محاسبات آماری پیشرفته ترم اول سال تحصیلی ۹۳ جلسه چهارم: تولید تحققهایی از متغیرهای تصادفی

حسين باغيشني

دانشگاه شاهرود

برای تولید تحققهایی از هر متغیر تصادفی، باید ابتدا اعدادی تصادفی تولید شوند

برای تولید تحققهایی از هر متغیر تصادفی، باید ابتدا اعدادی تصادفی تولید شوند به طور کلی، با ابزار موجود، نمیتوان اعداد کاملا تصادفی تولید کرد.

برای تولید تحققهایی از هر متغیر تصادفی، باید ابتدا اعدادی تصادفی تولید شوند به طور کلی، با ابزار موجود، نمی توان اعداد کاملا تصادفی تولید کرد.

روشهای مختلفی وجود دارند که به کمک آنها (البته با امیدواری) اعدادی نزدیک به کاملا تصادفی تولید میشوند.

برای تولید تحققهایی از هر متغیر تصادفی، باید ابتدا اعدادی تصادفی تولید شوند به طور کلی، با ابزار موجود، نمی توان اعداد کاملا تصادفی تولید کرد.

روشهای مختلفی وجود دارند که به کمک آنها (البته با امیدواری) اعدادی نزدیک به کاملا تصادفی تولید میشوند.

به چنین اعدادی، شبهتصادفی میگویند.

در دنیای تصادفی واقعی: نتیجه پرتاب n بار یک سکه، یک حالت از Υ^n حالت ممکن با احتمال τ^{-n} است

در دنیای تصادفی واقعی: نتیجه پرتاب n بار یک سکه، یک حالت از Υ^n حالت ممکن با احتمال τ^{-n} است

در دنیای واقعی (با استفاده از رایانه ها برای پرتاب n بار سکه): تعداد حالات ممکن محدود به Υ^{rr} است. زیرا

در دنیای تصادفی واقعی: نتیجه پرتاب n بار یک سکه، یک حالت از Υ^n حالت ممکن با احتمال τ^{-n} است

در دنیای واقعی (با استفاده از رایانه ها برای پرتاب n بار سکه): تعداد حالات ممکن محدود به Υ^{rr} است. زیرا

اکثر تولیدکنندههای اعداد شبهتصادفی بر پایه هستههای (rt (seed بیتی هستند.

در دنیای تصادفی واقعی: نتیجه پرتاب n بار یک سکه، یک حالت از \mathbf{r}^n حالت ممکن با احتمال \mathbf{r}^{-n} است

در دنیای واقعی (با استفاده از رایانه ها برای پرتاب n بار سکه): تعداد حالات ممکن محدود به $\Upsilon^{\rm rr}$ است. زیرا

اکثر تولیدکنندههای اعداد شبهتصادفی بر پایه هستههای (rt (seed) بیتی هستند.

با مقایسه n ۲ و n ۳ برای n های بزرگ، میتوان عملکرد ناپخته تولیدکنندههای اعداد تصادفی را درک کرد.

در دنیای تصادفی واقعی: نتیجه پرتاب n بار یک سکه، یک حالت از \mathbf{r}^n حالت ممکن با احتمال \mathbf{r}^{-n} است

در دنیای واقعی (با استفاده از رایانه ها برای پرتاب n بار سکه): تعداد حالات ممکن محدود به Υ^{rr} است. زیرا

اکثر تولیدکنندههای اعداد شبهتصادفی بر پایه هستههای (rt (seed) بیتی هستند.

با مقایسه n ۲ و m ۲ برای nهای بزرگ، میتوان عملکرد ناپخته تولیدکنندههای اعداد تصادفی را درک کرد.

n این شرایط در عمل خیلی هم بد نیست. زیرا معمولا علاقهمند به اطلاع از مقادیر دقیق بردار d << 1 نیاز داریم. بعدی نیستیم، بلکه به خلاصهای از آنها با بعدی خیلی کوچکتر، d << 1 نیاز داریم.

اعداد شبهتصادفي

در این درس، فرض میکنیم اعداد شبه تصادفی در دسترس هستند.

97/4

اعداد شبهتصادفي

در این درس، فرض میکنیم اعداد شبه تصادفی در دسترس هستند.

اعداد شبه تصادفی مورد نظر با دستور runif() در R تولید می شوند.

