

## Teoria

- Johdanto simulointiin
- Simuloinnin kulku -- prosessin realisaatioiden tuottaminen
- Satunnaismuuttujan arvonta annetusta jakaumasta
  - Johdanto ja pseudosatunnaislukujen generointi
  - Eri menetelmiä satunnaismuuttujien generointiin annetusta jakaumasta
- Tulosten keruu ja analyysi
- Varianssinreduktiotekniikoista

12/09/2006

1

## Satunnaismuuttujan arvonta annetusta jakaumasta

***Satunnaismuuttujien generointi on liian tärkeä asia  
jätettäväksi sattuman varaan !***

- *Hyvä statistiikka* (noudattaa jakaumaa) ja riippumattomuus
  - sulkee pois "hatusta vetämisen"
- *Toistettava sekvenssi*
  - sulkee pois todellisen arvannon tai fysikaalisten prosessien (radioaktiivisuus) käytön
- *Pitkä sarja* eri lukuja
  - sulkee pois ennalta tehtyjen taulukoiden käytön
- *Nopea generointi*
  - sulkee pois  $\pi$ :n tai  $e$ :n tai vastaavan desimaalien käytön

12/09/2006

2

## Satunnaismuuttujan arvonta annetusta jakaumasta

- Pohjana ns. **(pseudo)satunnaislukujen generointi**
  - tavoitteena on tuottaa riippumattomia  $U(0,1)$ -jakautuneita (tasanjak) satunnaismuuttujia
- Haluttuun jakaumaan päästään  $U(0,1)$ -jakaumasta esimerkiksi jollakin seuraavista menetelmistä:
  - **diskretointi** ( $\Rightarrow$  Bernoulli( $p$ ), Bin( $n,p$ ), Poisson( $a$ ), Geom( $p$ ))
  - **uudelleen skaalaamalla** ( $\Rightarrow U(a,b)$ )
  - **kertymäfunktion käänös** ( $\Rightarrow \text{Exp}(\lambda)$ )
  - **muut muunnokset** ( $\Rightarrow N(0,1) \Rightarrow N(\mu,\sigma^2)$ )
  - **hylkäysmenetelmällä** (mikä tahansa jakauma)
  - **jakauman karakterisoinnilla** (palautus muihin jakaumiin) ( $\Rightarrow \text{Erlang}(n,\lambda)$ , Bin( $n,p$ ))
  - **yhdistelmämenetelmällä**
- Simulointia tukevista kielistä, kirjastoista ja työkaluista löytyy yleensä valmiit rutiinit kaikkia tavallisimpia jakaumia noudattavien satunnaislukujen generointiin

12/09/2006

3

## Satunnaislukujen generointi

- Satunnaislukugeneraattorilla tarkoitetaan algoritmia, joka tuottaa sarjan (näennäisesti) satunnaisia kokonaislukuja  $Z_i$  jollakin välillä  $0,1,\dots,m-1$ 
  - tuotettu sarja on aina jaksollinen (tavoitteena mahdollisimman pitkä jakso)
  - generoidut luvut eivät "tiukasti ottaen" ole ollenkaan satunnaisia vaan deterministisiä (siis pseudosatunnaisia)
  - käytännössä homma kuitenkin toimii, kunhan luvut generoidaan "huolella"
- Satunnaislukugeneraattorin generoimien satunnaislukujen "satunnaisuus" on testattava tilastollisin testein
  - saadun empiirisen jakauman tasaisuus joukossa  $\{0,1,\dots,m-1\}$
  - generoitujen satunnaislukujen välinen riippumattomuus (käytännössä korreloimattomuus)
- Yksinkertaisimpia ovat ns. *lineaariset kongruentiaaliset generaattorit* (linear congruential generator). Näistä erikoistapauksena saadaan ns. *multiplikatiiviset kongruentiaaliset generaattorit* (multiplicative congruential generator).
- Kummassakin tapauksessa uusi satunnaisluku määräytyy algoritmisesti välittömästi edellisestä, ts.  $Z_{i+1} = f(Z_i)$ .
- Muita menetelmiä: additive congruential generators, shuffling

