

## Teoria

- Johdanto simulointiin
- Simuloinnin kulku -- prosessin realisaatioiden tuottaminen
- **Satunnaismuuttujan arvonta annetusta jakaumasta**
- Tulosten keruu ja analyysi
- Varianssinreduktiotekniikoista

20/09/2004

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

20/09/2004

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

20/09/2004

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. *multiplikaatiiviset 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

20/09/2004

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  $4^k + 1$

20/09/2004

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

20/09/2004

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  $(0,1)$ )

20/09/2004

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  $u_{10000}$  selvitettävä etukäteen laskemalla kaikki luvut ( $u_1, u_2, \dots, u_{10000}$ ); nämä lasketaan uudelleen simuloinnin aikana ensimmäistä sekvenssiä tuottaessa

20/09/2004

8

## 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:

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

## 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
- - ks. "Generation of random variables with a given distribution", part 2, sivu 1

## 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

20/09/2004

11

## 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

20/09/2004

12

## 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  $Y \sim X$ .

## Ekspontiaalisen 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 käänös 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 (esim. piikki tai piikit saapumisintensiteetissä)

20/09/2004

17

## 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

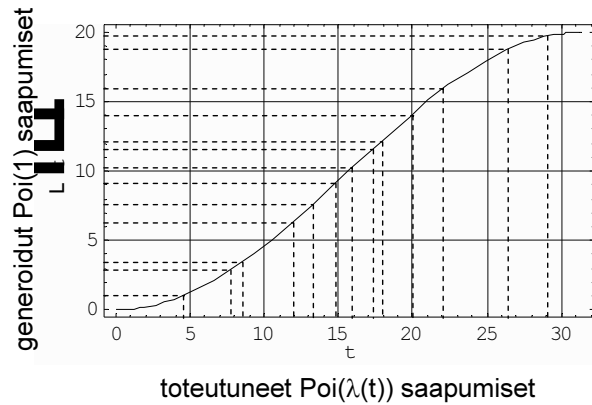
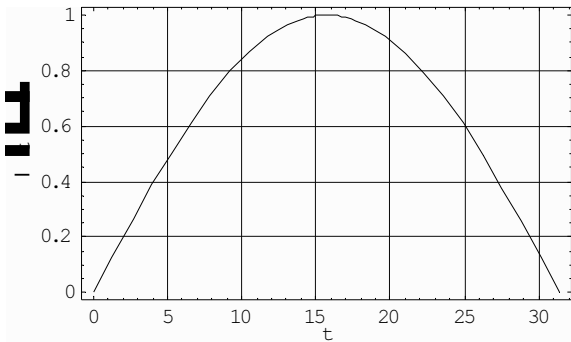
20/09/2004

18

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

- Esimerkki kääntämismenetelmästä:

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



20/09/2004

19

## 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:  $\mu + \sigma X \sim N(\mu, \sigma^2)$

20/09/2004

20