نمونهگیری از یک جامعه متناهی

برای تولید یک نمونه از یک جامعه متناهی، میتوان از دستور sample استفاده کرد

```
> # tose some coins
> sample(0:1, size=10, replace=TRUE)
 [1] 0 0 1 1 0 1 1 0 1 0
> # choose some lottery numbers
> sample(1:100, size=6, replace=FALSE)
[1] 53 33 12 91 3 89
> # sample from a multinomial distribution
> x < - sample(1:3, size = 100, replace = TRUE,
prob = c(.2, .3, .5))
> table(x)
X
1 2 3
18 40 42
```

در R دستوراتی مرتبط با توزیعهای احتمالی معروف وجود دارد.

در R دستوراتی مرتبط با توزیعهای احتمالی معروف وجود دارد.

برای هر توزیع (گسسته یا پیوسته)، توابعی مرتبط با:

d? تابع (چگالی) احتمال، •

در R دستوراتی مرتبط با توزیعهای احتمالی معروف وجود دارد.

برای هر توزیع (گسسته یا پیوسته)، توابعی مرتبط با:

- d? تابع (چگالی) احتمال،
 - p? تابع توزیع تجمعی،

در R دستوراتی مرتبط با توزیعهای احتمالی معروف وجود دارد.

برای هر توزیع (گسسته یا پیوسته)، توابعی مرتبط با:

- d? تابع (چگالی) احتمال،
 - p? تابع توزیع تجمعی، \bullet
 - q? تابع چندک،و تابع چندک،

در R دستوراتی مرتبط با توزیعهای احتمالی معروف وجود دارد.

برای هر توزیع (گسسته یا پیوسته)، توابعی مرتبط با:

- البع (چگالی) احتمال، ?
 - تابع توزیع تجمعی، ?و
 - q? تابع چندک،
- r? تولید اعداد تصادفی،

وجود دارند. به عنوان مثال برای توزیع دوجملهای

```
dbinom(x, size, prob, log=FALSE)
pbinom(q, size, prob, lower.tail = TRUE, log.p = FALSE)
qbinom(p, size, prob, lower.tail = TRUE, log.p = FALSE)
rbinom(n, size, prob)
```

برای هر توزیع، یک نام اختصاری در نظر گرفته شده است که با این حروف ترکیب میشود.

برای هر توزیع، یک نام اختصاری در نظر گرفته شده است که با این حروف ترکیب می شود. برای اطلاع از نامهای اختصاری مرتبط با هر توزیع، به منبع مقدمه ای بر R که قبلا معرفی کرده ایم، مراجعه کنید.

برای هر توزیع، یک نام اختصاری در نظر گرفته شده است که با این حروف ترکیب می شود. برای اطلاع از نامهای اختصاری مرتبط با هر توزیع، به منبع مقدمهای بر R که قبلا معرفی کرده ایم، مراجعه کنید.

دقت کنید برای توزیعهایی مثل گاما، که میتوان دو شکل متفاوت پارامتری برای آن در نظر گرفت، با مشخص کردن پارامتر rate یا scale نوع شکل پارامتری مورد نظر خود را به rate توضیح میدهید.

rgamma(n, shape, rate = 1, scale = 1/rate)

با وجود آن که برای تولید متغیرهای تصادفی در R به طور گسترده توابعی وجود دارند، اما در موارد زیادی با توزیعهایی مواجه می شویم که فرم تابع چگالی (احتمال) آنها آشنا نیست یا اصلاً فرم بسته ای برای آنها وجود ندارد.

با وجود آن که برای تولید متغیرهای تصادفی در R به طور گسترده توابعی وجود دارند، اما در موارد زیادی با توزیعهایی مواجه می شویم که فرم تابع چگالی (احتمال) آنها آشنا نیست یا اصلاً فرم بسته ای برای آنها وجود ندارد.

برای تولید متغیرهای تصادفی از توزیعهای معمول و غیرمعمول، روشهای مختلفی وجود دارند، که در این جا به چند روش از آنها میپردازیم.

• روش تبدیل معکوس

با وجود آن که برای تولید متغیرهای تصادفی در R به طور گسترده توابعی وجود دارند، اما در موارد زیادی با توزیعهایی مواجه می شویم که فرم تابع چگالی (احتمال) آنها آشنا نیست یا اصلاً فرم بسته ای برای آنها وجود ندارد.

برای تولید متغیرهای تصادفی از توزیعهای معمول و غیرمعمول، روشهای مختلفی وجود دارند، که در این جا به چند روش از آنها میپردازیم.

