



Faglig kontakt under eksamen:
Poul Heegaard (73 594321)

EKSAMEN I EMNE
TTM4110 PÅLITELIGHET OG YTELSE MED SIMULERING

Mandag 14. desember 2005
Tid: 09:00 – 13:00

Hjelpemidler:

C - Graham Birtwistle: DEMOS - A system for Discrete Event Modelling on Simula. Formelsamling i fag TTM4110 Pålitelighet og ytelse med simulering. NB! Formelsamlingen er vedlagt.

Sensur uke 2, 2006

Oppgradering av tjenerløsning

WebBua er et lite firma som lever av å tilby tjenerne for epost og webområde for privatpersoner. De har basert tjenesten sin på en SUPERA tjener med god pålitelighet og ytelse. I strategiplanene står det at de ønsker å utvikle tjenesten til også å dekke bedriftsmarkedet. I den forbindelse har de funnet det nødvendig å vurdere tiltak for å forbedre påliteligheten og ytelsen fra god til veldig god. I denne oppgaven skal du hjelpe *WebBua* med å vurdere ulike løsninger for å oppnå sine mål.

- a) *WebBua* vil tilby en tjenestenivåavtale (SLA). Definér tjenestene som leveres og spesifiser relevante tjenestekvalitetsattributter for disse.

Anta at tid mellom tjenesteavbrudd følger en negativ eksponentialfordeling med intensitet $\alpha = 0.01$ [timer⁻¹].

- b) Hva er sannsynligheten for at tjenesten kan leveres i 2 døgn uten avbrudd? Hvor mange feil kan forventes i løpet av et år? (anta umiddelbar reparasjon i dette punktet).

Den første endringen som skal vurderes er utskifting av tjener med en av type ULTIMA som har bedre ytelse, lavere feilrate, men mer komplisert og tidkrevende reparasjon (inkl. *restart* (omstart av av prosesser) og *reboot* (omstart og opplasting av systemfiler)). Tjeneren lagrer innkommende forespørsel (hent eller send epost, les eller last opp side) i kø hvis tjenerprosessen er opptatt med behandling av annen forespørsel. Behandlingstiden er negativt eksponentialfordelt med intensitet μ . Forespørsler ankommer uavhengig av hverandre og med konstant intensitet λ . Anta uendelig kø og en tjenerprosessor.

- c) Sett opp en tilstandmodell for antall forespørsler i systemet. Hva slags modell er dette? Hva er tilbudt trafikk? Hva er avviklet trafikk? Hva er forventet tid i systemet?
- d) Hva blir funksjonssannsynligheten? Anta at reparasjonstiden til tjeneren er negativt eksponentialfordelt med intensitet β . Sett opp transientligninger for å bestemme øyeblikkstilgjengeligheten til tjeneren. Bestem stasjonærtliggjengeligheten, A . Hva er systemfeilraten Λ ? Hva blir MTBF?

En alternativ mulighet er å utvide systemet med en SUPERA tjener til, lik den som de allerede har. Med litt ekstrautstyr (en tjenervelgerenhet) kan de to tjenerne konfigureres slik at forespørsler rutes tilfeldig med sannsynlighet p_1 til tjener 1 og p_2 til tjener 2 når begge er tilgjengelig. All informasjon duplert på begge tjenerne. Hvis en av tjenerne går ned så vil den andre tjeneren kunne behandle alle forespørsler. Om tjenesten er tilgjengelig når en tjener er gått ned er avhengig av hva som ble beskrevet i SLAen i punkt a).

- e) Anta at forespørsler ankommer systemet i h.h.t. en Poisson-prosess. Hva blir intensiteten og fordelingen på tid mellom ankomster til tjener 1? Hva blir tid i systemet? Anta ingen tid i tjenervelgerenhet, ankomstintensitet λ , og betjeningsintensitet $\mu/2$. Anta $p_1 = p_2 = 0.5$ og sammenlign med systemtid for løsningen i punkt c).

Anta at SUPERA tjenerne feiler i h.h.t. en Poissonprosess med intensitet α_i ($i = 1, 2$) og reparasjon skjer uavhengig og negativt eksponential fordelt med intensitet β_i ($i = 1, 2$). Anta også at tjenervelgerenheten aldri feiler.

- f) Definér systemtilstanden, sett opp tilstandsdiagrammet og tilhørende tilstandsligninger for å bestemme stasjonærtligjengeligheten for systemet. Tilstandsligningene kreves ikke løst. Stasjonærtligjengeligheten er beregnet til $A = \frac{\beta_1\alpha_2 + \beta_2\alpha_1 + \beta_1\beta_2}{(\beta_1 + \alpha_1)(\beta_2 + \alpha_2)}$. Hva blir systemfeilraten? Sammenlign med punkt d). Hva blir MTBF?
- g) Finn MTFF for systmet med de dublerne tjenerene.