12/09/2006

4

## Linear congruential generator (LCG)

- Lineaarinen kongruentiaalinen satunnaislukugeneraattori tuottaa satunnaisia kokonaislukuja  $Z_i$  joukosta  $\{0, 1, \dots, m-1\}$  seuraavalla kaavalla (jakso korkeintaan  $m$ ):

$$Z_{i+1} = (aZ_i + c) \bmod m$$

- Tällainen generaattori siis määritellään antamalla parametrit  $a$ ,  $c$  ja  $m$
- Lisäksi tarvitaan ns. siemenluku  $Z_0$
- Parametrit on valittava huolella; muutoin tuloksena kaikkea muuta kuin satunnaisia lukuja
- Tietyin edellytyksin jaksoksi saadaan maksimiarvo  $m$ 
  - esim.  $m$  muotoa  $2^b$ ,  $c$  pariton,  $a$  muotoa  $4^k + 1$

12/09/2006

5

## Multiplicative congruential generator (MCG)

- Multiplikatiivinen kongruentiaalinen satunnaislukugeneraattori tuottaa satunnaisia kokonaislukuja  $Z_i$  joukosta  $\{0, 1, \dots, m-1\}$  seuraavalla kaavalla:

$$Z_{i+1} = (aZ_i) \bmod m$$

- Kyseessä on siis LCG:n erikoistapaus valinnalla  $c = 0$
- Tällainen generaattori määritellään antamalla parametrit  $a$  ja  $m$
- Lisäksi tarvitaan siemenluku  $Z_0$
- Parametrit on tässäkin tapauksessa valittava huolella; muutoin tuloksena kaikkea muuta kuin satunnaisia lukuja
- Valinnalla  $m = 2^b$  (millä tahansa  $b$ ) jaksoksi saadaan korkeintaan  $2^{b-2}$
- Parhaimmillaan jaksoksi saadaan kuitenkin  $m - 1$ 
  - esim.  $m$  alkuluku (prime) ja  $a$  valitaan sopivasti

12/09/2006

6

## **U(0,1)-jakautuneen sm:n generointi (tasainen jakauma välillä (0,1))**

- Jos (pseudo)satunnaislukugeneraattori tuottaa (pseudo)satunnaisen kokonaisluvun  $l$  joukosta  $\{0, 1, \dots, M-1\}$ , niin normeerattu muuttuja  $U = l/M$  noudattaa likimain  $U(0,1)$ -jakaumaa (tasainen jakauma välillä  $(0,1)$ )

12/09/2006

7

## **Siemenlukujen käyttö**

(riippuen rand-algoritmista jotkin ohjeista ovat relevantteja / irrelevantteja)

- Älä käytä arvoa 0
- Vältä parillisia arvoja
- Älä käytä yhtä satunnaislukusekvenssiä useaan tarkoitukseen
  - jos lukuja ( $u_1, u_2, u_3, \dots$ ) on käytetty saapumisväliaikojen generointiin, samaa sekvenssiä ei pidä käyttää palveluaikojen generointiin
- Eri sekvenssejä käytettäessä varmistu, että ne eivät ole miltään osin päällekkäisiä
  - jos jonkin sekvenssin siemenluku sisältyy toiseen sekvenssiin, niin siitä eteenpäin sekvenssit ovat identtisiä
  - jos pitää generoida 10000 väliaikaa ja 10000 palveluaikaa, voidaan väliaikojen generointiin käytettävät satunnaisluvut laskea siemenluvusta  $u_0$  alkaen ( $u_1, u_2, \dots, u_{10000}$ )
  - palveluaikojen generointiin voidaan käyttää lukuja ( $u_{10001}, \dots, u_{20000}$ ) eli siemenluku on  $u_{10000}$
  - jos satunnaislukusekvenssejä ei talleteta, vaan lukuja generoidaan tarpeen mukaan, on toisen sekvenssin siemenluku  $u_{10000}$  selvitetävä etukäteen laskemalla kaikki luvut ( $u_1, u_2, \dots, u_{10000}$ ); nämä lasketaan sitten uudelleen simuloinnin aikana ensimmäistä sekvenssiä tuottaessa

12/09/2006

8

## Teoria

- Johdanto simulointiin
- Simuloinnin kulku -- prosessin realisaatioiden tuottaminen
- Satunnaismuuttujan arvonta annetusta jakaumasta
  - Johdanto ja pseudosatunnaislukujen generointi
  - Eri menetelmiä satunnaismuuttujien generointiin annetusta jakaumasta
- Tulosten keruu ja analyysi
- Varianssinreduktiotekniikoista

