Esitän sydämelliset kiitokseni ohjaajalleni, professori Olli Lokille, rohkaisusta ja korvaamattomista neuvoista.

Työni rungon muodostavat kenttätiedot on saatu seuraavilta tahoilta:

Machineri OY, EH -ja EL-os.;

Ins maj N Forsström, Pääesikunnan Sähköt-os.;

Merenkulkuhallitus, tekn.toim.

Järvenpäässä, helmikuussa 1976

Ben Livson

Ben Livson

Lukijalle .

Työn alkuperäistavoitteena oli selvittää tutkan vika - ja korjausaikajakaumat .

Kerättäessä tarvittavaa tilastomateriaalia kartoitettiin myös taloudellisia ja teknillisiä tekijöitä luotettavuusmielessä .

Olemme mahdollisuuksiemme mukaan pyrkineet valoittamaan yleistä tutkakäytäntöä sekä erityisesti kotimaista laivatutkan huoltoa ja käyttöä .

Tiivistelmä saaduista tuloksista on esitetty loppuun liitetyssä abstraktissa .

Aloitamme luotettavuusteoreettisella katsauksella , joka on muokattu kenttätiedoista saaduilla kokemuksilla .

Sisällysluettelo .

Merkintöjä

	Symboli	Selitys/viite
	$A(t)$	hetkellinen käytettävyys
	$\overline{AV}[T]$	välin $[0,T]$ käytettävyys
	a , c	Weibull-parametrit , s 24
	E	odotusarvo
	f , F	vika-ajan tiheys - ja kertymäkuvaajat
	g , G	vastaavat uusiutumisajan funktiot
	hl	havaintoluku
	(m,n,v,r)	s 14
	σ	hajonta
	p_k	tilatodennäköisyys k s 12
	r	korrelaatiokerroin
	R , $\bar{R}$	luotettavuus s 1,3
	(t,hl)	s 56 alareuna
	T_o , T_1	f - ja g pohjaiset odotus-arvot
	UTR	asymptoottinen käytettävyys
	w , q	korjaus-ja vikaintensiteetti
Muut:	MTBF,MTTR	s 1,2

I TEORIAKATSAUS

I. TEORIAKATSAUS.

A. Luotettavuusmitoista.

Funktio R(t) ilmaisee todennäköisyyden toiminnasta vioitta välillä $[0,t]$ oletettaessa, että alkuhetkellä 0 toiminta on alkanut.

Yleisemmin R(s,s+t) on vastaava todennäköisyys välille $[s,s+t]$ alkuhetkenä s. Erityisesti on $R(t) = R(0,t)$.

Kertymä $F(t) = 1 - R(t)$ on vikatodennäköisyys välillä $[0,t]$, ja merkitköön f(t) vastaavaa vikatiheyttä; lähdemme jatkuvasti derivoituvista jakaumista.

Hasardifunktioksi nimitämme lauseketta

$\underline{r(t) = f(t)/(1-F(t))}$. Siten

r(t)dt on välin (t,t+dt) vikatodennäköisyys edellyttäen vioittumattomuutta sitä ennen.

Merkittäessä vika-ajan odotusarvoa symbolilla T_o tai sanojen " mean time before failure " lyhennyksellä MTBF saamme osittaisintegroinnilla huomioitaessa systeemin käyttöiän rajallisuus

$$T_o = MTBF = \int_0^{\infty} tf(t)dt = \int_0^{\infty} R(t)dt \, .$$

Käytettävyysmittoja ovat hetkellinen käytettävyys A(t) 1 toimintatodennäköisyys hetkellä t, välikäytettävyys $\overline{AV}[T] = \int_0^T A(t)dt/T$ sekä vielä asymptoottinen käytettävyys $UTR = \lim_{T \to \infty} \overline{AV}[T]$ ollen lyhennys sanoista " uptime ratio ".

Derivoimalla välikäytettävyys nähdään , että hetkellinen ja välikäytettävyys määräävät toisensa yksikäsitteisesti .

Jos on olemassa raja-arvo $\lim_{t \to \infty} A(t) = A$, niin $UTR = T_o/(T_o+T_1) = A$ missä T_1 on eli vioittuneena oloajan uusiutumisajan odotusarvo , jolle käytämme myös merkintää MTTR liittyen ilmaisuun " mean time to renewal " .

Koska tutkan käyttöikä on pitkä vikaintensiteetin vaihteluiden ollessa vähäiset , eivät eri käytettävyysmitat mainittavasti poikkea toisistaan kuten myöhemmin osoittautuu .

Ratkaiseva ero on käytettävyyden ja luotettavuuden välillä . Tutkimuksessa /1/ saadaan laivatutkalle näiksi mitoiksi 85 ja 20 % tarkkailuvälin ollessa 6kk .

Kaavan $1 - (1-x)^n$ $R(x)$ avulla todetaan , että vasta yhdeksän laitteen toimiessa rinnan niiden luotettavuus ylittää yhden tutkan käytettävyyden aikavälin ollessa 6kk . Luotettavuudesta puhuminen väleillä , joiden pituus on moninkertainen MTBF-arvoon nähden , ei liene mielekästä .Tätä vahvistaa vielä se , että tutka ei lainsäädäntömme mukaan ole pakollinen merenkulun turvalaite .

Rakentelemme luotettavuusmittoja erilaisille tutkasysteemeille lähtien yksinkertaisimmasta tapauksesta yhden laitteen teoriasta .

B. Yhden laitteen teoriasta .

Luotettavuusfunktio $R(s,s+t)$ voidaan /3,112-3/ esittää summana äärettömän monista vika-ja uusiutumisaikakertymien konvoloinneista . Kun näiden rakenne tutkalle osoittautui monimutkaiseksi , luotettavuuteen voitaneen päästä käsiksi vain numeerisin menetelmin. Tosin voidaan johtaa seuraava raja-arvo

$$(1) \qquad \bar{R}(t) = \lim_{s\to\infty} R(s,s+t) = \int_t^\infty (1-F(x))dx/(T_o + T_1) \ .$$

Funktiot R ja $\bar{R}$ poikkeavat räikeästi tutkan tapauksessa toisistaan kuten lähteen /1/ avulla muodostettu esimerkki osoittaa :

Olkoon $T_o = 208$ (h) ja UTR = 0.85 . Lähdettäessä vika-aikakertymän eksponentiaalisuudesta voidaan kaava (1) voidaan esittää muodossa

$$(2) \qquad \bar{R}(t) = UTR \cdot e^{-t/T_o} \ .$$

Tällöin $\bar{R}(616) = 4.4$ % missä 616 h on keskimääräinen operointiaika lähteen /1/ tutkilla . Olemme aiemmin maininneet , että R(616) on n 20 % . Valtaosa tästä räikeästä erosta johtunee raja-arvon otosta ja siitä , että luotettavuudesta puhuminen ei tapauksessamme ole mielekästä .

Käytettävyyden lausuminen Laplace-muunnoksien avulla /4,240-246/ antaa seuraavan käyttökelpoisen tuloksen :

$$(3) \qquad L(A(t)) = \int_0^\infty e^{-st}A(t)dt = \bar{A}(s) = (1-\bar{f}(s))/s(1-\bar{f}(s)\cdot\bar{g}(s))$$

missä g on uusiutumisaikatiheys .

Kertymien ollessa eksponentiaaliset saadaan

$$(4) \qquad A(t) = (w + qe^{-(q+w)t})/(q+w) \ , \ UTR = w/(q+w) \ \text{ja}$$

$\overline{AV}[t] = (w(q+w)t + q(1-e^{-(q+w)t}))/(q+w)^2 t$ missä $q = T_o^{-1}$ ja $w = T_1^{-1}$ ovat vika - ja uusiutumistaajuusvakiot .

Seuraavaa esimerkkiä , joka osoittaa käytettävyyslajien läheisyyden , varten asetetaan $q = 0.003$ ja $w = 0.028$. Esityksemme aikayksikkönä on <u>desimaalinen</u> <u>tunti</u> ilman eri mainintaa . Tällöin

$A(20) = 95.528$ % , $\overline{AV}(20) = 97.535$ % ,

$A(80) = 91.133$ % , $\overline{AV}(80) = 93.898$ % ,

$A(200) = 90.342$ % , $\overline{AV}(200) = 90.596$ % ja

$UTR = 90.323$ % .

Välikäytettävyys on käytettävyyden odotusarvo välillänsä kuten on helppo osoittaa .

B 1. <u>Vikalukujakaumista</u> .

Arvioitaessa tutkan käyttökustannuksia on tiedettävä todennäköisyys $p(t,n)$, että hetkeen t mennessä korkeintaan n vikaa on sattunut .

Kertymäoletuksista vapaana kaavana /4,223-4/ on

$$L(p(t,n)) = (1 - (\bar{f}(s))^{n+1}(\bar{g}(s))^{n})/s .$$

Tutkaan voidaan pitkäikäisenä laitteena soveltaa seuraavaa asymptoottisesti oikeata kaavaa :

(5) " Todennäköisyydellä 1-a vikaluku $v(t)$ on välillä

$$t\cdot T_o^{-1} - u_{a/2}\cdot\sigma\cdot(tT_o)^{1/2}T_o^{-2} < v(t) < tT_o^{-1}+u_{a/2}\sigma(tT_o)^{1/2}T_o^{-2}$$

missä σ on vikavälien hajonta ja $1-a/2 = \int_{-\infty}^{u_{a/2}} e^{-t^2/2}dt$."

Olkoon $T_o = 211.9$ ja $\sigma = 187.9$ /1,Fig. 1/ .

Ajan t ollessa 10000h , vastaten kolmannesta eräiden tutkien operatiivisesta eliniästä , 95 % varmuudella vikaluku $v(t)$ on välillä (35,59) . Vastaavana välinä on (77,112) kun $t = 20000$ h .

B 2. Uusiutumisaikajakaumasta .

Merkitköön d(t) uusiutumisaikaa välillä $[0,t]$. Vastaava kertymä voidaan lausua /4,230-1/ Takaćsin kaavalla äärettömän monine konvolointeineen . Sivuuttaen tämän kunnioitettavan teoriasuorituksen esitämme seuraavan asymptoottisesti oikean tuloksen :

$$(6)\quad \lim_{t\to\infty} P\left\{ \frac{(d(t) - tT_1/(T_o+T_1))(T_o+T_1)^{3/2}}{T_1T_o(t((\sigma_o^2/T_o^2) + (\sigma_1^2/T_1^2)))^{1/2}} \leq x \right\} = \int_{-\infty}^{x} e^{-u^2/2}du/\sqrt{2\pi}$$

missä σ_o ja σ_1 ovat vika-ja korjausaikojen hajonnat .