- روش تبدیل معکوس
 - روش پذیرش_رد

با وجود آن که برای تولید متغیرهای تصادفی در R به طور گسترده توابعی وجود دارند، اما در موارد زیادی با توزیعهایی مواجه می شویم که فرم تابع چگالی (احتمال) آنها آشنا نیست یا اصلاً فرم بسته ای برای آنها وجود ندارد.

برای تولید متغیرهای تصادفی از توزیعهای معمول و غیرمعمول، روشهای مختلفی وجود دارند، که در این جا به چند روش از آنها میپردازیم.

- روش تبدیل معکوس
 - روش پذیرش_رد
 - روشهای تبدیل

با وجود آن که برای تولید متغیرهای تصادفی در R به طور گسترده توابعی وجود دارند، اما در موارد زیادی با توزیعهایی مواجه می شویم که فرم تابع چگالی (احتمال) آنها آشنا نیست یا اصلاً فرم بسته ای برای آنها وجود ندارد.

برای تولید متغیرهای تصادفی از توزیعهای معمول و غیرمعمول، روشهای مختلفی وجود دارند، که در این جا به چند روش از آنها میپردازیم.

- روش تبدیل معکوس
 - روش پذیرش_رد
 - روشهای تبدیل
- تولید از توزیعهای آمیخته

با وجود آن که برای تولید متغیرهای تصادفی در R به طور گسترده توابعی وجود دارند، اما در موارد زیادی با توزیعهایی مواجه می شویم که فرم تابع چگالی (احتمال) آنها آشنا نیست یا اصلاً فرم بسته ای برای آنها وجود ندارد.

برای تولید متغیرهای تصادفی از توزیعهای معمول و غیرمعمول، روشهای مختلفی وجود دارند، که در این جا به چند روش از آنها میپردازیم.

- روش تبدیل معکوس
 - روش پذیرش_رد
 - روشهای تبدیل
- تولید از توزیعهای آمیخته
- تولید از توزیعهای چندمتغیره

روش تبديل معكوس

تبدیل انتگرال احتمال. اگر X یک متغیر تصادفی پیوسته با تابع توزیع $F_X(x)$ باشد، آنگاه . $U = F_X(X) \sim U({\,ullet},{\,ullet})$

با استفاده از این قضیه، می توان متغیرهای تصادفی را تولید کرد. تبدیل معکوس را می توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$F_X^{-1}(u) = \inf\{x : F_X(x) = u\}, \cdot < u < 1.$$

 $x\in\Re$ اگر $U\sim U({\,ullet}\,,{f 1})$ ، آنگاه برای هر

$$P(F_X^{-1}(U) \le x) = P(\inf\{t : F_X(t) = U\} \le x) = P(U \le F_X(x)) = F_X(x),$$

بنابراین (U) باید تحققی از X باید بنابراین $F_X^{-1}(U)$

تابع معکوس $F_X^{-1}(u)$ را محاسبه کنید •

97/9

روش تبديل معكوس

تبدیل انتگرال احتمال. اگر X یک متغیر تصادفی پیوسته با تابع توزیع $F_X(x)$ باشد، آنگاه . $U = F_X(X) \sim U(\cdot, 1)$

با استفاده از این قضیه، می توان متغیرهای تصادفی را تولید کرد. تبدیل معکوس را می توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$F_X^{-1}(u) = \inf\{x : F_X(x) = u\}, \cdot < u < 1.$$

 $x\in\Re$ اگر $U\sim U({\,ullet}\,,{f 1})$ ، آنگاه برای هر

$$P(F_X^{-1}(U) \le x) = P(\inf\{t : F_X(t) = U\} \le x) = P(U \le F_X(x)) = F_X(x),$$

بنابراین (U) باید تحققی از X باید بنابراین $F_X^{-1}(U)$

- تابع معکوس $F_X^{-1}(u)$ را محاسبه کنید ullet
- یک مشاهده از توزیع $U(\cdot,1)$ تولید کنید ullet

روش تبديل معكوس

تبدیل انتگرال احتمال. اگر X یک متغیر تصادفی پیوسته با تابع توزیع $F_X(x)$ باشد، آنگاه . $U = F_X(X) \sim U({\,ullet},{\,ullet})$

با استفاده از این قضیه، می توان متغیرهای تصادفی را تولید کرد. تبدیل معکوس را می توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$F_X^{-1}(u) = \inf\{x : F_X(x) = u\}, \cdot < u < 1.$$