12/09/2006

9

## Diskreetin sm:n generointi

- Olk.  $U \sim U(0,1)$
- Olk.  $X$  diskreetti sm arvojoukolla  $S = \{0,1,2,\dots,n\}$  tai  $S = \{0,1,2,\dots\}$
- Merk.  $F(i) = P\{X \leq i\}$
- Tällöin sm  $Y$ , missä

$$Y = \min\{i \in S \mid F(i) \geq U\}$$

noudattaa samaa jakaumaa kuin  $X$  ( $Y \sim X$ ).

- Tätä kutsutaan diskreetointimenetelmäksi. Itse asiassa kyseessä on diskreetin jakauman kertymäfunktion käännös
- Esim. Bernoulli( $p$ )-jakauma:

$$Y = 1_{\{U > 1-p\}} = \begin{cases} 0, & U \leq 1-p \\ 1, & U > 1-p \end{cases}$$

12/09/2006

10

## Diskreetin sm:n generointi (jatkoa)

- Edellä kuvattu menetelmä, jossa satunnaisluvun  $U \sim U(0,1)$  arvoa verrataan peräkkäin kertymäfunktion arvoihin on täysin yleinen
- Monen vertailun tekeminen on kuitenkin laskennallisesti hidasta (sm:ien generointi on simulaattorin ydinsilmukassa ja pitää tapahtua hyvin nopeasti)
- Joissakin yksinkertaisissa tapauksissa vertailuihin perustuva generointi voidaan korvata menetelmällä, jossa suoraan satunnaisluvusta  $U$  lähtien halutun diskreetin sm:n arvo voidaan laskea yksinkertaisella kaavalla
- Eräitä esimerkkejä on seuraavassa taulukossa

12/09/2006

11

## Generointi yksinkertaisista diskreeteistä jakaumista

- Seuraavassa  $U, U_1, \dots, U_n$  tarkoittavat riippumattomia  $U(0,1)$ -jakauneita sm:jiä
- $\text{int}(X) = \lfloor X \rfloor = X$ :n kokonaisosa

Jakauma	Generointikaava
Symm. kaksiarvoinen $\{0,1\}$ jakauma $P\{X = 0\} = P\{X = 1\} = 0.5$	$\text{int}(2U)$ tai $\text{int}(U + 0.5)$
Kaksiarvoinen $\{0,1\}$ jakauma $P\{X = 0\} = 1 - p, P\{X = 1\} = p$	$\text{int}(U + p)$
Kaksiarvoinen $\{-1,1\}$ jakauma $P\{X = 0\} = 1 - p, P\{X = 1\} = p$	$2 \text{int}(U + p) - 1$
Kolmiarvoinen $\{0,1,2\}$ jakauma $\text{tn:t} = \{1 - p_1 - p_2, p_1, p_2\}$	$\text{int}(U + p_2) + \text{int}(U + p_1 + p_2)$
Tasainen diskreetti jakauma $\{0, 1, 2, \dots, n - 1\}$	$\text{int}(nU)$
Tasainen diskreetti jakauma $\{1, 2, 3, \dots, n\}$	$\text{int}(nU) + 1$
Binomijakauma $\text{Bin}(n, p)$	$\sum_{i=1}^n \text{int}(U_i + p)$

12/09/2006

12

## Diskreetin sm:n generointi (jatkoa ...)

- Usein tilanne on kuitenkin, että diskreetin sm:n generointi suoraan annetusta muuttujasta  $U \sim U(0,1)$  ei ole mahdollista
- Tällöin  $X$ :n diskreetti kertymäfunktio  $F(x)$  täytyy laskea ja tallettaa johonkin tietorakenteeseen
- Yksinkertaiset haut:
  - talletetaan  $F(x)$ :n arvot vektoriin ja haetaan alkaen alusta (lineaarinen haku)
  - parannettu haku: mikä tahansa tehokkaampi haku, esim. binäärihaku
  - parannettu binäärihaku: otetaan talteen se indeksin arvo, jossa  $F(x)$  on likipitään 0.5, jolloin saadaan yhdellä vertailulla selville "kummalla puolella" haun tulos on, ja käytetään sitten binäärihakua (tai lineaarista hakua)
- Optimaalinen haku (pienin määrä vertailuja):
  - esitetään  $F(x)$  Huffmanin puun muodossa