Siten d(t) on asymptoottisesti normaali odotusarvonaan $tT_1/(T_o + T_1)$ sekä varianssinaan $T_o^2T_1^2t((\sigma_o/T_o)^2 + (\sigma_1/T_1)^2)/(T_o+T_1)^3$.

Ratkaistaessa d(t) muotoon $d(t)\leq z(x,t)$ saadaan todennäköisyys , että $UTR \geq (t-z(x,t))100\%/t$, normaalikertymästä arvolla x . Asia selvinnee parhaiten esimerkillä.

Käyttäen julkaisusta /1/ saatavia arvoja $T_o = 211.88$, $T_1 = 36.25$, $\sigma_o=187.93$ ja $\sigma_1 = 39.28$ voidaan (6) esittää muodossa $P\{d(t)\leq 389x + 2922\}$ kun t=20000 . Tällöin

$P\{d(t)\leq 4000\} = P\{A(20000)\geq 80\%\} \cong P\{UTR\geq 80\%\} = 99.5\%$,
$P\{UTR\geq 85\%\} = 57.9\%$, $P\{UTR\geq 86\%\} = 37.3\%$,
$P\{UTR\geq 87\%\} = 20.4\%$, $P\{UTR\geq 84\%\} = 76.2\%$. Erityisesti
$P\{UTR\geq y\} = 50\%$ implikoi että $y = 85.39$ %.

Aiemmin saadun UTR arvon 85.21% poikkeaman vähäisyys arvosta y voi olla onnekas sattuma , mutta jokatapauksessa tämä jakaumaolettamukseton kaava tuntuu mielenkiintoiselta .Tutkalle voidaan käyttää niinkin korkeita t-arvoja kuin 70000 h .

B 3. Määräaikaishuolloista .

Tarkastelemme tilannetta ,jossa määräaikaishuolto suoritetaan aina T-tunnin kuluttua viimeisestä uusiutumishetkestä johtuipa se sitten korjauksen tai määräaikaishuollon päättymisestä .

Herää kysymys mikä on käytettävyyden kannalta edullisin T-arvo , jos sellainen yleensä on olemassa.

Korostamme , ettei käytännössä T ole vapaasti valittavissa laivatutkien tapauksessa , vaan se riippuu reiteistä ; laivaahan ei ohjata lähimpään satamaan tutkan vioituttua .

Voidaan osoittaa , ettei optimaalisinta T-arvoa ole olemassa , jos vikahuolto kestää keskimäärin vähemmän aikaa kuin määräaikaishuolto /4,259-61/ .

Tilastomme (Machineri OY) liittyvät juuri tällaiseen tapaukseen .

Toisaalta määräaikaishuoltoon liittyvät monet komponenttitestit johtavat kuluneiden osien poistamiseen ehkäisten vikojen syntyä . Matemaattisen mallin luominen tästä tilanteesta edellyttäisi tutkan rakenteen perusteellista tuntemusta .

Koska niin korjaukset kuin huollot lähes poikkeuksetta suoritetaan satamassa , ei kannata käytettävyyden suhteen säästellä huoltoaikaa . Nesteen tankkerien raportteja tutkittaessa päädyimme siihen tulokseen , että osien ennenaikainen vaihto paransi taloudellisuutta ja lisäsi käytettävyyttä ; lähteen /2/ mukaan n 80 - 90 % vioista on ns 2.asteen vikoja , jotka voidaan huolloissa korjata . Teoria tuntuu heikosti soveltuvan käytäntöön --- näin ei kuitenkaan asia ole seuraavan otsikkomme tapauksessa .

C. Tutkapareista .

Tutka voi olla myös osittain energisoidussa hehkutustilassa eikä siten ole puhdas " on-off " - laite .

Levossakin laivatutka voi vioittua ollen alttiina moottorivärähtelyille , säälle ja sisäille kemiallisille ilmiöille .

Rinnantoiminnan ohella on yleistä , että varalaite on hehkutustilassa päälaitteen toimiessa . Olkoon niiden vikataajuuksina q_1 ja q , jolloin $0 < q_1 < q$.

Tavallisesti pari rakentuu X - ja S-alueen tutkista vastaten aallonpituuksia 3 -ja 10 cm . Jälkimmäistä , jolla on pidempi MTBF , pidetään usein päälaitteena edellisen alueen ollessa käytössä lähinnä radiomajakoiden läheisyydessä .

Eksaktia mallia on vaikea rakentaa .

Vika-ajan jakautuessa eksponentiaalisesti on

(7) $R(t) \cong e^{-t/T_0}$ missä $T_0 = q^{-1} + \left((q+q_1)\int_0^{\infty}(1-e^{-qt})\,dG(t)\right)^{-1}$

ja G on uusiutumisaikakertymä .

Kaava on asymptoottisesti oikea kun integraali lähestyy nollaa johtaen hyviin arvoihin parin eliniän ollessa muutamiakin syklejä suurempi /3,324-334/ .

Käsittelemme aina mallia, jossa varalaite ja päälaite vaihtavat osiaan heti vian tapahtuessa. Korostamme, että kaikki tarkastelumme liittyvät luotettavuusmielessä identtisiin laitteisiin; tässä suhteessa mainitut X- ja S-tutkista muodostuneet parit täytyy ajatella koostuvan heikommista X-laitteista.

Ideaalitapauksessa $q_1=0$ voidaan luopua vika-aikojenkin eksponentiaalisuudesta /3,6.2.17/. Saamme

(8) $R(t) \cong e^{-bt/T}$ missä $b=\int_0^\infty(1-G(t))dF(t)$ ja $T = \int_0^\infty tdF(t)$.

Edelleen parin MTBF $= T(1+1/b)$.

Laplace-tekniikalla voidaan esittää /4,6.99/ eksakti versio kaavalle (7). Helpompi vertailukohta approksimatiivisille kaavoillemme on lähteä eksponentiaalisista jakaumista, joille on Markov-menetelmällä kehitetty mukavat lausekkeet /4,s 193-5/ tapauksille $q_1 = 0$ ja $q_1=q$. Käytettäköön näistä merkintää M.

Erityisen mielenkiintoinen on myös seuraava /3,6.2.18-9/ kertymäoletukseton kaava n:lle rinnantoimivalle laitteelle

(9) $R(t) \cong e^{-t/T}$ missä $T = T_1((1+T_0/T_1)^n-1)/n$ ja T_0 ja T_1 ovat yhden laitteen vika-ja uusiutumisajan odotusarvot. Kaavan edellytyksenä on ehto $(1+T_0/T_1)^n \gg 1$. Parin tapauksessa $n = 2$. Asetettaessa transistoroiduille tutkille soveltuvat arvot $T_0 = 600$ ja $T_1 = 30$ h saadaan $(1+T_0/T_1)^2 = 441$.

Systeemin keskimääräinen vikaväli T lähestyy n-luvun kasvaessa nopeasti systeemin MTBF-arvoa.

Vertaamme seuraavassa jakaumaoletuksien ollessa eksponentiaaliset kaavoja (7) ja (9) eksakteihin Markov-tuloksiin. Asetetaan $q=0.002$ ja $w=0.028$. Tällöin

	$q_1=q(7)$	$q_1=q(9)$	$q_1=q(M)$	$q_1=0.007(7)$	$q_1=0(7)$
R(200h)	95.403 ,	95.123 ,	94.706 ,	96.751 ,	97.531
R(2000)	62.463 ,	60.653 ,	61.824 ,	71.873 ,	77.880
R(8000)	15.223 ,	13.534 ,	14.918 ,	26.684 ,	36.788 %
MTBF	4250 ,	4000 ,	4250 ,	6055.6 ,	8000 h .

Kahden laitteen teorian erikoisuus on nähdäksemme , että luotettavuus voidaan ilmaista yksinkertaisilla , mutta melko tarkoilla , analyyttisillä kaavoilla , kun taas niin yhden (sic I) kuin monen laitteen kaavat johtavat äärettömän moniin konvolointeihin , joita ei voida lausua suljetussa muodossa . Tässä yhteydessä mainittakoon SYMPRO-ohjelman /J.Venho , TKK , dipl.työ , tek.fys.os.71/ tarjoamat edut:

a) Mielivaltaiseen järjestelmään liittyvä topologinen luotettavuusyhtälö voidaan muuttaa lineaariseksi virtausyhtälöksi ;

b) Kielen kyky laskea Laplace-muunnoksia on huomattava .

Tutkaparien käytettävyysmittoja on laajalti esitelty teoksessa /4,276-83/ . Uutena piirteenä on huomioitava korjauskapasiteetti r so. voidaanko molempia tutkia korjata samanaikaisesti vai ei . Suoritamme seuraavassa luvussa jonoteoreettisen tarkastelun , josta ilmenee , ettei asialla ole käytännössä juuri merkitystä .Tämä lienee myös ilmeistä sijoitettaessa kaavaan /4,8.69/ y.o. intensiteettien arvot :

	$q_1=q$	$q_1=0.007$	$q_1=0$
UTR(r=1)	99.115 ,	99.376 ,	99.526
UTR(r=2)	99.335 ,	99.687 ,	99.762 % .

Edelleen /4,8.66/ tutkaparin tapauksessa hetkellinen käytettävyys lähestyy räjähdysmäisen nopeasti asymptoottista käytettävyyttä . Olkoon esim. r=1 ja $q_1=0$. Tällöin A(1)=99.07 , A(100)=99.41 ja A(200)=99.52%.

Tutkaparin asentaminen laivaan vaikuttaa mielekkäimmältä ratkaisulta .Ainoastaan pienissä ja vanhoissa aluksissa on yksi tutka . Tutkakolmikot liittyvät puolestaan sellaisiin erikoisaluksiin kuin jäänmurtajat Urho ja Sisu .

Mainittakoon , että kaupallisten tutkien käyttöaste ei juuri ylitä 50 % . Kuten sanottu laki ei ainakaan toistaiseksi velvoita käyttöön .