For ytterligere å forbedre påliteligheten så er det foreslått å plassere de 2 tjenerne geografisk spredt fra hverandre, en ved hovedkontoret til *WebBua* og en ved i et kontorfellesskap 50 km unna med en annen nett-aksessleverandør. Reparasjoner som krever manuell operasjon kan ikke lengre antas uavhengig av hverandre ettersom det kun er én person som kan gjøre jobben.

For å vurdere ulike reparasjonstrategier så skal det utvikles en simuleringsmodell av denne løsningen. Modellen skal ta hensyn til at ikke alle feil fører til manuell reparasjon, restart av prosesser kan gjøre fra hovedkontoret. Ved alle andre reparasjoner (reboot ((omstart og opplasting av systemfiler)), hardwarefeil) så må reparatøren rykke ut. Reboot er enkelt og kan gjøres av andre. *WebBua* vurderer derfor å inngå en avtale med én av personene som sitter i kontorfellesskapet hvor den andre tjeneren er plassert. *WebBua* vurderer dette opp mot antall forespørsler som blir avvist på grunn av de ulike feilsituasjonene som kan oppstå.

- h) Beskriv simuleringsmodellen ved hjelp av aktivitetsdiagram. Vis tydelig hva som er entiteter og ressurser i modellen, og hvordan du registrerer nødvendig statistikk.
- i) Vis hvordan du ved replikasjonsmetoden kan sette opp 10 uavhengige eksperimenter med simulatoren din. Anta nå at hver replikasjon r ($r = 1, \dots, 10$) har 20 observasjoner av X , $X_{i,r}$ $i = 1, \dots, 20$. Summen $\sum_{i=1}^{20} X_{i,r}$, av observasjonene for hver replikasjon er gitt av følgende liste: $\mathbf{Y} = \{86.68, 63.73, 86.34, 75.53, 90.96, 84.10, 127.96, 124.79, 116.46, 144.88\}$. Estimér forventning og variansen til X . Angi nødvendige forutsetninger og sett opp 95% konfidensintervall. Bruk en av kvantilene gitt under.

Kvantiler i student- t fordelingen: $t_{0.025,9} = 2.26$, $t_{0.050,9} = 1.83$, $t_{0.025,10} = 2.23$, $t_{0.050,10} = 1.81$, $t_{0.025,11} = 2.20$, $t_{0.050,11} = 1.80$. Kvantiler i Normal-fordelingen: $u_{0.050} = 1.96$, $u_{0.025} = 1.698$.

FORMELSAMLING

Generelt

Bayes formel

$$P(A_j|B) = \frac{P(B|A_j) \cdot P(A_j)}{\sum_{j=1}^r P(B|A_j) \cdot P(A_j)} = \frac{P(B|A_j) \cdot P(A_j)}{P(B)} \quad (1)$$

Kumulativ fordeling (eller bare fordelingen) til en tilfeldig variabel X

$$F_X(x) = P(X \leq x) \quad (2)$$

Sannsynlighetstetthetsfunksjonen når X er kontinuerlig

$$f_X(x) = \frac{P(x < X \leq x + dx)}{dx} \quad (3)$$

og **punktsannsynligheten** når X er diskret

$$f_x = P(X = x) \quad (4)$$

j 'te ordens **momentet** for kontinuerlig (med Palms identitet)

$$E(X^j) = \int_0^\infty x^j f_X(x) dx = \int_0^\infty j x^{j-1} (1 - F_X(x)) dx \quad j = 1, 2, \dots \quad (5)$$

j 'te ordens **sentralmoment** for kontinuerlig X

$$E((X - \mu)^j) = \int_0^\infty (x - \mu)^j f_X(x) dx, \quad j = 2, 3, \dots \quad (6)$$

Forventning til X

$$\mu = E(X) \quad (7)$$

Varsians til X

$$\sigma^2 = Var(X) = E_X((X - \mu)^2) \quad (8)$$

Standardavviket

$$\sigma = \sqrt{Var(X)} \quad (9)$$

Variasjonskoeffisient

$$\rho = \frac{\sigma}{\mu} = \frac{\sqrt{E(X^2) - E(X)^2}}{E(X)} \quad (10)$$

Palms formfaktor

$$\varepsilon = 1 + (\sigma/\mu)^2 = E(X^2)/E(X)^2 \quad (11)$$

Peakedness-forholdet

$$S = \frac{\sigma^2}{\mu} = \frac{E(X^2) - E(X)^2}{E(X)} \quad (12)$$

Forventning til sum av stokastiske variable

$$E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n E(X_i) \quad (13)$$

Variansen til en sum av stokastiske variable når X_i -ene er uavhengige

$$Var\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n Var(X_i) \quad (14)$$