12/09/2006

13

## Huffmanin puun käyttö diskreetin sm:n generointiin

- Talletetaan jakauma Huffmanin puu tietorakenteeseen, jolloin todennäköisimpiin vaihtoehtoihin on lyhin reitti
- Huffmanin puu luodaan seuraavasti
  - Luo solmujen joukko, joissa on tieto jakauman arvoista ja kunkin arvon todennäköisyydestä. Järjestä solmut todennäköisyyksien mukaan.
  - Ota listan kaksi ensimmäistä solmua (kaksi pienintä todennäköisyyttä) ja luo niille isäntäsolmu siten että pienempi jälkeläisistä on vasemmalla puolella. Uuden solmun todennäköisyys on nyt kahden jälkeläisen todennäköisyyksien summa. Uusi solmu laitetaan listaan vastaavaan paikkaan.
  - Toista edellistä kunnes listassa on vain yksi elementti, joka on puun juuri.
- Algoritmi näyttöiden generointiin
  - Arvo  $sm \sim U(0,1)$  ja vertaa sitä vasemmalla olevan jälkeläisen todennäköisyyteen
  - Jos arvo on pienempi, siirry vasempaan haaraan. Jos arvo on suurempi, vähennä vasemman jälkeläisen todennäköisyys  $sm \sim U$ :sta ja siirry oikeaan haaraan. Vertaa todennäköisyyttä seuraavaan vasemmanpuoleiseen jälkeläiseen.
  - Toista edellistä kunnes on saavuttu lehtisolmuun.

12/09/2006

14

## Esimerkki Huffmanin puusta

Iteration 1

-----  
List: (0.1, 1), (0.15, 4), (0.20, 3), (0.25, 5), (0.30, 2)

Tree:

```

      0.25:*
     /   \
0.10:1   0.15:4

```

Iteration 2

-----  
List: (0.20, 3), (0.25,\*), (0.25, 5), (0.30, 2)

Tree:

```

      0.45:*
     /   \
0.20:3   0.25:*
         /   \
      0.10:1  0.15:4

```

Iteration 3

-----  
List: (0.25, 5), (0.30, 2), (0.45,\*)

Tree:

```

      0.55:*
     /   \
0.25:5   0.30:2

```

12/09/2006

value	f(x)	F(x)
1	0.10	0.10
2	0.30	0.40
3	0.20	0.60
4	0.15	0.75
5	0.25	1.00

Iteration 4

-----  
List: (0.45,\*), (0.55,\*)

Tree:

```

      -----1.0:*-----
     /                   \
0.45:*                   0.55:*
 /   \                   /   \
0.20:3 0.25:*           0.25:5  0.30:2
         /   \
      0.10:1  0.15:4

```

15

## Tasajakautuneen sm:n generointi

- Olk.  $U \sim U(0,1)$
- Tällöin  $X = a + (b - a)U \sim U(a,b)$
- Mielivaltaiseen tasajakaumaan päästään siis skaalauksella

12/09/2006

16



## Kertymäfunktion käännös -menetelmä

- Olk.  $U \sim U(0,1)$
- Olk.  $X$  jatkuva sm arvojoukolla  $S = [0, \infty)$
- Oletetaan, että  $X$ :n kf  $F(x) = P\{X \leq x\}$  on aidosti kasvava, jolloin sillä on käänteisfunktio  $F^{-1}(y)$
- Tällöin sm  $Y$ , missä

$$Y = F^{-1}(U)$$

noudattaa samaa jakaumaa kuin  $X$  ( $Y \sim X$ ).

- Tätä kutsutaan kertymäfunktion käännös -menetelmäksi (inverse transformation)
- Todistus: Koska  $P\{U \leq z\} = z$  kaikilla  $z$  välillä  $[0,1]$ , niin pätee

$$P\{Y \leq x\} = P\{F^{-1}(U) \leq x\} = P\{U \leq F(x)\} = F(x)$$

Näin ollen  $Y \sim X$ .