Viimeaikoina on enenevässä määrin siirrytty sisäisesti kytkettyihin (interswitched) pareihin . Liitteissä I ja II on esitelty Raytheon ja Kelvin Hughes laitteiden kytkentäkaaviot . Voimme todeta niistä mm seuraavaa :

a) Jos toisen tutkan lähetin tai siihen aaltolinjassa sarjaan kytketty antenni vioittuvat , voimme kytkeä toimivan tutkan kuvan rikkoutuneen tutkan näyttölaitteelle . Näyttölaitteen viat ovat harvinaisempia ja yleensä vain 2.asteen s.o. jokin merkkivalo ei pala tms. Edelleen voidaan mainittujen kahden näyttölaitteen lisäksi pitää yhteisiä orjia , joita K.H.-tutkilla voi olla peräti neljä (slave display) ;

b) Osien kulumista ja eri tutkien toisilleen aiheuttamaa interferenssiä voidaan vähentää käyttämällä edullisinta aaltoaluetta , jolloin muutoin toiminnasta poistetun tutkan näyttölaite toimii orjana . Siten saadaan rinnantoimivan parin suorituskyky ja "standby systeemin" luotettavuus aikaan suureksi osaksi ainakin ;

c) Näyttölaitteen vioittuessa voi jäljellä oleva n.l. jakaa ajan kummankin aaltoalueen kesken .

Sensijaan antennit tai lähettimet eivät voi toimia yhteisinä . Edelleen on huomioitava , että kytkinlaite monine releineen voi olla vikapesä . Kirjoitushetkellä hallussamme ei ollut komponenttikohtaisia tilastoja vioista , joten emme lähteneet rakentelemaan luotettavuusmallia sisäisesti kytketylle parille .

Maalla toimivilla sotilastutkapareilla voi olla huomattavasti monimutkaisempi toimintamalli . Liitteessä III esitetään pieni ote Pääesikunnan Sähköt.os. laatimasta simulointiohjelmasta eksponentiaalisella vikautuvuusaikakertymällä . Korjausajan sallitaan olevan mielivaltaisesti jakautunut .

D. Monen tutkan teoriaa.

Ensimmäisenä luotettavuusanalyysin tehtävänä on selvittää järjestelmän toiminnallinen rakenne. Se osoittautuu monen laitteen järjestelmien kohdalla niin mutkikkaaksi, että ainoa keino lausua luotettavuusmittoja yksinkertaisten analyyttisten kaavojen avulla on lähteä eksponentiaalisista jakaumista, jolloin voidaan käyttää Markov-prosessien teoriaa, josta seuraavassa muutama sananen.

Tarkastelemme homogeenista Markov-prosessia, jolla on äärellinen tila-avaruus $\{0,1,\ldots,n\}$.

Prosessi on tilassa $k = 0,\ldots,n$, jos tasan k tutkaa on vioittuneena.

Tilassa k hetkellä t oleva järjestelmä siirtyy tiloihin $k \pm 1$ infinitesimaalisen ajan dt kuluessa todennäköisyyksillä $q_k dt + O(dt)$ ja $w_k dt + O(dt)$ missä $O(dt)/dt \longrightarrow 0$ kun $dt \longrightarrow 0$. Tilassa k pysymistodennäköisyys on vastaavasti $1 - (q_k + w_k)dt + O(dt)$ sovittaessa, että $q_n = w_o = 0$.

Olkoon $p_k(t)$ todennäköisyys, että tilassa k ollaan hetkellä t.

Päädymme tilanneyhtälöön

$$(10) \quad p_k'(t) = q_{k-1}p_{k-1}(t) - (q_k + w_k)p_k(t) + w_{k+1}p_{k+1}(t)$$

kun $k=0,\ldots,n$ ja $w_{n+1} = q_{-1} = 0$.

Pitkäikäisten laitteiden kohdalla ollaan kinnostuneita prosessin rajakäyttäytymisestä, vaikkakaan termien $p_k(t)$ lausuminen suljetussa muodossa ei ole ylivoimaisen vaikeata.

Rajoituksetta voidaan olettaa, että $q_{k-1} \neq -w_k (k>0)$.

Tällöin Markov-ketjuillamme on alkutilasta riippumattomat stationääriset todennäköisyydet

$$\underline{\lim_{t \to \infty} p_k(t) = p_k \quad (k=0,\ldots,n)\ .}$$

Yhtälön (10) muotona on nyt

$$(11) \quad 0 = q_{k-1}p_{k-1} - (q_k + w_k)p_k + w_{k+1}p_{k+1} \ .$$

Ratkaisuksi saadaan helposti

$$(12) \quad p_k = (q_0q_1\ldots q_{k-1}/w_1\ldots w_k)p_0 \text{ kun } k \neq 0 \ ;$$

$$p_0 = \left(1 + \sum_{i=0}^{n}(q_0q_1\ldots q_{i-1}/w_1w_2\ldots w_i)\right)^{-1} \ .$$

Esittäköön T_{kl} tilalta k tilalle l siirtymiseen tarvittavan ajan odotusarvoa . Tunnetusti $T_{k,k+1} = \sum_{i=0}^{k} p_i/q_kp_k$. Erityisesti arvo $T_{on} = T_{01} + T_{12} + \ldots + T_{n-1,n}$ esittää järjestelmän eliniän odotusarvoa , jos n on absorboiva tila .

Teoriaa on yksityiskohtaisemmin esitelty kirjoissa /3,334-42/ ja /4,309-49/ .

Pyrkimyksenä poistaa eksponentiaalisuus uusiutumisaikajakaumasta on T.Kylmälän /TKK,dipl.työ,tek.fys.os. 75/ mielenkiintoinen Semi-Markov /käsittely , jossa tosin jouduttiin moniin uusiin rajoituksiin jouduttaessa määrittelemään regeneraatiopisteet yhdisteltäessä tiloja .

Joudumme jatkossa olettamaan , että laitteet ovat identtiset . Kun laitteet ovat yleensä saman valmistajan , jolloin erot luotettavuudessa merkitsevät eri tehtäväkenttää ja siten usein sarjakytkentää , ei rajoitus aina ole vakava . Lähtemällä toisaalta parhaasta toisaalta heikoimmasta laitteesta saamme ainakin luotettavuusrajat .

D 1. (m,n,v,r) - järjestelmä .

Systeemiä , jonka muodastaa n varsinaista - ja v- varalaitetta korjauskapasiteetin ollessa r , sanomme (m,n,v,r)-järjestelmäksi , jos toimivien yksiköiden luvun on oltava vähintään m ; kytkemällä vara-asemia pyrimme pitämään n-tutkaa toiminnassa , mutta hätätapauksessa määrä m toteuttaa vielä minimitoimintaehdot .

Tila n+v-m+1 voisi laskettaessa luotettavuutta toimia absorboivana tilana . Kirjallisuudessa /4,283-7/ kuvataan järjestelmää , joka pysäytetään sen jouduttua tälle tilalle ja odotetaan kunnes jokin vioittuneista asemista on saatu korjatuksi. Tällöin käytettävyys saadaan mahdollisimman korkeaksi . Olemme kuitenkin lähteneet siitä , että yhdestäkin toimivasta asemasta voi olla hyötyä , vaikkei minimitoimintaehdot toteutuisikaan . Tila-avaruutemme on siten redusoimaton ja olemme päätyneet siirtymistaajuuksiin

(13)
$$q_i = \begin{cases} nq & \text{kun } 0 \leq i \leq v, \text{ paremmin: } nq + (v-i)q_v , \\ (v+n-i)q & \text{kun } v < i \leq v+n , \end{cases}$$

$$w_i = \begin{cases} iw & \text{kun } 0 \leq i \leq r \\ rw & \text{kun } r < i \leq v+n . \end{cases}$$

Olettamuksinamme on , että kunkin yksikön vika-ja korjaustaajuudet ovat q ja w eikä levossa oleva varalaite vioitu ; mikään näistä rajoituksista ei ole tosi .Hehkutustilassa olevan tutkan vioittumisintensiteetti q_v saattaa olla lähes kolmannes täysin energisoidun tutkan taajuudesta , ja kokonaan levossakin oleva laite saattaa pettää .

Kaavojen (12) ja (13) avulla todennäköisyydet p_k voidaan vaikeuksitta ratkaista . Tämän jälkeen voimme laskea /4,293/ suuren määrän erilaisia systeemimittoja kuten esim. toimintakykyisten , korvaamattomien , toimivien , reservissä olevien , korjattavien , vikaantuneiden tutkien , vapaana olevien varalaitteiden ja korjausasemien lukumäärän odotusarvon. Edelleen voidaan selvittää useita jonotus - ja korjaustodennäköisyyksiä jne .

Järjestelmän hetkellisenä käytettävyytenä on merkittäessä $g = v+n-m$

$$A(t) = \sum_{k=0}^{g} p_k(t)$$. Näinollen

$$UTR = \lim_{t \to \infty} A(t) = \sum_{k=0}^{g} p_k .$$

Tilassa g hetkellä x oleva systeemi siirtyy tilaan g+1 välillä (x,x+dx) todennäköisyydellä mqdx , joten

$$R(t) = 1 - mq \int_0^t p_g(x)dx .$$

Vaikkakin y.o. integraali on suljettua muotoa , ei sen aukikirjoittaminen kaavojen (10) ja (13) avulla liene aivan helppoa .

Termien R(616) ja $\bar{R}$(616) väliset räikeät erot s3 johtunevat siitä , että

$$\bar{R}(t) = \lim_{s \to \infty} R(s,s+t) = 1 - mqp_g t$$

voi saada suurilla t-arvoilla negatiivisia arvoja .

Systeemin minimitoimintaehtoja rikkomattoman operointiajan odotusarvo on $MTBF_1 = T_{0,g+1}$ (ks. s 13) .

Suuren järjestelmän ollessa kyseessä saattaa olla eduksi luopua olettamuksesta , että se on alkuhetkellä tilassa 0 . Summa $\sum_{i=0}^{v+n} ip_i = x$ esittää vikaantuneiden laitteiden luvun odotusarvoa . Niinpä myös suuretta $MTBF_2 = T_{[x],\, g+1}$ voidaan käyttää .

Yhtä helposti ilmaistavia suureita ovat myös korjaus - ja jonotusajan odotusarvo .

Siirrymme Markov-sovellutusten esittelyssä tämän jälkeen erääseen käytännön jonoteoreettiseen probleemiin .