 $x\in\Re$ اگر $U\sim U({\,ullet}\,,{f 1})$ ، آنگاه برای هر

$$P(F_X^{-1}(U) \le x) = P(\inf\{t : F_X(t) = U\} \le x) = P(U \le F_X(x)) = F_X(x),$$

بنابراین (U) ب $F_X^{-1}(U)$ با X همتوزیع است. پس برای تولید تحققی از

- تابع معکوس $F_X^{-1}(u)$ را محاسبه کنید •
- یک مشاهده از توزیع $U(\cdot, 1)$ تولید کنید ullet
- مشاهده متغیر به صورت $x=F_X^{-1}(u)$ خواهد بود \bullet

مثال: حالت يبوسته

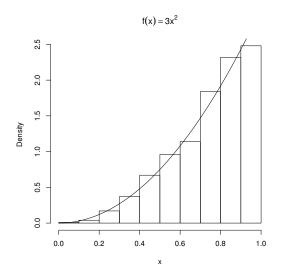
$$f_X(x) = \mathbf{r} x^{\mathbf{r}}, \cdot < x < 1.$$

$$F_X(x) = x^{\mathbf{r}} \longrightarrow F_X^{-1}(u) = u^{1/\mathbf{r}}.$$

- > n <- 1000
- > u <- runif(n)
- $> x < u^{(1/3)}$
- > # density histogram of sample
- > # main = expression($f(x)==3*x^2$)
- > hist(x, prob = TRUE, main = bquote($f(x)==3*x^2$))
- > y < seq(0, 1, .01)
- > lines(y, 3*y^2) #density curve f(x)

تمرین. برای توزیع نمایی با میانگین ۲، یک نمونه ۱۰۰۰ تایی تولید کرده و با دستور rexp مقابسه كنيد

200



این روش برای توزیعهای گسسته هم قابل استفاده است.

97/17

این روش برای توزیعهای گسسته هم قابل استفاده است.

اگر X یک متغیر تصادفی گسسته باشد و $x_i < \cdots < x_{i-1} < x_i < \cdots$ نقاط ناپیوستگی تابع توزیع $F_X(x_{i-1}) < u \leq F_X(x_i)$ عبارتست از $F_X(x_i) < u \leq F_X(x_i)$ عبارتست $F_X(x_i)$ بنابراین

• از توزیع یکنواخت استاندارد، یک مشاهده تولید کنید

این روش برای توزیعهای گسسته هم قابل استفاده است.

اگر X یک متغیر تصادفی گسسته باشد و $x_i < \cdots < x_{i-1} < x_i < \cdots$ نقاط ناپیوستگی تابع توزیع $F_X(x_{i-1}) < u \leq F_X(x_i)$ عبارتست از $F_X(x_i) < u \leq F_X(x_i)$ عبارتست $F_X(x_i)$ بنابراین

- از توزیع یکنواخت استاندارد، یک مشاهده تولید کنید
- هر گاه $F(x_i) < u \leq F(x_i)$ ، مقدار x_i مقدار x_i مقدار x_i مقدار x_i

این روش برای توزیعهای گسسته هم قابل استفاده است.

اگر X یک متغیر تصادفی گسسته باشد و $x_i < \cdots < x_{i-1} < x_i < \cdots$ نقاط ناپیوستگی تابع توزیع $F_X(x_{i-1}) < u \leq F_X(x_i)$ عبارتست از $F_X(x_i) < u \leq F_X(x_i)$ عبارتست از $F_X(x_i) < u \leq F_X(x_i)$ بنابراین

- از توزیع یکنواخت استاندارد، یک مشاهده تولید کنید
- هر گاه $F(x_{i-1}) < u \leq F(x_i)$ ، مقدار x_i مقدار x_i مقدار ، هرگاه هرگاه •

دقت کنید که محاسبه $F(x_{i-1}) < u \le F(x_i)$ برای بعضی از توزیعها میتواند خیلی مشکل باشد

97/17

توزيع برنولي

```
F_X(1)=1 و F_X(1)=f(1)=1 فرض کنید F_X(1)=1 و F_X(1)=1 و نابراین اگر F_X(1)=1 و آنگاه F_X(1)=1 و زمانی که F_X(1)=1
```

```
> n <- 1000
> p <- 0.4
> u <- runif(n)
> x <- as.integer(u > 0.6)  #(u > 0.6) is a logical vector
> ####
> mean(x)
[1] 0.399
>     var(x)
[1] 0.240039
> ## rbinom(n, size = 1, prob = p)
> ## sample(c(0,1), size = n, replace = TRUE, prob = c(.6,.4))
```