Variansen til en sum av stokastiske variable når X_i -ene er avhengige

$$Var\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n Cov(X_i, X_j) \quad (15)$$

Kovariansfaktoren

$$\sigma_{XY} = Cov(X, Y) = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)] = E[XY] - \mu_X \mu_Y \quad (16)$$

Kovariansfaktoren med kontinuerlige X og Y

$$\sigma_{XY} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y) f(x, y) dx dy \quad (17)$$

Tabell 1: Karakteristika ved nyttige fordelinger

Fordeling av X	Tetthetsfunksjon, $f(x)$	Fordelingsfunksjon, $F(X)$	Forventning, $E(X)$	Varsians, $Var(X)$
n.e.d.	$\lambda e^{-\lambda x}$	$1 - e^{-\lambda x}$	$1/\lambda$	$1/\lambda^2$
Erlang- k	$\frac{(\lambda x)^{k-1}}{(k-1)!} \lambda e^{-\lambda x}$	$1 - \sum_{j=0}^{k-1} \frac{(\lambda x)^j}{j!} e^{-\lambda x}$	k/λ	k/λ^2
Gamma	$\frac{(\lambda x)^{k-1}}{\Gamma(k)} \lambda e^{-\lambda x}$	$\frac{1}{\Gamma(k)} \int_0^{\lambda x} u^{k-1} e^{-u} du$	k/λ	k/λ^2
Weibull	$\gamma \lambda (\lambda x)^{\gamma-1} e^{-(\lambda x)^\gamma}$	$1 - e^{-(\lambda x)^\gamma}$	$\frac{1}{\lambda} \Gamma(\frac{1}{\gamma} + 1)$	$\frac{1}{\lambda^2} (\Gamma(\frac{2}{\gamma} + 1) - \Gamma^2(\frac{1}{\gamma} + 1))$
Uniform	$1/(b-a)$	$(x-a)/(b-a)$	$(a+b)/2$	$(b-a)^2/12$
Standard Normal, $N(0, 1)$	$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$	$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \phi(u) du$	0	1
Normal, $N(\mu, \sigma^2)$	$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$	$\Phi(\frac{x-\mu}{\sigma})$	μ	σ^2
Bernoulli	$\begin{cases} p & x = 1 \\ 1-p & x = 0 \end{cases}$		p	$p(1-p)$
Geometrisk, ordinær	$p^x(1-p)$	$1 - p^{x+1}$	$p/(1-p)$	$p/(1-p)^2$
Geometrisk, forskjøvet	$p^{x-1}(1-p)$	$\frac{1}{p} - p^x$	$1/(1-p)$	$p/(1-p)^2$
Binomisk	$\binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$	$\sum_{i=0}^x \binom{n}{i} p^i (1-p)^{n-i}$	np	$np(1-p)$
Poisson	$\frac{\alpha^x}{x!} e^{-\alpha}$	$e^{-\alpha} \sum_{i=0}^x \frac{\alpha^i}{i!}$	α	α

Kovariansfaktoren med diskrete X og Y

$$\sigma_{XY} = \sum_x \sum_y (x - \mu_X)(y - \mu_Y) f_{x,y} \quad (18)$$

Korrelasjonskoeffisient

$$\rho(X, Y) = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{Var(X)Var(Y)}} = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X \sigma_Y}, \quad -1 \leq \rho(X, Y) \leq 1 \quad (19)$$

Intensiteten til en punktprosess $X(t)$

$$z(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{E(N(t + \Delta t) - N(t))}{\Delta t} \quad (20)$$

Raten til en punktprosess $X(t)$

$$\phi(y) = \lim_{\Delta y \rightarrow 0} \frac{P(y < Y \leq y + \Delta t | Y > y)}{\Delta y} \quad (21)$$

Autokovariansen til en stasjonær prosess, $X(t)$, se (16)

$$\sigma_{XX}(\tau) \equiv \sigma_{X(t)X(t+\tau)} = E(X(t)X(t+\tau)) - \mu^2 \quad (22)$$