D 2. Korjauskapasiteetin riittävyydestä .

Tiedustellessamme tilastoja siitä kuinka moni tutka vuodessa joutuu merelle korjauksetta kapasiteetin riittämättömyyden vuoksi saimme sekä Machineri (h.pääll.Lindholm) että Strömberg (ins Lindström) yhtymistä saman vastauksen : " muistissa ei ole yhtäkään tapausta . "

Muodostamme seuraavassa Markov-mallin huoltotilanteesta e.m. yhtiössä .

Kotimaisia laivatutkia löytyi tilastoista n 160 . Ulkolaisten laitteiden satunnaisempien korjausten kuormituksen arvioimme vastaavan n 25 tutkan huoltoja . Asetamme " asiakkaidemme " luvun todellista hieman korkeammaksi , arvoon 200 $= n$.

Korjausmiehistöjä saadaan tarvittaessa liikkeelle viisi $= r$.

Keskimääräiseksi vikataajuudeksi asetetaan todellista hieman korkeampi arvo $q = 0.002\ h^{-1}$. Koska laskutuksellinen uusiutumisaika korjausta kohden on lähes 10 h ja miehistön keskimääräinen koko on kaksi , on $w = 0.2\ h^{-1}$.

Siirtymisintensiteetit ovat nyt muotoa

$$q_i = \begin{cases} (n-i)q & \text{kun } 0 \leq i \leq n-1 \\ 0 & \text{muutoin} \end{cases} \quad ; \quad w_i = \begin{cases} iw & \text{kun } 0 \leq i \leq r \\ rw & \text{"} \quad r < i \leq n \end{cases} .$$

Systeemillä on /4,382/ seuraavat stationääriset todennäköisyydet :

$p_0 = 0.136$, $p_1 = 0.272$, $p_2 = 0.270$, $p_3 = 0.178$, $p_4 = 0.088$ ja $p_5 = 0.034$. Saamme siten jonotustodennäköisyydeksi $1 - \sum_{i=0}^{5} p_i = 0.022 = 2.2\%$.

Tutkia on keskimäärin korjauksessa 1.98 . Tästä ei voi kuitenkaan päätellä mitään miehistöjen joutilaana olosta ; viisi on maksimaalinen kapasiteetti edellyttäen ylitöitä , ja korjausmiehillä on vastuullaan muitakin navigaatiolaitteita .

Lähdettäessä 3000 tunnin vuotuisesta operointiajasta tutkaa kohden yhtiö suorittaa vuodessa 1200 korjausta , joista n 25. liittyy jonotusta .

Korjausta jonottaa keskimäärin

$$L_q \text{-tutkaa} = \sum_{i=6}^{200} (i-5)p_i = 0.035 \quad \text{keskimääräisen}$$

odotusajan ollessa $L_q/q = 17.5$ h .

Koska laiva on useimmiten satamassa yli vuorokauden ja jonottamaan joutuvien laskutuksellinen uusiutumisaika sisältäen matka-ajatkin on 22.5h , on todella poikkeuksellista , että merelle on lähdettävä tutka rikki . Korjausta jatketaan tarvittaessa

D 3. Muutamia yritteitä .

Palautamme mieliin kaavan (9) , jossa käsiteltiin rinnankytkettyjen n.laitteen tapausta : $MTBF \cong T = T_1((1+T_o/T_1)^n-1)/n$ ja $R(t) \cong e^{-t/T} = R(t,n)$ edellyttäen , että $(1+T_o/T_1)^n \gg 1$. Edelleen /3,138-41 ja 333/ saadaan

(14) $$UTR \cong T/(T + (T(1-T_o/(T_o+T_1))^n/(1-(1-T_o/(T_o+T_1))^n))\ .$$

Kaavoihin ei liity mitään jakaumaoletuksia . Tutkan vika - ja uusiutumisajan odotusarvot T_o ja T_1 voidaan katsoa " luonnonvakioiksi " , jotka ovat tiedossamme .

Ainoina rajoituksina ovat asemien identtisyys luotettavuusmielessä , vika-ja korjausaikojen keskinäinen riippumattomuus laitteiden välillä ja jonotusajan puuttuminen , sillä korjauksen ajatellaan alkavan heti kojeen vioituttua .Viimeiksi mainittu rajoitus voidaan poistaa käyttämällä laitteelle systeemikohtaista uusiutumisajan odotusarvoa . Edellisen luvun nojalla tämä probleemi ei tunnu ensiarvoiselta .

Tutkan osuus systeemiluotettavuudesta on

(15) $$R_1(t,n) = 1 - (1-R(t,n))^{1/n}\ .$$

Korostettakoon , että sekä osuusluotettavuus että vastaava asymptoottinen osuuskäytettävyys eroavat yhden laitteen luotettavuusmitoista ollen argumentin n funktioita .

Tarkastellaan (m,n)-järjestelmää koostuen n.-laitteesta toteuttaen minimitoimintaehdot , jos vähintään m-laitetta toimii . Laitteen uusiutumisaika alkaa sen vioituttua (ks.ed.s.) . Tällöin

$$(16) \qquad \underline{R_{(m,n)}(t) \simeq \sum_{i=m}^{n} \binom{n}{i} R_1(t,n)^i (1-R_1(t,n))^{n-i}} \quad .$$

Asymptoottinen käytettävyys $UTR_{(m,n)}(t)$ saadaan korvaamalla termi $R_1(t,n)$ lausekkeilla $UTR_1(n)$ tai $T_o/(T_o+T_1)$ johtaen eri arvoihin .

Kombinatoriikan perustuessa rinnakkaiskytkentään on luotettavuusarvioissamme alarajamaisia piirteitä , jos jotkin tutkat ovat levossa olevia vara-asemia .

Tähänastisessa esityksessä käyttäjäkohtaisesti määräytyvät minimitoimintaehdot liittyvät lukuun m heikosti ; kaikki m-tutkan osajoukot toteuttavat ne . Mahdollisuutta , että sopivasti jakautuneiden tutkien pienempikin osajoukko toteuttaisi ne , ei ole suljettu pois .

Merkitköön $S_k(z,t)$ todennäköisyyttä , että tilassa k hetkellä t olevan systeemin suorituskyvyn vähennys on enintään z . Tällöin todennäköisyys $F(z,t)$, että systeemin suorituskyvyn vähennys hetkellä t on korkeintaan z , on $F(z,t) = \sum_{k=0}^{n} p_k(t) S_k(z,t)$ missä n n on järjestelmään kuuluvien tutkien luku .

Vastaavaksi stationääriseksi todennäköisyydeksi saadaan

$$F(z) = \sum_{k=0}^{n} p_k S_k(z) \quad .$$

Olkoon järjestelmän enimmäissuorituskyky V ja toteutukoon vähimmäistoimintaehdot , jos suorituskyky on ainakin (1-c)V kun $0 \leq c < 1$. Tällöin

$$A(t) = F(cV,t) \quad \text{ja} \quad UTR = F(cV) .$$

Hieman toisenlaisella käsitteenmuodostuksella päästäisiin käsiksi järjestelmän luotettavuuteen .

Käsitellessään Yhdysvaltain länsirannikon ilmavalvontaa systeemin rakentuessa kuudesta suurtehotutkasta Bosinoff ja Greenberg /MITRE Corp.,Bedford, Mass.1965/ rakensivat Markov-mallin , jonka minimitoimintaehdot täyttävät tilat määräytyvät vähimmäispeitteen avulla .

Vian käsite muodostaa suurimman rajoituksen kaikille käsitellyille malleille . Tutka ei suinkaan aina vikaannuttuaan ole arvoton käyttäjälleen . Huoltopuolen ja lähteen /2/ mukaan 2.asteen vikoja on n 80-90 % kaikista vioista . Vaikkakin olisi ollut mahdollista kerätä tilastoja näistä vioista , niiden vaikutuksen arvioiminen tutkan suorituskykyyn , joka on sangen subjektiivinen käyttäjästä riippuva vektori , osoittautui kirjoittajaa tietävämmillekin ylivoimaiseksi tehtäväksi . Painotettakoon , että tutkan käsittäminen yksinkertaiseksi " on-off " laitteeksi on tähänastisen teorian pahin heikkous .

II KENTTÄTIEDOT

II. KENTTÄTIEDOT .

A. Inferenssimenetelmistä .

Pyrimme kenttätietojen avulla selvittämään tutkan vika-ja uusiutumisajan jakaumat .

Merkittävä osuus on myös mahdollisilla suuntauksilla ; aloitammekin menetelmien esittelyn nonparametrisesta Mann-testistä :

Olkoon m_i i. havaintoarvo . Lähdemme oletuksesta , etteivät havaintoarvot osoita suuntausta .

Esittäköön suure T_n parien $(m_i < m_j, i < j)$ $(>)$ lukua lisättynä puoleen parien $(m_i = m_j, i < j)$ luvusta tehtäessä kasvavuutta(vähenevyyttä) koskeva vastaoletus .

Tällöin tiedetään seuraavaa :

$E(T_n) = n(n-1)/4$, $\sigma^2 = (2n+5)(n-1)n/72$ ja $g = (T_n + 1/2 - E(T_n))/\sigma(T_n)$ on jakautunut standardin normaalijakauman N(0,1) mukaisesti , jos havaintojen luku on vähintään kymmenen . Siten

$$P\{T_n > \text{obs } T_n\} = \begin{cases} 1 - N(g) & \text{jos } g \geq 0 \\ N(-g) & \text{"} \quad g < 0 \end{cases} .$$

Suuntausta ei (varmuudella) esiinny y.o. todennäköisyyden ollessa välillä 10-90 % .

Vastaoletus kasvavuudesta tai vähenevyydestä tehdään intuition mukaan ; testi ei ole kovin asymmetrinen valinnan suhteen . Mielestämme testi on karkea.

Menetelmää on esitelty sarjassa /Technometrics , V5 , 375 , 63/ ja /E.Nousiainen,dipl.työ,,TKK,tek.fys.os.75/ . Tunnettu Proschan-Pyke testi hasardifunktion suuntauksesta on Mann-testin johdannainen .

Smirnov-testi soveltuu otoksen sisäisen rakenteen tutkimiseen, esim. kirjanpitotekniikan vaihteluiden paljastamiseen.