## Eksponentiaalisen sm:n generointi

- Olkoon  $U \sim U(0,1)$
- Olkoon  $X \sim \text{Exp}(\lambda)$
- $X$ :n kf  $F(x) = P\{X \leq x\} = 1 - \exp(-\lambda x)$  on aidosti kasvava, joten sillä on käänteisfunktio  $F^{-1}(y) = -(1/\lambda) \ln(1 - y)$
- Koska  $U \sim U(0,1)$ , myös  $1 - U \sim U(0,1)$
- Näin ollen (kertymäfunktion käännös -menetelmän mukaan) saadaan
- Algoritmi

$$X = F^{-1}(1-U) = -(1/\lambda) \log U$$

## Weibullin jakaumaa noudattavan sm:n generointi

- Weibullin jakauma  $W(\lambda, \beta)$  on yleistys eksponenttijakaumasta
- Sm:n  $X \sim W(\lambda, \beta)$  kf on  $F(x) = P\{X \leq x\} = 1 - \exp(-(\lambda x)^\beta)$
- Tämän käänteisfunktio on  $F^{-1}(y) = (1/\lambda)[-\ln(1 - y)]^{1/\beta}$
- Algoritmi

$$X = F^{-1}(1 - U) = (1/\lambda)(-\log U)^{1/\beta}$$

## Poisson-prosessin mukaisten saapumisten generointi

- Tärkein tietoliikennejärjestelmien analyysissä käytetty saapumisprosessin malli on **Poisson-prosessi**
- Poisson-prosessia, jonka saapumisintensiteetti on  $\lambda$ , voidaan tunnetusti karakterisoida prosessina, jossa saapumisväliajat ovat riippumattomia  $\text{Exp}(\lambda)$ -jakautuneita sm:ia
- Merkitään asiakkaan n saapumishetkeä  $t_n$ :llä
- Saapumishetket voidaan peräkkäin generoida kaavalla  $t_{n+1} = t_n + X_n$  missä  $X_n \sim \text{Exp}(\lambda)$
- Toinen tapa generoida Poisson-prosessin realisaatio välille  $(0, T)$  on:
  - arvo saapumisten kokonaislukumäärä  $N$  Poisson-jakaumasta  $N \sim \text{Poisson}(\lambda T)$
  - arvo jokaisen pisteen paikka  $t_n$  välillä  $(0, T)$  tasaisesta jakaumasta  $t_n \sim U(0, T)$
  - pisteet  $t_1, t_2, \dots, t_n$  suuruusjärjestykseen asetettuna muodostavat realisaation Poisson-prosessin saapumishetkille

## Epästationäärisen Poisson-prosessin mukaisten saapumisten generointi (1)

- Toisinaan on tilanteita, joissa oletus Poisson saapumisintensiteetin vakioisuudesta ei päde (vrt. aikarajoitetut äänestykset/kilpailut)
  - Poisson-prosessia, jonka saapumisintensiteetti on ajan funktio  $\lambda(t)$ , kutsutaan epästationääriseksi Poisson prosessiksi
- Kaksi tapaa: ohennusmenetelmä tai käännös menetelmä
- Ohennusmenetelmä
  - Poisson prosessi intensiteetillä  $\lambda$ , jossa saapuminen hyväksytään todennäköisyydellä  $p$  (ei hyväksytä  $tn$ :llä  $1-p$ ), on edelleen Poisson prosessi, mutta intensiteetillä  $p\lambda$
  - Simuloinnissa käytettävä  $\lambda(t)$  on tunnettu ja sille voidaan laskea yläraja  $\lambda^* \geq \lambda(t), \forall t$
  - Idea: Generoidaan saapumisia intensiteetillä  $\lambda^*$  ja hyväksytään saapuminen hetkellä  $t'$  todennäköisyydellä  $\lambda(t')/\lambda^*$
- Algoritmi: olkoon asiakkaan  $n$  saapumishetki  $t_n$ 
  1. Aseta  $\tau = t_n$
  2. Generoi  $U_1, U_2 \sim U(0,1)$
  3. Aseta  $\tau = \tau - (1/\lambda^*) \ln U_1$
  4. Jos  $U_2 \leq \lambda(\tau)/\lambda^*$  palauta  $t_{n+1} = \tau$ , muuten palaa kohtaan 2
- Ongelma: "Ylimääräisten" saapumistapahtumien generointi
  - tehoton, jos  $\lambda^*$  on suuri verrattuna  $\lambda(t)$ :n yleiseen arvoon