Autokorrelasjon, se (19)

$$\rho_X(\tau) = \frac{\sigma_{XX}(\tau)}{\sigma_{XX}(0)} \quad (23)$$

Betinget restlevetid

$$f(t+a|a) = \frac{f(t+a)}{1 - F(a)} \quad (24)$$

Restlevetidsfordeling fra tilfeldig tidspunkt

$$f_R(t) = \frac{P(t < R \leq t + dt)}{dt} = \int_{x=t}^{\infty} \frac{1}{x} \frac{1}{E(X)} x f_X(x) dx = \frac{1 - F_X(t)}{E(X)} \quad (25)$$

Forventet restlevetid på tilfeldig tidspunkt

$$E(R) = \frac{E(X^2)}{2E(X)} \quad (26)$$

Sammenheng mellom **antall hendelser** $N(t)$ **og tid til r 'te hendelse** S_r

$$P(N(t) < r) = P(S_r > t) \quad (27)$$

Fornyelsesfunksjonen

$$H(t) = E(N(t)) = \frac{t}{E(Y)} + \frac{Var(Y) - E^2(Y)}{2E^2(Y)} + o(1) \quad (28)$$

Tidsmiddel for den tidskontinuerlige prosessen $X(t)$, $(0, T]$ er måleperioden.

$$\bar{X} = \frac{1}{N} \int_0^T X(t) dt \quad (29)$$

Punktprøvemiddel (n er antall punktprøver)

$$\hat{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad (30)$$

Trafikk

Littles setning

$$\bar{N} = \lambda \hat{W} \quad (31)$$

Tilbudt trafikk

$$A = \sum_{i=0}^{\infty} \lambda_i p_i E(X) \quad (32)$$

Avviklet trafikk for $M/M/n/N$

$$A' = \sum_{i=0}^N \min(i, n) p_i \quad (33)$$

Målt avviklet trafikk i tidsrommet $\langle t_1, t_2 \rangle$

$$A' = \frac{1}{t_2 - t_1} \int_{t_1}^{t_2} I(t) dt \quad (34)$$

Erlangs tapsformel

$$E_n(A) = \frac{A^n / n!}{\sum_{\nu=0}^n A^\nu / \nu!} \quad (35)$$

$$E_n(A) = \frac{AE_{n-1}(A)}{n + AE_{n-1}(A)}, \quad n = 1, 2, \dots, n \quad (36)$$

Engsets modell $k \geq n$, $\beta = \frac{\lambda}{\mu}$

$$E_{n,k}(\beta) = \frac{\binom{k}{n} \beta^n}{\sum_{\nu=0}^n \binom{k}{\nu} \beta^\nu} \quad (37)$$

$$B_{n,k}(\beta) = E_{n,k-1}(\beta) \quad (38)$$

Tilbudt trafikk for Engset

$$A = \sum_{i=0}^n p_i (k-i) \lambda \frac{1}{\mu} = \frac{k\beta}{1 + \beta(1 - B_{n,k}(\beta))} \quad (39)$$

Avviklet trafikk for Engset

$$A' = \sum_{i=0}^n i p_i = A(1 - B_{n,k}(\beta)) = \frac{k\beta(1 - B_{n,k}(\beta))}{1 + \beta(1 - B_{n,k}(\beta))} \quad (40)$$

Erlangs ventetidssystem (med ett betjeningsorgan), **forventet ventetid i systemet**

$$E(S) = \frac{1}{\mu - \lambda} \quad (41)$$

Erlangs ventetidssystem (med ett betjeningsorgan), **forventet ventetid i kø**

$$E(W) = E(S) - \frac{1}{\mu} = \frac{\lambda}{(\mu - \lambda)\mu} \quad (42)$$

Jackson kønett

$$\Gamma_i = \lambda_i + \sum_{j=1}^k \Gamma_j p_{ji} \quad (43)$$

Pålitelighet

Middeltider til feil

$MTFF = E(T_{FF}) = \int_0^\infty R(t)dt$ - Midlere tid til første feil

$MTCF = E(T_{CF})$ - Midlere tid til kritisk feil

$MTBF = E(T_{BF})$ - Midlere tid mellom feil

$MUT = E(T_U)$ - Midlere oppetid

$MDT = E(T_D)$ - Midlere nedetid

$MTTF = E(T_F) = \int_0^\infty \tilde{R}(t)dt$ - Midlere tid til feil.