Olkoon H_1-jakauma muodostettu havainnoista $x_1, \ldots, x_n$ ja H_2 myöhemmistä havainnoista $y_1, \ldots, y_n$. Haluamme tietää onko $H_1 \equiv H_2$.

Merkitköön $k_1(z)$ ja $k_2(z)$ välien x_i ja y_i lukua, jotka ovat lyhyempiä kuin z. Tällöin vähintään p-prosentin todennäköisyydellä kertymät ovat erilaisia, jos $n\,D_n = \sup_z |k_1(z)-k_2(z)| \geq x(n,p)$, ks. /3,272-5/.

Siirrymme tämän jälkeen jakaumasovitusmenetelmien esittelyyn alkaen Chi-testistä, jonka avulla tiedämme millä todennäköisyydellä sovituksemme on epäonnistunut; onnistumisvarmuutta ei valitettavasti tiedetä, sillä vain 1.lajin testivirhe eli oikean kertymähypoteesin hylkäystodennäköisyys tunnetaan.

Chi-testiä varten havaintoavaruus jaetaan erillisiin osiin $i = 1, \ldots, r$ ja lasketaan testattavan jakauman avulla todennäköisyydet p_i, että havainto sattuu i. osaan.

Vaatimuksena on, että kaikissa osissa havaintojen luku v_i on vähintään kymmenen. Merkitään

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{r} (v_i^2/hl.p_i) - hl$$ missä hl on havaintojen yhteisluku.

Sovitus hylätään 100 y % varmuudella 1. lajin virheen ollessa (1-y)100 %, jos

$$\chi^2 \geq \chi_y^2\,(r-1)$$ missä

oikeanpuoleiset arvot on taulukoitu, esim. /3,Table 4/.

Vika - ja uusiutumisaikojen sovitustyö eroaa melkoisesti toisistaan.

Olemme voimakkaasti tukeutuneet Weibull-jakaumaan sen sopiessa moniin moodittomiin tapauksiin unimodaalisenkin vaihtoehdon ollessa olemassa.

Muina perusteina olivat mahdollisuudet käyttää useita eri menetelmiä parametrien haussa ja Chi-testin sekä korrelaatiokertoimen laskemisen helppous. Viimeiksi mainitut kaksi seikkaa pakottivat luopumaan gammasovituksista, vaikkakin sen parametrit on erinomaisen helppo laskea momenttimenetelmän avulla ja selvittää estimointihajonnat /3,164-65/.

Lyhyiden vika-aikojen osuus todettiin korkeaksi. Moodittomat Weibull-jakaumat johtivat tällöin hyviin Chi-tuloksiin. Ryhdymme seuraavassa esittelemään muutamia parametrien estimoimismenetelmiä.

Graafinen Gr-menetelmä perustuu siihen, että Weibull-jakauman $H(t) = 1 - e^{-ct^a}$ parametrit saadaan koordinaatiston muunnoksesta

$y = \ln \ln (1/(1-H(t)) = ax + \ln c$ missä $x = \ln t$.

Syötimme parit (x,y) pienimmän neliösumman ohjelmaan saaden sivutuloksena korrelaatiokertoimen $r = a \cdot \sigma_x / \sigma_y$.

Pyrkiessämme saamaan yhtä monta havaintoa kuhunkin väliin on viimeinen väli usein voimakkaasti paisunut. Ongelma vastaa läheisesti riskiteorian " infinite tail " probleemaa.

Logaritminen normaalijakauma $N(e^{\frac{t-u}{\sigma}})$ sovitetaan muunnoksin $x = \ln t$ ja $y = N^{-1}(x)$, jolloin σ^{-1} on saadun suoran kulmakerroin ja $-u/\sigma$ siirto .

Siirretty eksponentiaalijakauma

$$H(t) = \begin{cases} 1-e^{-(t-u)/q} , & t \geq u \\ 0 & t < u \end{cases}$$

sovitetaan muunnoksin

$x = t$ ja $y = -\ln(1-H(t)) = q(x-u)$ kun $x \geq u$.

Mitään pysäytysparametria u ei tilastoista löydy , vaan ainoastaan pienin käytetty aikayksikkö kirjanpidossa muodostaa rajan korjaus - tai vika-aikojen lyhyydelle .

Siirretty eksponenttiaali - ja logaritminen normaalijakauma johtavat korkeaan korrelaatioon vika- ja uusiutumisaikojen tapauksessa mainitussa järjestyksessä . Chi-sovitukset ovat kuitenkin masentavia .

Näiden jakaumien käyttöä on "perusteltu" /Rel.Eng.,Arinc. Research Corp. , P-H , 403-8 , 64/ U.S.A.F. käyttämän tutkan AN/APS-20E (Westinghouse Defense) tapauksessa teoreettisen ja emppiirisen histogrammin läheisyydellä .Valitettavasti käytössämme ei ole yleistä menetelmää arvioida sovituksista aiheutuvaa virhettä , joskin eräille arvoille kuten MTBF voidaan esittää luotettavuusrajoja .

Weibull-jakauman ensimmäiset kaksi momenttia ovat $E = \Gamma(1+1/a)/c^{1/a}$ ja $\sigma^2 = (\Gamma(1+2/a) - \Gamma^2(1+1/a))/c^{2/a}$. Haarukoimalla lausekatta

$$\Gamma(1+2/a)/\Gamma^2(1+1/a) = (\sigma^2+E^2)/E^2$$

oikean puolen ollessa kenttätietojen avulla laskettavissa , voidaan estimoida a-parametria . Epätäydellinen gammafunktio löytyy taulukoituna esim. viitteessä /A.M.Polovko , Fundamentals of Rel.Th.,APPENDIX IV , AP 65/ . Parametri c saadaan sitten kaavasta $c = (\Gamma(1+1/a)/E)^a$.

Momenttisovitus on vielä yksinkertaisempaa gammajakaumalle $H'(t) = c^a t^{a-1} e^{-cx} / \Gamma(a)$. Tällöin $E=a/c$ ja $\sigma^2=a/c^2$. Edelleen saamme $a=E^2/\sigma^2$ ja $c=E/\sigma^2$.

Erikoisuutena tiedetään estimaattihajonnat

$$\sigma^2(a) = 2a(a+1)/hl \quad \text{ja} \quad \sigma^2(c) = (2a+3)c^2/a \cdot hl \ .$$

Momenttimenetelmä voidaan gammajakauman kohdalla viedä korkeampiin momentteihin . Niinpä "skewness" $u_3/\sigma^3 = 2a^{1/2}$ ja mediaanin piikikkyys "kurtosis" $u_4/\sigma^4 = 3(a+2)/a$. Merkittäessä lausekkeista saatavia eri a-arvoja symbolein a_2 , a_3 ja a_4 on Chebyševin epäyhtälön perusteella

$$P\{|a-a_2| \geq k\sigma(a_2)\} \leq k^{-2} \quad \text{missä} \quad k=(\max_{x=3,4}|a_2-a_x|)/\sigma(a_2) \ .$$

Näinmuodoin voidaan gammaoletus hylätä vähimmäistodennäköisyydellä $1-k^{-2}$ ilman 1.lajin virhettä . Menetelmämme heikkoudeksi osoittautui Chebyševin epäyhtälön väljyys . Siitä tosin on kehitetty parempia versioita .

Kaksiparametrisen jatkuvat 2.kertaluvun derivaatat omaavien kertymien parametreja voidaan vielä estimoida kvantiilimenetelmällä , josta jokunen sana .

Olkoon l ja r vikojen järjestysnumeroita ja t_l ja t_r vastaavat syntymishetket . Yhtälöistä

$$F(t_l,a,c) = l/hl \quad \text{ja} \quad F(t_r,a,c)=r/hl$$

voidaan ratkaista parametrit . Weibull-jakaumalle ne ovat

$$a = (\ln \ln(n/(n-r)) - \ln \ln(n/(n-l)))/(\ln t_r - \ln t_l)$$

ja $\quad c = \ln(n/(n-l))/t_l^a$.

Edelleen menetelmän etuihin kuuluu , että voimme laskea estimaattihajonnat $\sigma^2(a)$ ja $\sigma^2(c)$ /3,3.2.9./ , jotka riippuvat myös siitä miten pari (l,r) on valittu .

Hajonnat edustavat estimaattien tärkeintä ominaisuutta , sillä ne voidaan osoittaa konsisteiksi, unbiased? puoluettomiksi ja normaalijakaumaa asymptoottisesti noudattavaksi havaintoluvun hl suhteen .

Weibull-kertymän avulla voidaan verrata menetelmien keskinäistä paremmuutta . Osoittautui , että kvantiilimenetelmä antoi liian suuria muoto-parametrin a-arvoja rikkoen modaalirakenteen johtaen siten surkeisiin Chi-tuloksiin ; syytä ilmiöön emme tunne , joskin menetelmä vaikutti poikkeuksellisen herkältä parien (l,r) valinnan suhteen . Momentti-menetelmä , vaikkakin sangen tyydyttävä , osoittautui yllättäen säännöllisesti Gr-menetelmää heikommaksi .

P.Vähäkylä /TKK,dipl.työ , tekfys.os. 75/ ohjelmillaan totesi momenttimenetelmän olevan samanarvoinen kuin suurimman uskottavuuden metodi Weibull-jakauman tapauksessa .

Yksinkertaiset Weibull-sovitukset, muista puhumattakaan, johtivat uusiutumisaikojen kohdalla Chi-tyrmäykseen . Selviytyäksemme tästä umpikujasta ryhdyimme prof.Lokin neuvosta kehittelemään menetelmää, jolla voitaisiin yhdistää kaksi Weibull-kertymää .

Lähdemme jakaumista , jotka ovat muotoa

(17) $G(t,a_1,a_2,c_1,c_2,Q_1) = \sum_{i=1}^{2} Q_i(1-e^{-c_i t^{a_i}})$ missä

$Q_1 + Q_2 = 1$ ja $Q_1 , Q_2 \geq 0$.

Kutsumme menetelmää kvintuplettimetodiksi sen viiden vapaan parametrin mukaan .

L.G.Johnson /Special Topics on Reliability , INSKO 75/ mainitsi menetelmän olevan (helposti) ohjelmoitavissa . Parametriviisikkoja ei kuitenkaan voi käsittääksemme kritiikittömästi varioida , sillä ohjelma joutuisi toistamaan itseään miljoonia kertoja. Syöttötietojen yhteydessä on käytettävä Chi-testin suhteen kiihdytettyjä haarukointimenetelmiä .

