= \sqrt{-2 \log(1 - u_1)} \sin(2\pi u_2) \end{aligned}$$

dann sind n_1, n_2 normalverteilt.

Beweis [1, 2]: Wir schreiben n_1, n_2 in Polarkoordinaten (r, θ) , d.h. $(r, \theta) = f(n_1, n_2)$, das Inverse ist:

$$\begin{aligned} n_1 &= r \cos(\theta) \\ n_2 &= r \sin(\theta) \end{aligned}$$

Gesucht: W.-Dichte für (r, θ) .

Allgemeiner Fall $(W, Z) = f(X, Y)$, $p_{X,Y}$ sei die (gemeinsame) W. Dichte für (X, Y) . Dann gilt: $p_{W,Z}(w, z) = p_{X,Y}(f^{-1}(w, z)) |\mathbf{J}^{-1}|$ mit $|\mathbf{J}^{-1}|$ ist die Jacobi Determinante der inversen Transformation.

Hier ist:

$$|\mathbf{J}^{-1}| = \begin{vmatrix} \frac{\partial n_1}{\partial r} & \frac{\partial n_1}{\partial \theta} \\ \frac{\partial n_2}{\partial r} & \frac{\partial n_2}{\partial \theta} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \cos(\theta) & -r \sin(\theta) \\ \sin(\theta) & r \cos(\theta) \end{vmatrix} = r \cos^2(\theta) + r \sin^2(\theta) = r \quad (4)$$

Da n_1, n_2 Gauß-verteilt sein sollen:

$$p_{R,\Theta}(r, \theta) = \frac{r}{2\pi} e^{-n_1^2/2 - n_2^2/2} = \frac{r}{2\pi} e^{-r^2/2} \quad (5)$$

Faktoriert! Wir nehmen θ gleichförmig in $[0, 2\pi)$ verteilt (d.h. Erzeugung $\theta = 2\pi u_2$). Es bleibt $p_R(r) = r e^{-r^2/2}$ (*) übrig. Wie erzeugt man Zufallszahlen gemäß p_R ?

Sei nun X exponentiell verteilt mit Parameter λ , d.h. $p_X(x) = \lambda e^{-\lambda x}$. Sei $Y = \sqrt{X}$. Gesucht: $p_Y(y)$.

Allgemein gilt für $Y = H(X)$ (H streng monoton):

$$p_Y(y) = p_X(H^{-1}(y)) \frac{1}{|H'(H^{-1}(y))|}$$

Hier ist $H(x) = \sqrt{x}$, d.h. $H^{-1}(y) = y^2$ und $H'(x) = -1/2\sqrt{x}$. $\Rightarrow p_Y(y) = 2\lambda y e^{-\lambda y^2}$.

Vergleich mit (*): Wir erzeugen somit X exponential verteilt mit $\lambda = 0.5$ (d.h. $x = -2 \log(1 - u_1)$ mit Inversionsmethode), dann $r = \sqrt{x} \rightarrow$ gewünschte Verteilung für r . QED.

- Physikalischer Ansatz: Simulation von Gasteilchen in einem Kasten, siehe [3]

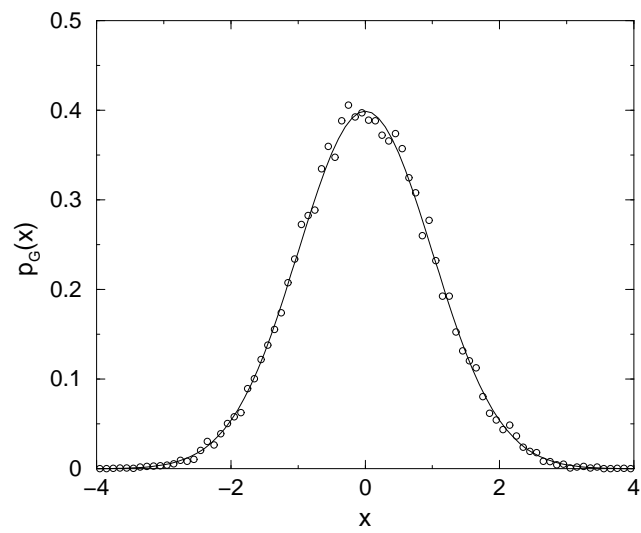


Abbildung 4: Gaußverteilung mit Mittelwert 0 und Varianz 1. Die Kreise entsprechen einem Histogramm, das aus 10^4 Box-Müller erzeugten Zufallszahlen erstellt wurde.

Literatur

- [1] W.H. Press, S.A. Teukolsky, W.T. Vetterling, and B.P. Flannery, *Numerical Recipes in C* (Cambridge University Press, Cambridge 1995)
- [2] B.J.T. Morgan, *Elements of Simulation*, (Cambridge University Press, Cambridge 1984)
- [3] J.F. Fernandez and C. Criado, *Phys. Rev. E* **60**, 3361 (1999)