Midlere tid mellom feil beregnet fra et tilstandsdiagram, hvor S_A er de arbeidende tilstandene til systemet, S_F feiltilstandene, q_{ij} er transisjonsintensiteten fra tilstand i til j , og p_i er den stasjonære tilstandssannsynlighet for tilstand i .

$$MTBF^{-1} = \sum_{i \in S_A} \sum_{j \in S_F} p_i \cdot q_{ij} = \sum_{i \in S_A} \sum_{j \in S_F} p_j \cdot q_{ji} \quad (44)$$

Midlere tid til første feil for ureparerte strukturer med uavhengige element med konstantefeilrater

$$MTFF_{serie} = \left(\sum_{i=1}^n \lambda_i \right)^{-1}$$

$$MTFF_{paral} = \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^n \frac{1}{i} \quad (45)$$

$$MTFF_{k-av-n} = \frac{1}{\lambda} \sum_{j=k}^n \frac{1}{j}$$

Funksjonssannsynligheter

$R(t) = P(T_{FF} > t)$ - leveranse av tjenesten starter når systemet er nytt

$\tilde{R}(t) = P(T_F > t)$ - leveranse av tjenesten starter når systemet er i en stasjonærdriftstilstand (dvs. ikke som nytt).

$$R_{serie}(t) = \prod_{i=1}^n R_i(t)$$

$$R_{paral}(t) = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - R_i(t)) \quad (46)$$

$$R_{k-av-n}(t) = \sum_{i=k}^n \binom{n}{i} R(t)^i (1 - R(t))^{n-i}$$

Tilgjengelighet

$$I(t) = \begin{cases} 1 & \text{systemet er oppe ved tidspunkt } t \\ 0 & \text{ellers} \end{cases} \quad (47)$$

Øyeblikkstilgjengelighet

$$A(t) = P(I(t) = 1) \quad (48)$$

Intervalltilgjengelighet mellom t_1 og t_2

$$A(t_1, t_2) = \frac{1}{t_2 - t_1} \int_{t_1}^{t_2} A(t) dt = E\left(\frac{1}{t_2 - t_1} \int_{t_1}^{t_2} I(t) dt\right) \quad (49)$$

Stasjonært tilgjengelighet

$$A = \lim_{t \rightarrow \infty} P(I(t) = 1) = \lim_{t \rightarrow \infty} E(I(t)) = \frac{MUT}{MDT + MUT} = \frac{MUT}{MTBF} \quad (50)$$

$A = \sum_{i \in S_A} p_i$, hvor S_A er de arbeidende tilstandene til systemet og p_i er den stasjonære tilstandssannsynlighet for tilstand i .

$$A_{serie} = \prod_{i=1}^n A_i$$

$$A_{paral} = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - A_i) \quad (51)$$

$$A_{k-av-n} = \sum_{i=k}^n \binom{n}{i} A^i (1 - A)^{n-i}$$

Utilgjengelighet

$$U(\dots) = 1 - A(\dots) \quad (52)$$

Estimatorer

La ξ være størrelsen av interesse (estimanden) og Y være en estimator som er *forventningsrett*, $E(Y) = \xi$ og konsistent, $Var(Y) \rightarrow 0$ når $n \rightarrow \infty$. Anta n uavhengige og identisk fordelte observasjoner X_1, X_2, \dots, X_n , hvor

$$E(X_i) = \xi \text{ og } Var(X_i) = \sigma^2 \quad i = 1, 2, \dots, n$$

Estimert ξ

$$Y = \hat{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad (53)$$

Estimert varians til X_i

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \hat{X})^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \frac{n}{n-1} \hat{X}^2 \quad (54)$$

Estimert varians til Y

$$S_Y^2 = S_{\hat{X}}^2 = S^2/n \quad (55)$$

Estimert standardavvik til gjennomsnittet

$$S_{\hat{X}} = S/\sqrt{n} \quad (56)$$

$1 - \alpha$ - konfidenintervall for Y (med ukjent varians)

$$(\hat{X} - t_{\alpha/2, n-1} \frac{S}{\sqrt{n}}, \hat{X} + t_{\alpha/2, n-1} \frac{S}{\sqrt{n}}) \quad (57)$$

($t_{\alpha/2, n-1}$ er $\alpha/2$ -kvantilen i Student- t -fordelingen med $n - 1$ frihetsgrader.)

Noen matematiske formler

$$e^x = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{x^i}{i!} \quad (58)$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 + \frac{1}{n}\right)^n = e \quad (59)$$

$$\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} a^{n-k} b^k = (a+b)^n \quad (60)$$

$$\sum_{k=1}^n x^{k-1} = \frac{1-x^n}{1-x}, \quad n \text{ endelig} \quad (61)$$

De Morgans teorem

$$\begin{aligned} \overline{A+B} &= \overline{A} \cdot \overline{B} \\ \overline{A \cdot B} &= \overline{A} + \overline{B} \end{aligned} \quad (62)$$