Johnson ratkaisi ensimmäiset neljä parametriä jakamalla otoksen kahteen aliotokseen , jotka on muunnettavissa mahdollisimman hyvin vastaamaan (leikkaavia) kahta Weibull-suoraa . Tämän jälkeen määräytyvät Q-parametrit alipopulaatioiden suuruuden mukaan . Pidämme viimeiksimainittua menettelyä turhan rajoittavana . Lähdemme antamalla Q-parametreille neutraalin arvon 1/2 . Sen jälkeen pyrimme esim. graafisesti löytämään suorat . Vaikeammissa tapauksissa menettelyn voi aloittaa lähtemällä siitä , että toinen muotoparametreista on 1 , jolloin liitämme eksponentiaalijakaumaa mielivaltaisen Weibull-kertymän kanssa . Tapauksessamme totesimme suorien olevan helposti löydettävissä Chi-haarukoinneilla , joita tarvitsi suorittaa otosta kohden enintään parikymmentä . Suorien selvittyä lopuksi sovitamme Q-parametrit siten , että minimoimme Chi-neliötä .

Kvintuplettimenetelmä on erityisen ylivoimainen yksinkertaiseen Weibull-sovitukseen nähden, jos tiheysfunktiolla on kaksi huippua tai on tarve siirtää unimodaalisen frekvenssifunktion huipun paikkaa sekä samalla säädellä kuvaajan nousu - ja laskunopeutta moodin eri puolilla .

Näin saatu jakauma eksponenttilausekkeiden summana ei vielä ole epäkäytännöllinen parametrien suurehkosta luvusta huolimatta .

Siirrymme tämän jälkeen kenttätulosten esittelyyn alkaen menetelmällisesti helpoimmasta päästä .

B. Määräaikaishuolloista .

Teoriakatsauksessamme totesimme , ettei käytettävyyden kannalta ole optimaalista huoltoväliä , koska määräaikaishuoltoon tarvittava aika on pidempi keskimääräistä vikakorjausaikaa . Ongelma on käytännössä monisäikeisempi saavutettujen etujen perustuessa komponenttitason ilmiömaailmaan , jota tällaisessa kartoittavassa esityksessä ei pystytä selvittämään . Samainen heikkous tulee meitä vastaan käsiteltäessä kytkentäprobleemia ja tutkaparin " interswitching " -mallia .

Lähdemme rajoitetummasta tavoitteesta ; yritämme selvittää mitä etua on saavutettu määräaikaishuoltosopimuksesta . Tällaisen on Suomessa tehnyt toistaiseksi vain Neste OY Machineri OY:n kanssa . Tilastopohjamme on tämän vuoksi kapea käsittäen neljän laivan (Enskeri , Tiiskeri , Palva , Purha) yhteensä kuusi tutkaa , joista kolme oli tyyppiä Raytheon 1660 . Useimmat korjausraportit osoittautuivat hyödyttömiksi , koska niihin ei oltu merkitty tuntimittarin lukemaa .

Tutkat huolletaan aina niiden käydessä Suomessa , Sköldvikissä .Huoltoväli on yli kaksi kuukautta . Joskus laivat pysyttelevät ulkomailla koko talven , joten hajonta on huomattava .

Määräaikaishuolletun R 1660 keskimääräiseksi vikaväliksi saatiin MTBF = 799 h (h1=57) yleistilastomme, johon kuului 27 1660-laitetta , antaessa arvon 760 h .

Muitten tyyppien vastaaviksi luvuiksi saatin tilastopohjan ollessa vielä mitättömämpi :
1650 : 656 , 650 h ; 1640 : 350 , 378 h .

Erot ovat melko lieviä .Sopimuskin on ollut voimassa vasta pari vuotta .

Huomionarvoista on kuitenkin , että olemme rekisteröineet vioiksi kaikki määräaikaishuollettuja laivatutkia koskevat raportit . Niistä runsaat puolet sisälsi jonkin 2.asteen korjauksen tai pelkästään rutiinitarkastuksen " General equip. inspection " .
Lähdettäessä vuotuisesta operointiajasta 3500h tutkaa kohden on raportteja siten 4.5 tyypille 1660 vuodessa . Näistä on siis vähintään 2.3 puhtaita huoltoja . Lähteen /1/ mukaan tutkan merellinen uusiutumisaika on 173 h . Tästä olisi tutkan toimiessa ollut yleistilaston mukaan 49 % operointiaikaa . Näinmuodoin saamme helposti , että kalenterikäytettävyys tai pikemminkin käyttöaste kasvaisi määräaikaishuoltosopimuksen perusteella n 2.2 % . Tavastamme laskea MTBF selviää, ettei saavutettu korkeampi käyttöaste lisää kustannuksia .

Melko hataran pohdinnan jälkeen vaikuttaisi siltä , että täyshuolto olisi kannattavaa tehdä aina vian sattuessa sekä heti kun kolmisen kuukautta on kulunut viimeisestä vikaantumisesta . Tässä on huomioitu, että 80-90 % vioista on 2.asteen vajaavuuksia , jotka voidaan poistaa huollossa .

Tekniikan kehittyessä vuotuinen vikaluku pudonnee alle kahteen . Tällöin ei määräaikaishuolloista voine puhua sanan varsinaisessa merkityksessä .

Tilanne oli jyrkästi erilainen julkaisujen /1/ ja /2/ aikakaudella kymmenkunta vuotta sitten .

Artikkelin /1/ mukaan huollettaessa tutka vähintään kerran kuukaudessa putosi sen vikataajuus lukemasta 0.00479 arvoon 0.00216 h^{-1} . Lähteen /2/ tutkia , joita oli 64 , huollettiin aina kolmen viikon välien intensiteetin ollessa 0.00238 h^{-1} . Lähdettäessä viitteen /2/ vuotuisesta operointiajasta 2940 h tutkaa kohdessa esitämme , soveltaen nykyistä kustannustasoa , laskelman määräaikaishuoltojen kannattavuudesta .

Ilman huoltosopimusta on vikoja vuodessa 14.1 . Korjauskustannukset ovat n 28000 :- , josta osien arvo on n 15000:- Tällaisten vanhojen mallien ollessa kyseessä komponenttiosuus lienee vielä suurempi . Oletamme , että osalaskutus on sama huoltosopimuksen vallitessa . Kolmen viikon välein tehtyjen huoltojen , joita siis kertyy 14 , kustannukset lyövät jälleen yksiin työarvon ollessa n 13000 :- .

Tekisi mieli sanoa , että määräaikaishuollettaessa tutka vuotuisen vikaluvun käänteisluvusta saatavin välein voitetaan käyttöasteessa , muttei kärsitä lisäkustannuksia . Tämä tilanne esiintyy juuri Nesteen tutkilla .

Laskutuksellinen uusiutumisaika on sopimushuolloissa keskim. 11.02 h (hl=46) ja sopimuksettomissa 9.60h (hl=185); tästä aiheutuu lisäkustannuksia 1.42hx65:-/h=92.3:-,jotka peittynevät ylityöajan (90- 08:-/h) vähenemisenä . Matka-aikojen osuudet olivat 3. 2 ja 3.20 h . Hirtaerot ovat mitättömiä , sillä laskun eski[illegible]nta on n 2000:- .

Lukija on ehkä ihmetellyt tutkien yllättävän alhaista käyttöastetta . Nyt on muistettava , että laiva on satamassa vähintään viidenneksen kaikesta ajasta , josta vuotuistelakointiin menee 2 % . Edelleen tutkaparin ollessa kyseessä saatetaan käyttää ainoastaan edullisimman aaltoalueen laitetta . Hyvissä olosuhteissa usein ei vaivauduta ollenkaan .

Käyttöaste on vuosien varrella osoittanut huimaa nousua satama-ajan vähentyessä ja turvallisuusvaatimusten kasvaessa . Viitteen /1/ laitteilla se oli vain 14.1 % , kun se nykyisillä Raytheon 1660 TM - laitteilla on 49.3 % . Vastaavat merelliset käyttöasteet ovat 25.2 ja ainakin 67 % . Edellisessä tapauksessa ollaan merellä 206 vr vuodessa luvun ollessa jälkimmäisellä arvionvarainen 270 vr .

Lähdettäessä 1660-tutkien tapauksessa tavoitellusta[1] operointiajasta 3500 h/v ja siitä , että merellinen uusiutumisaika /1/ vikaa kohden on 173 h , saamme niiden käytettävyydeksi 84.8 % ja Nesteen tapauksessa ainakin (3500-2.3·173·0.67)/3500 = 0.924 = 92.4% .

Huoltoverkoston tihentyessä (Machineri on vain yksi 250. Raytheonin korjaamosta) , ja vietäessä viivytyksittä tutka korjaukseen on luku 173 h melko suureellinen . Toisaalta sen saamisaikana v 1964 ehkä viidennes korjauksista suoritettiin laivoissa tämän vähentäessä uusiutumisajan merellistä osuutta . Tutkan elektroninen rakenne on siinä määrin mutkistunut , että nykyään korjaukset pystytään lähes poikkeuksetta suorittamaan vain satamassa .

[1] Lukija varmaan huomannee laskutavan subjektiivisuuden , joka ilmenee myös lähteessä /1/ .

C. Kytkentävioista .

Wylien /1/ hätkähdyttävimpiä toteamuksia oli kytkentävikojen riippumattomuus kytkentöjen määrästä operointiajan vaihdellessa puolesta viiteen tuntiin . Myöskään yhteyttä kytkentä - ja operatiivisten vikojen välillä ei havaittu . Esitettäköön muutamia erikoisimmista tilastotiedoista :

a) Kytkentäviattomia tutkia oli 433 eli 57.7 % kaikista laitteista keskim. kytkentäluvun ollessa 165. ;

b) Peräti 117 kytkentävikaa kohdistui 5.2 prosenttiin laitteista , joita käynnistettiin keskim. 121 kertaa . ;

c) Neljällä tutkalla , joilla kullakin oli yli tuhat käynnistystä , oli yhteensä yksi vika . ;

d) Vikaluku on erittäin herkkä näytteen suhteen . Niinpä kahdessa otoksessa kummankin keskim. kytkentäluvun ollessa 144 oli suuremmassa 147 tutkan näytteessä keskim. yksi vika kun taas pienemmässä 29 laitteen otoksessa oli viisi kytkentävikaa laitetta kohden .