در اینجا گشتاورهای نمونه و توزیع واقعی با هم مقایسه شدهاند. میانگین توزیع همان p است و واریانس $p(1-p)=\cdot/\Upsilon$

توزيع هندسي

$$f(x) = pq^x, \ x = \cdot, \cdot, \tau, \cdots$$

q=1-p و q=1-p به طوری که

در نقاط ناپیوستگی x=ullet ، x=ullet ، x=ullet ، بنابراین باید نامساوی زیر را حل كنيم:

$$1 - q^x < u \le 1 - q^{x+1}.$$

نتيجه مي شود:

$$x < \frac{\log(\mathsf{N} - u)}{\log(q)} \le x + \mathsf{N}.$$

بنابراین پاسخ عبارتست از

$$x + 1 = \lceil \frac{\log(1 - u)}{\log(q)} \rceil,$$

که در آن، [t] کوچکترین عدد صحیحی است که از t کوچکتر نیست.

900

```
> n <- 1000

> p <- 0.25

> u <- runif(n)

> k <- ceiling(log(1-u) / log(1-p)) - 1

> # more efficient

> # k <- floor(log(u) / log(1-p))

دقت کنید که U و U - U همتوزیع هستند.
```

```
> n <- 1000
> p <- 0.25
> u <- runif(n)
> k <- ceiling(log(1-u) / log(1-p)) - 1
> # more efficient
> # k <- floor(log(u) / log(1-p))

دقت کنید که U و U - U ممتوزیع هستند.
```

دقت کنید چون حل نامساوی ذکرشده برای توزیع هندسی ساده بود، با روش تبدیل معکوس به راحتی می توان از این توزیع نمونه تولید کرد.

موارد مشكلتر

روشی مشابه برای توزیع پواسون پیچیدهتر است چون که برای x نمیتوان از نامساوی ذکرشده یک فرمول سرراست پیدا کرد

روش پایه برای تولید یک متغیر پواسون با پارامتر λ ، تولید و ذخیره تابع توزیع با استفاده از یک فرمول بازگشتی به شکل زیر است:

$$f(x+1) = \frac{\lambda f(x)}{x+1}, \quad F(x+1) = F(x) + f(x+1).$$

در این حالت، یک متغیر یکنواخت استاندارد تولید می شود و در بردار مقادیر تابع توزیع به دنبال مشاهدهای می گردیم که نامساوی $F(x-1) < u \leq F(x)$ برای آن برقرار باشد.

توزيع لگاريتمي

این مثال، توضیحات مرتبط با توزیع پواسون را تشریح میکند. دقت کنید که برای توزیع لگاریتمی، تابعی در R وجود ندارد.

$$f(x) = P(X = x) = \frac{a\theta^x}{x}, x = 1, \Upsilon, \cdots$$

 $a = (-\log(1-\theta))^{-1}$ که در آن، $\theta < 1$ و

$$f(x+1) = \frac{\theta^x}{x+1}f(x).$$

با این روابط، برای xهای بزرگ، محاسبات از دقت کافی برخوردار نیستند. یک راه حل استفاده از

$$\exp(\log a + x \log \theta - \log x),$$

است.

```
rlogarithmic <- function(n, theta) {
        #returns a random logarithmic(theta) sample size n
        u <- runif(n)
        #set the initial length of cdf vector
        N <- ceiling(-16 / log10(theta))
        k <- 1 · N
        a <- -1/log(1-theta)
        fk \leftarrow exp(log(a) + k * log(theta) - log(k))
        Fk <- cumsum(fk)
        x <- integer(n)
        for (i in 1:n) {
            x[i] \leftarrow as.integer(sum(u[i] > Fk)) #F^{-1}(u)-1
            while (x[i] == N) {
                 #if x==N we need to extend the cdf
                 #verv unlikely because N is large
                 logf \leftarrow log(a) + (N+1)*log(theta) - log(N+1)
                 fk <- c(fk, exp(logf))
                 Fk \leftarrow c(Fk, Fk[N] + fk[N+1])
                 N <- N + 1
                x[i] <- as.integer(sum(u[i] > Fk))
            }
        }
        x + 1
```

```
> n <- 1000
> theta <- 0.5
> x <- rlogarithmic(n, theta)
> # compute density of logarithmic(theta) for comparison
> k <- sort(unique(x))</pre>
> p <- -1 / log(1 - theta) * theta^k / k
> se <- sqrt(p*(1-p)/n) # standard error
> round(rbind(table(x)/n, p, se),3)
          2 3 4 5 6
  0.713 0.194 0.060 0.019 0.009 0.002 0.001 0.002
  0.721 0.180 0.060 0.023 0.009 0.004 0.001 0.000
```