12/09/2006

21

## Epästationäärisen Poisson-prosessin mukaisten saapumisten generointi (2)

- Kääntämismenetelmä: vastaa kertymäfunktion kääntämistä
- Määritellään funktio  $\Lambda(t)$

$$\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(y) dy$$

- $\Lambda(t)$  on välillä  $[0, t]$  saapuneiden asiakkaiden keskimääräinen lukumäärä
- Idea: Generoidaan ensin saapumishetkiä  $\tau_n$  Poisson intensiteetillä 1 ja suoritetaan muunnos  $t_n = \Lambda^{-1}(\tau_n)$ , missä  $\Lambda^{-1}(y)$  on  $\Lambda(y)$ :n käänteisfunktio. Tällöin saapumishetket  $t_n$  noudattavat Poisson prosessia intensiteetillä  $\lambda(t)$
- Algoritmi: olkoon  $\tau_n$   $n$ :nen asiakkaan saapumishetki Poisson intensiteetillä 1, olkoon  $t_n$  todellinen saapumisaika intensiteetillä  $\lambda(t)$ 
  1. Generoi  $U_1 \sim U(0,1)$
  2. Aseta  $\tau_{n+1} = \tau_n - \ln U_1$
  3. Palauta  $t_{n+1} = \Lambda^{-1}(\tau_{n+1})$
- Etu: kaikki saapumistapahtumat saadaan käytettyä
  - Ongelmana, että käänteisfunktion ratkaiseminen voi olla vaikeaa/mahdotonta

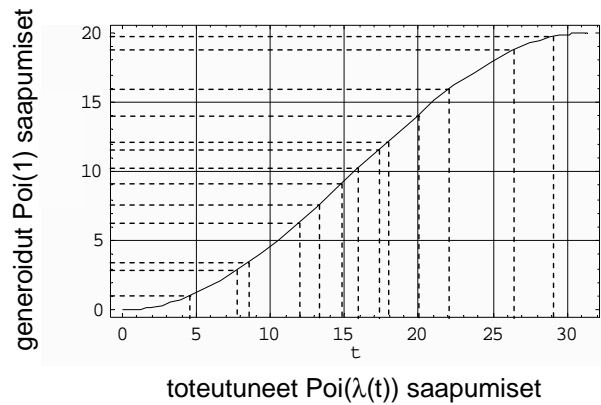
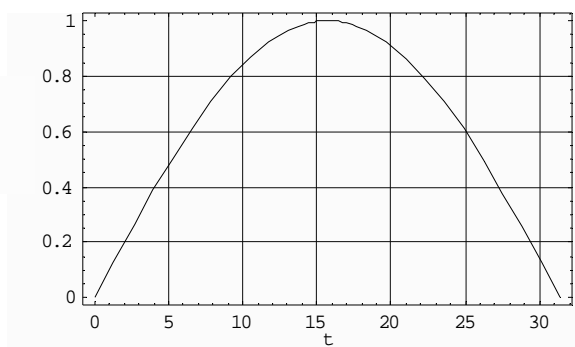
12/09/2006

22

## Epästationäärisen Poisson-prosessin mukaisten saapumisten generointi (3)

- Esimerkki kääntämismenetelmästä:

$$\lambda(t) = \sin(t/10) \quad , \quad t \in [0, 10\pi] \quad \Leftrightarrow \quad \Lambda(t) = 10(1 - \cos(t/10))$$



12/09/2006

23

## Normaalijakautuneen sm:n generointi

- Olk.  $U$  ja  $V$  riippumattomia  $U(0,1)$ -jakautuneita sm:ia
- Ns. Box-Müller -menetelmän mukaan sm:t  $X$  ja  $Y$ , missä

$$X = \sqrt{-2 \ln U} \cos(2\pi V)$$

$$Y = \sqrt{-2 \ln U} \sin(2\pi V)$$

ovat riippumattomia  $N(0,1)$ -jakautuneita sm:ia

- Mielivaltaiseen normaalijakaumaan päästään skaalaamalla:  $\mu + \sigma X \sim N(\mu, \sigma^2)$

12/09/2006

24