Laskimme /1,Fig.2/ avulla , että kytkentävikojen ja käynnistysten lukumäärien korrelaatiokerroin on - 0.292 .

Käymissäni keskusteluissa korjaushenkilöstön kanssa heillä tuntui olevan päinvastainen käsitys asiasta .

Asian sekavuutta korostaa m/s Palvan Raytheon 1645X ja 1660S-tutkien MTBF-arvot 517 ja 383 h . Yleensä X-alueen MTBF on vain n 2/3 S-laitteiden arvosta .

Saattaa olla , että tämän rannikkotankkerin 1660S-laite on saanut toimia erittäin lyhyitä aikoja keskeytyksittä päälaitteen ollessa , haluttaessa käyttää radiomajakoita , 1645X . Jälkimmäisten laitteiden lyhyempi MTBF-arvo johtunee niiden pienemmästä teho-reservistä edellisen ollessa 60 kw - ja jälkimmäisen 45 kw tehoinen (luku 16 on näyttöpinnan tuumaluku , X ja S ilmaisevat aaltoalueiden olevan 3 ja 10 cm) .

Painotamme tilastomme pienuutta Palvasta , h1=42 .

Selitys kytkentäprobleemille saattaa olla se , että vain (pieni) osa vioista liittyy suurjännitteiden kytkentään muiden syntyessä jo lepo - tai hehkutus-vaiheen aikana tullen vasta käynnistettäessä ilmi .

Voidaan ainakin olla samaa mieltä ongelman merkittävyydestä ; kolmannes (967:2950) kaikista vioista on rekisteröity /1/ kytkentävioiksi .

Selvitystyötä hankaloittaa se , että tuntimittari käynnistyy hehkutuksen alettua . Tutka (1660) on tosin valmis suurjännitteille jo 0.05 h jälkeen , mutta sitä saatetaan pitää osittainenergisoidussa " standby " -tilassa pitkiä aikoja .

Tämä kaikki selviäisi , jos laivapäällystö suostuisi täyttämään heille jaettuja lokikirjoja merkiten : laivamatkat satamineen , kellonaikoineen , tuntimittari- ja käynnistysaikoineen hehkutusosuuksien ollessa myös kirjattu . Edelleen vian sattuessa olisi kirjoitettava kellonaika , tuntimittarilukema ja tapahtumapaikka . Edelleen meitä kiinnostaa satamassaoloaika ja hetki , jolloin satamakonttorille tai huolintayhtiölle on sähkötetty viasta . Muu sitten selviää korjausraportista(L IV).

Näistä tiedoista olisi lukuisissa muissa yhteyksissä hyötyä . Voisimme selvittää esim. todellisen ja optimaalisen uusiutumisajan merellisen osuuden sekä vastaavat käytettävyydet .

Luokaamme kriteeri , jolla voidaan ratkaista kannattaako tutka pitää jatkuvasti toiminnassa , jolloin kytkentävikoja ei ole , valikoivaan käyttöön nähden . Ensinmainittu politiikka on voimakkaasti yleistymässä ja on ollut Merenkulkuhallituksen käytäntönä vuosia .

Jatkuvasti toimivan 1660-tutkan vikataajuus on , kun vioista on poistettu kytkentäkolmannes , n $0.000877 h^{-1}$.

Lähdettäessä vuotuisesta merelläoloajasta 6480h= 270 vr , jolloin valikoivaan politiikkaan liittyy 66.7% käyttöaste , saadaan jatkuvuuspolitiikan käytettävyydeksi ja samalla käyttöasteeksi

$$(6480 - 173 \cdot 6480(173 + 1/0.000877))/6480 = 86.8\ \% ,$$

sillä nyt menetetään merellinen uusiutumisaika kokonaisuudessaan .

Valikoivasta käytöstä saatava aikayksikköä kohden suurempi hyöty on luonnollisesti käyttöasteen funktio f(KA) . Jatkuva käyttö on siten edullisempaa jos ja vain jos

$$6480 \times 0.868 \geq f(0.667) \times 6480 \times 0.667 \quad \text{eli}$$

$$f(0.667) \leq 1.30 .$$

Vaikkemme tunne funktiota f , on sen ylärajana KA^{-1} , jolloin kaiken hyödyn on keskitytettävä valittuun operointiaikaan .

On erittäin epätodennäköistä , että hyötyfunktio f yltäisi lähellekään arvoa KA^{-1} . Onnettomuuksia , joitten estäminen on eräs hyötymismahdollisuus , tuntuu usein sattuvan juuri hyviksi kuvitelluissa olosuhteissa , jolloin olisi pitänyt käyttää tutkaa .

Edelleen valintaa rajoittaa vikojen aiheuttama merellisen uusiutumisajan osuus , tapauksessamme 12.3 % matka-ajasta .

Pyrkimys jatkuvatoimisuuteen lisää vikalukua,kuluja 1.08 yksiköllä eli vajaalla 2200 : - vuodessa .

Tämä uskoaksemme moninkertaisesti korvautuu tarkemmasta navigoinnista säästyvillä kustannuksilla tutkan käyttöasteen noustessa arvosta 66.7% lukuun 86.8%.

Tutkan merkitys navigointivälineenä voimistunee entisestään uusimman kotimaisen keksinnön ansiosta , jossa tutka on osana optimoitaessa laivan kääntymistä automaattisesti .

On luultavaa , että f(0.667) on paljon lähempänä alarajaansa (?) yhtä kuin ylärajaansa 1.5 ja Merenkulkuhallituksen menettely on onnistunut .

Toiminta mahdollisimman harvoin käynnistyksin ja kauan lienee julkaisun /1/ kohdalla edullista . Kriteerimme muoto on tällöin $f(0.25) \leq 3.02$.

Hieman yleisemmin olkoon kytkentämalleja I ja II vastaavat käyttöasteet KA_I ja KA_{II} . Tällöin I on edullisempi aina ja vain kun

$$\underline{\underline{KA_I\ f(KA_I) \geq KA_2\ f(KA_2)}}\ .$$

D. Tutkaupseereiden koulutuksen merkityksestä .

Otsikkomme ei nykyään ole tärkeimpiä , sillä tutkan korjaukset laivoilla ovat käyneet yhä harvinaisemmiksi . On kuitenkin mielenkiintoista todeta , ettei koulutuksella saada ihmeitä aikaan tutkaluotettavuudessa .

Perustanamme /1,4.3/ on diplomi " the Board of Trade Radar Maintenance Certificate " .

Käytämme seuraavia merkintöjä :
I = certifikaatilliset ; III = certifikaatittomat ja II on saatu suhteuttamalla III sarakkeeseen I .

Painokertoimet c_k on laskettu huomioiden , että I ja II ovat ajanfunktiona samankaltaisia , summasta I + III . Edelleen M liittyy Mann-testiin . Tällöin päädytään taulukko yhteen:

Taulukko 1 .

k	uusiut. tunnit	I	II	III	I+III	c_k	I-II	c_k(I-II)	M
1	0	14	20.5	55	69	1.63	-6.5	-10.6	-10.6, -1
2	0-12	40	37.2	100	140	3.34	2.8	9.4	9.4, 1
3	12-24	9	8.6	23	32	0.76	0.4	0.3	0.3, 1
4	24-48	14	9.4	27	41	0.97	4.6	4.5	4.5, 1
5	48-72	8	5.6	15	23	0.54	2.4	1.3	1.3, 1
6	72-96	4	6.3	17	21	0.50	-2.3	-1.2	-1.2, -1
7	96-120	5	3.0	8	13	0.26	2.0	0.5	0.5, 1
8	120-240	14	9.4	27	41	0.97	4.6	4.5	0, 0
9	240-480	16	16.4	44	60	1.41	-0.4	-0.6	0.6, 1
10	480-600	2	2.6	7	9	0.19	-0.6	-0.1	0.1, 1
11	yli 600	0	6.7	18	18	0.43	-6.7	-3.0	3.0, 1
	Σ	126	125.7	341	467	11.01	-0.3	4.9 .	

Saamme seuraavia momentteja sarakkaille : $E(I\text{-}II)=-0.027$, $\sigma(I\text{-}II)=3.91$; $E(c_k(I\text{-}II))=0.45$, $\sigma(c_k(I\text{-}II))=4.99$; $E(M)=0.718$ ja $\sigma(M)=4.78$.

Tilanne vaikuttaa jo alustavasti neutraalilta.

Koska keskimääräinen uusiut.aika (oikeammin uusiutumisajan merellinen osuus) 173 h on rivillä $k = 8$, merkitsee muuttujan I-II positiiviset (negatiiviset) arvot , että certifikaatilliset selviytyisivät paremmin kun $k \leq 7$ $(k \geq 9)$.

Lähtien hypoteesista , jonka mukaan koulutus on edullista , saadaan M sarakkeesta $c_k(I\text{-}II)$ y.o. säännön mukaisesti merkki huomioiden .

Olkoon m_k k:s M-luku . Sen oikealle puolelle on vielä merkitty sgn (m_k) .Suoritamme Mann-testin,ks.s21: $T_n = 27$, $E(T_n) = 27.5$, $\sigma^2(T_n) = 41.25$, $g = 0$ ja $P\{T_n > \text{obs } T_n\} = 0.500$.

Korvattaessa luvut m_k arvoilla sgn (m_k) on $T_n = 23.5$, $g = -0.547$ ja $P\{T_n > \text{obs } T_n\} = 0.708$.

Kummassakaan tapauksessa ei ilmene koulutuksen paremmuutta ilmentävää suuntausta .

Rivit k=1 ja 11 osoittavat sekä parhaimmiston että häntäpään kuuluvan muodollisesti kouluttamattomiin .

Jälkimmäinen tieto ei ole kovin merkittävä , sillä I(II) ryhmästä 25.4%(28%) kuuluu loppuosaan k=8-11.

Ennakkoluulo kouluttamattomien suuremmasta hajonnasta on virheellinen , sillä $\sigma(I)=10.91 > 10.09=\sigma(II)$.

Tilaston ulkopuolelta tiedämme , että 65.33 % viattomista tutkista oli tutkaupseereiksi luokittelemattomien hoitamia , vaikka heidän osuutensa oli vain 38%.