se 0.014 0.012 0.008 0.005 0.003 0.002 0.001 0.001

فرض کنید X و Y متغیرهای تصادفی با توابع (چگالی) احتمال به ترتیب f و g باشند. همچنین ثابت c وجود داشته باشد به طوری که، برای تمام c همچنین ثابت و درود داشته باشد به طوری که، برای تمام c

$$\frac{f(x)}{g(x)} \le c.$$

در این حالت می توان از روش پذیرش_رد (یا روش رد)، برای تولید متغیر X استفاده کرد.

یافتن یک متغیر تصادفی Y با تابع احتمال g که رابطه $f(x)/g(x) \leq c$ برای تمام یافتن یک متغیر تصادفی f(x)> برقرار باشد.

فرض کنید X و Y متغیرهای تصادفی با توابع (چگالی) احتمال به ترتیب f و g باشند. همچنین ثابت c وجود داشته باشد به طوری که، برای تمام c همچنین ثابت و درود داشته باشد به طوری که، برای تمام c

$$\frac{f(x)}{g(x)} \le c.$$

در این حالت می توان از روش پذیرش-رد (یا روش رد)، برای تولید متغیر X استفاده کرد.

- یافتن یک متغیر تصادفی Y با تابع احتمال g که رابطه $f(x)/g(x) \leq c$ برای تمام یافتن یک متغیر برقرار باشد. $f(x) > \cdot$ هایی که $f(x) > \cdot$
 - متغیر Y را تولید کنید ${f 0}$

فرض کنید X و Y متغیرهای تصادفی با توابع (چگالی) احتمال به ترتیب f و g باشند. همچنین ثابت c وجود داشته باشد به طوری که، برای تمام c همچنین ثابت و درود داشته باشد به طوری که، برای تمام c

$$\frac{f(x)}{g(x)} \le c.$$

در این حالت می توان از روش پذیرش-رد (یا روش رد)، برای تولید متغیر X استفاده کرد.

- یافتن یک متغیر تصادفی Y با تابع احتمال g که رابطه $f(x)/g(x) \leq c$ برای تمام یافتن یک متغیر تصادفی $f(x) > \cdot$ برقرار باشد.
 - متغیر Y را تولید کنید ${f C}$
 - یک متغیر تصادفی U از یکنواخت استاندارد تولید کنید $oldsymbol{\mathfrak{G}}$

فرض کنید X و Y متغیرهای تصادفی با توابع (چگالی) احتمال به ترتیب f و g باشند. همچنین ثابت c وجود داشته باشد به طوری که، برای تمام c همچنین ثابت و درود داشته باشد به طوری که، برای تمام c

$$\frac{f(x)}{g(x)} \le c.$$

در این حالت می توان از روش پذیرش-رد (یا روش رد)، برای تولید متغیر X استفاده کرد.

- یافتن یک متغیر تصادفی Y با تابع احتمال g که رابطه $f(x)/g(x) \leq c$ برای تمام یافتن یک متغیر تصادفی $f(x) > \cdot$ برقرار باشد.
 - متغیر Y را تولید کنید ${f C}$
 - یک متغیر تصادفی U از یکنواخت استاندارد تولید کنید $oldsymbol{\mathfrak{G}}$
- و اگر (x=y)/(cg(y)) و ابپذیر و قرار بده y در غیر این صورت y را رد کن و از مرحله ۲ شروع به تکرار کن

$$P(Accept|Y) = P(U < \frac{f(Y)}{cg(Y)}|Y) = \frac{f(Y)}{cg(Y)}.$$

بنابراین برای هر تکرار، احتمال پذیرش کل برابر است با

$$\sum_{y} P(Accept|y)P(Y=y) = \sum_{y} \frac{f(y)}{cg(y)}g(y) = \frac{1}{c},$$

و تعداد تکرارها تا پذیرش یک نمونه دارای توزیع هندسی با میانگین c است.

$$P(Accept|Y) = P(U < \frac{f(Y)}{cg(Y)}|Y) = \frac{f(Y)}{cg(Y)}.$$

بنابراین برای هر تکرار، احتمال پذیرش کل برابر است با

$$\sum_{y} P(Accept|y)P(Y=y) = \sum_{y} \frac{f(y)}{cg(y)}g(y) = \frac{1}{c},$$

و تعداد تکرارها تا پذیرش یک نمونه دارای توزیع هندسی با میانگین c است. بنابراین برای تولید هر نمونه از c ،c تکرار، به طور متوسط، لازم است. در نتیجه برای کارایی روش، باید c کوچک و تولید از c ساده باشد.

$$P(Accept|Y) = P(U < \frac{f(Y)}{cg(Y)}|Y) = \frac{f(Y)}{cg(Y)}.$$

بنابراین برای هر تکرار، احتمال پذیرش کل برابر است با

$$\sum_{y} P(Accept|y)P(Y=y) = \sum_{y} \frac{f(y)}{cg(y)}g(y) = \frac{1}{c},$$

و تعداد تکرارها تا پذیرش یک نمونه دارای توزیع هندسی با میانگین c است. بنابراین برای تولید هر نمونه از c ،c تکرار، به طور متوسط، لازم است. در نتیجه برای کارایی روش، باید c کوچک و تولید از c ساده باشد.

سُوال: أَيّا نمونه بُّذيرشُ شُدّه با روش رد، با X همتوزيع است؟

$$P(k|Accept) = \frac{P(Accept|k)g(k)}{P(Accept)} = \frac{[f(k)/(cg(k))]g(k)}{1/c} = f(k).$$

تابع چگالی $f(x) = \Re x(1-x), \cdot < x < 1$ به صورت $Beta(\Upsilon,\Upsilon)$ است. فرض کنید g(x) یکنواخت استاندارد باشد.

$$\forall \cdot < x < 1; \ \frac{f(x)}{g(x)} \le \mathcal{F} \longrightarrow c = \mathcal{F}.$$

یک متغیر x پذیرفته می شود اگر

$$\frac{f(x)}{cg(x)} = \frac{\Re x(\mathbf{1} - x)}{\Re(\mathbf{1})} = x(\mathbf{1} - x) > u.$$

به طور متوسط برای تولید یک نمونه به حجم ۱۰۰۰، نیاز به cn= ۶۰۰۰ تکرار (که برابر تولید ۱۲۰۰۰ عدد تصادفی است) داریم.

```
n <- 1000
    k <- 0 #counter for accepted
    j <- 0 #iterations</pre>
    y <- numeric(n)
    while (k < n) {
        u <- runif(1)
        j <- j + 1
        x <- runif(1) #random variate from g
        if (x * (1-x) > u) {
            #we accept x
            k < -k + 1
            y[k] <- x
[1] 5921
```

حسين باغيشني محاسبات آماري بيشرفته محاسبات آماري باغيشرفت

```
>
     p \leftarrow seq(.1, .9, .1)
     Qhat <- quantile(y, p) # quantiles of sample
>
>
     Q <- qbeta(p, 2, 2) # theoretical quantiles
      se <- sqrt(p * (1-p) / (n * dbeta(Q, 2, 2)^2))
>
>
     round(rbind(Qhat, Q, se), 3)
      10% 20% 30% 40% 50% 60% 70% 80% 90%
Ohat 0.193 0.287 0.373 0.450 0.516 0.577 0.629 0.701 0.788
Q
    0.196 0.287 0.363 0.433 0.500 0.567 0.637 0.713 0.804
    0.010 0.010 0.010 0.011 0.011 0.011 0.010 0.010 0.010
se
```

برای بهتر شدن دقت، باید حجم نمونه را افزایش داد

حسين باغيشني محاسبات آماري پيشرفته محاسبات آ

かくひ ヨーイヨトイヨトイロト

سایر روشهای تبدیل (به غیر از تبدیل معکوس احتمال) را نیز میتوان برای تولید متغیرهای تصادفی به کار برد

$$Z \sim N(\cdot, 1) \longrightarrow V = Z^{\Upsilon} \sim \chi^{\Upsilon}(1)$$

97 / 70

سایر روشهای تبدیل (به غیر از تبدیل معکوس احتمال) را نیز می توان برای تولید متغیرهای تصادفی به کار برد

$$Z \sim N(\cdot, 1) \longrightarrow V = Z^{\Upsilon} \sim \chi^{\Upsilon}(1)$$

$$U \sim \chi^{\Upsilon}(m), V \sim \chi^{\Upsilon}(n) \longrightarrow F = \frac{U/m}{V/n} \sim F(m, n)$$

سایر روشهای تبدیل (به غیر از تبدیل معکوس احتمال) را نیز میتوان برای تولید متغیرهای تصادفی به کار برد

$$Z \sim N(\cdot, 1) \longrightarrow V = Z^{\Upsilon} \sim \chi^{\Upsilon}(1)$$

$$U \sim \chi^{\Upsilon}(m), V \sim \chi^{\Upsilon}(n) \longrightarrow F = \frac{U/m}{V/n} \sim F(m, n)$$

$$U, V \sim U(\cdot, 1) \longrightarrow Z_1 = \sqrt{-\Upsilon \log U} \cos(\Upsilon \pi V), Z_{\Upsilon} = \bigcirc \sqrt{-\Upsilon \log V} \sin(\Upsilon \pi U) \sim N(\cdot, 1)$$

سایر روشهای تبدیل (به غیر از تبدیل معکوس احتمال) را نیز میتوان برای تولید متغیرهای تصادفی به کار برد

$$Z \sim N(\cdot, 1) \longrightarrow V = Z^{\Upsilon} \sim \chi^{\Upsilon}(1)$$

$$U \sim \chi^{\Upsilon}(m), V \sim \chi^{\Upsilon}(n) \longrightarrow F = \frac{U/m}{V/n} \sim F(m, n)$$

$$U, V \sim U(\cdot, 1) \longrightarrow Z_1 = \sqrt{-\Upsilon \log U} \cos(\Upsilon \pi V), Z_{\Upsilon} = \Im \sqrt{-\Upsilon \log V} \sin(\Upsilon \pi U) \sim N(\cdot, 1)$$

$$U, V \sim U(\cdot, 1) \longrightarrow X = \lfloor 1 + \frac{\log V}{\log(1 - (1 - \theta)^U)} \rfloor \sim logarithmic(\theta)$$
 در بالا نماد $\lfloor t \rfloor$ قسمت صحیح t را نشان می دهد.

$$U \sim Gamma(r, \lambda), V \sim Gamma(s, \lambda) \longrightarrow X = \frac{U}{U + V} \sim Beta(r, s)$$

> n <- 1000
> a <- 3

> q

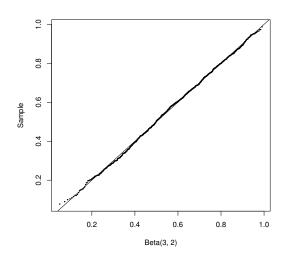
> b <- 2

> q <- qbeta(ppoints(n), a, b)</pre>

> u <- rgamma(n, shape=a, rate=1)
> v <- rgamma(n, shape=b, rate=1)</pre>

- > qqplot(q, x, cex=0.25, xlab="Beta(3, 2)", ylab="Sample")
- > abline(0, 1)

> x < - u / (u + v)



```
> n <- 1000
> theta <- 0.5
> u <- runif(n) #generate logarithmic sample
> v < - runif(n)
> x \leftarrow floor(1 + log(v) / log(1 - (1 - theta)^u))
> k <- 1:max(x) #calc. logarithmic probs.
> p <- -1 / log(1 - theta) * theta^k / k
> se <- sqrt(p*(1-p)/n)
> p.hat <- tabulate(x)/n</pre>
> print(round(rbind(p.hat, p, se), 3))
       [,1] [,2] [,3] [,4] [,5] [,6] [,7] [,8] [,9]
p.hat 0.729 0.171 0.062 0.029 0.005 0.003 0.000 0.000 0.001
      0.721 0.180 0.060 0.023 0.009 0.004 0.002 0.001 0.000
р
se 0.014 0.012 0.008 0.005 0.003 0.002 0.001 0.001 0.001
```

توزيع لگاريتمي

```
rlogarithmic <- function(n, theta) {
    stopifnot(all(theta > 0 & theta < 1))
    th <- rep(theta, length=n)
    u <- runif(n)
    v <- runif(n)
    x <- floor(1 + log(v) / log(1 - (1 - th)^u))
    return(x)
}</pre>
```