Harrison /2/ oletti koulutuksen lisäävän luotettavuutta.

E. Tekniikan kehityksestä .

Kirjallisuusmateriaalin valoittamiseksi olemme höystäneet esitystä numeerisilla esimerkeillä . Niiden ajallisuuden vuoksi otsikkoamme on jatkuvasti seurattava ja uusittava viimeistään viiden vuoden sisällä .

Edelleen on huomioitava , että olemme keskittyneet laivatutkiin , jotka ovat rakenteellisesti yksinkertaisia . Vastaamme tulee sotilastutka A I v 1962 , jonka MTBF on vajaat 30 h . Aiemmin mainitun U.S.A.F. AN/APS-20E MTBF = 24.6h laitteen ollessa 60-luvun alun sukellusveneen paljastustutka . Sen valmistaneen Westinghouse-yhtiön nykyisten ilmavalvontatutkien MTBF = 750 h tämän luvun ollessa v 64 n 90 h .

Palataksemme laivatutkiin 50-luvun lopun /1/ MTBF = 210 . M.I.Skolnik /Radar Handbook 1970 , 31-6/ mainitsee transistoroidun 60-luvun alussa valmistetun laitteen arvoksi n 350 h . Tutkittaessa / Fairplay Shipping J. Feb 1 , 1968 , p.29/ 2000 transistoroitua Decca-tutkaa saatiin lukemaksi yli 400 h .

Viimeiksimainittujen kolmen lähteen mukaan todennäköisyys vikaantumattomuudesta puolen vuoden kalenteriaikana on 20 , 30 ja 50 % y.m. järjestyksessä.

Olemme keränneet eri Raytheon-sukupolviin liittyvien MTBF-arvojen laskemiseen tarvittavat tilastot vuodesta 1960 lähtien . Tyyppien valmistuksen kestäessä kussakin tapauksessa vuosia monien ollessa rinnakkaisvalmistuksessa on hieman vaikeata ilmaista tarkkaa vuosilukua virheen saattaessa olla pari vuotta.

Vanhin asiakkaamme on Raytheon 1402 . Se löytyy vielä neljästä laivasta (m/s Nunnalahdesta v 1960) . Käyttöasteena on 22 % ja MTBF = 272 h .

Ensimmäinen transistoroitu Raytheon-malli, 2502X, on runsaan vuosikymmenen takaa . Kauppalaivoistamme löytyy tätä sarjaa neljässä aluksessa myöskin . Käyttöasteena on jo 32 % ja MTBF = 530 h .

Viimeistä edellisen polven muodostavat 1650 S ja 1640 X edustaen 60-luvun lopun tekniikkaa . Näitä löytyy Suomesta n 26 kpl . Ne toimivat usein pareittain yhdessä . Tästä johtuen niiden käyttöaste ei ole kasvanut aivan tekniikan suomalla tavalla , sillä tutkaparien tapauksessa käytetään usein vain edullisinta aaltopituutta .

Käyttöasteina ja MTBF-arvoina on siten 1640 X : 25 % ja 380h ; 1650 S : 30 % ja 650 h .

Viimeisenä edelleen valmistuksessa olevana sarjana on 1660 S , 1060 S , 1645 X , 1220 X ja 1020X. Näitä löytyi tilastoista 91 kpl , joista 55 oli mallia 1660 ja 27 tyyppiä 1645 .Tuotanto aloitettiin RM (relative motion) laitteilla 60-luvun lopussa jatkuen TM (true motion) tyyppisenä integroitujen puolijohteiden osuuden yhä kasvaessa .

Saimme seuraavat mitat :
1645 X :44 % ja 520 h ; 1660 S: 49.3 % ja runsaat 760 h .

Tyyppien 1402 ja 2502 välissä oli useita malleja mm 1600,1700,...,2000-sarjan putkitutkia , joita on asennettu 14 laivaan. Emme ole eritelleet niitä .

Kokonaishavaintolukumme on n 400 , joista noin puolet liittyy tyyppiin 1660 S .

Näyttölaitteen AI käytettävyys on 91.323 % , vaikka viat ja huollot keskeyttävät sen toiminnan keskimäärin joka 25.1 h . $(T_1 \cong 2.38 h)$

Sen käytettävyys voisi ilman huoltoja olla 97.554 % muutaman vuorokauden ajan .

Tämä hyvin osoittaa , että lyhyestä MTBF-arvosta huolimatta voidaan päästä korkeaan käytettävyyteen erittäin nopealla ja tehostetulla huolto- ja korjaustoiminnalla . Siviilimarkkinoilla kustannukset muodostuisivat sietämättömiksi k.o. tapauksessa .

Jos merellä suoritettaisiin korjaukset , voitaisiin Raytheon 1660 :n käytettävyys kohottaa lukemaan 99.2 % , sillä $T_1 = 6.4$ h ilman matka-aikaa ja $T_0 = 760$ h .

Alhaiseen käyttöasteeseen 49.4 % johtavat seuraavat tekijät :

a) Laitteista 80 % on tutkapareissa . Leväperäisen käytännön johdosta vara-laitetta ei pidetä edes hehkutustilassa kuin vajaat 30 % reservissä ;

b) Uusiutumisajan leijonan osa menee matkaan satamaan .

Oman kuvan uusiutumisajan jakautumisesta antaa AN/APS-20E : hallinnollinen aika 36 % , logistinen osuus 62 % ja aktiivinen korjausaika 2.06 % .

Ohjaajani kanssa päädyimme siihen tulokseen , ettei tätä tilannetta voida näin alustavassa työssä ryhtyä kartoittamaan ja analysoimaan mahdollisia parannustoimenpiteitä .

F. Tutkataloudesta.

Käyttäjän kannalta ehkä suurin merkitys on tiedolla kuinka usein tutka on syytä vaihtaa uuteen. Tämän arvointiin liittyy oleellisesti edellä esitetty luotettavuuden lisääntyminen uusien sukupolvien myötä.

Edelleen meidän on tunnettava korjauslaskun suuruus eri malleille. Keräsimme tästä pienen tilaston (hl=97) Merenkulkuhallituksen tekn.toimistosta käsittäen vuodet 73-75 lokakuu. Emme ole tehneet n 40 % inflaatiolisäystä, sillä näiden laskujen matkaveloitukset lienevät poikkeuksellisen suuret asiakkaiden ollessa jäänmurtajien, luotsialusten - ja asemien tutka. Tätä korostaa vielä se, että otimme mukaan vain yhtä tutkaa koskevat huollot. Parin korjaus tulee suhteellisesti halvemmaksi (matkaosuudesta johtuen).Liite V esittää erästä laskua, tilastomme ulkopuolelta tosin. Formi on sama.

Saimme laskun keskimääräishinnaksi tyypeittäin:
1660 : 2014:-; 1650 : 1997:- ; 1645: 1844 mk.
Varaosien vastaavat arvot olivat
860:- , 990:- ja 1100 mk.

Ainoana selvänä trendinä oli työn arvon korostuminen. Tuntiveloitus nousi 38 mk. 65 mk. kahdessa vuodessa. Tätä vaikutusta on yritetty pehmentää lisäämällä työstä annettavaa alennusta 10 % 20 prosenttiin. Tästä huolimatta työveloitus kasvoi runsaat 50 % vastaten n 350 mk.

Vaikuttaa siltä, että tällä hetkellä vielä lievästi komponenttivaltainen laskutus muuttuisi melko nopeasti työpainoiseksi. Tätä tukee uudet huokeat integroidut piirit ja tutkien rakenteen komplisoitumisesta aiheutuva korjausajan kasvu. Lähteessä /2/ liittyen 15 v vanhoihin laitteisiin annettiin laskutukselliseksi uusiutumisajaksi 3.5 h. Tilastojemme mukaan tämä on noussut malleissa Raytheon 2502 ja 1660 arvoihin 6.5 ja 9.6 h.

Käsittelymme kannalta oleellisinta on, että mitään ratkaisevia eroja tyyppien välillä ei havaittu. Muutamien prosenttien poikkeamat keskiarvosta 2000 (1980) mk jäävät huomiotta.

Käyttäen edellisen luvun MTBF-arvoja saamme seuraavia vuotuisia huoltokustannuksia:

R 1402: 25700 mk ; R 1640:18600 mk ; R 1650:10800mk;
R 1645: 13600 mk ; R 1660: 9200 mk.

Merkitköön a kustannuseroa. Olemme saaneet y.o. arvot lähtemällä 3500 h vuotuisesta operointiajasta.

Uuden tutkan hankintakustannukseksi asetuksineen arvioimme 80000 mk = K.

Lähtemällä korkomallista, jossa korko p=10% vuoden lopussa lisätään pääomaan, saamme kannattavuuskaavan

$$t_{min} \geq \log (a/(a-K(b-1)))/\log b \quad \text{missä}$$

$$b = (1 + p)/100 .$$

Tällöin R 1402 :n vaihto malliin R 1660 osoittautuu kannattavaksi seitsemässä vuodessa . Vastaava vaihto 1402-1645 kannattaa vasta runsaan yhdentoista vuoden kuluttua . Vaihtoparit (1660 S , 1650 S) ja (1645 X , 1640 X) eivät kannata , jos asiaa tarkastelee puhtaasti liiketaloudelliselta kannalta .

On sanomattakin selvää , että tutkan tai minkä tahansa laitteen arvo on sen luotettavuusmittojen , suorituskyvyn ja siihen liittyvien kokonaiskustannusten yhdelmä .

Tilanne on todellisuudessa esitettyjä simppelejä tarkasteluja monisäikeisempi , mutta johonkin on tartuttava , ja rahallista hyötyä on aina helpointa arvioida .

Ohjaajani neuvosta ryhdyimme selvittämään kotimaisen huoltotoiminnan edullisuutta ulkomaiseen verrattuna .

Tiedot , jotka on kerätty Machineri OY:n arkistoista koskien suomalaisten kauppalaivojen 1660- laitteiden ulkomailla suoritteja korjauksia , ovat vertailukelpoisia , koska kaikki korjaamot kuuluvat Raytheon-ketjuun .

Kelpuutimme raportteja vain eurooppalaisista korjaamoista . Mukaan tulleet maat olivat Ruotsi , Englanti , Hollanti ja BRD .

Tilastomme ovat surkean pieniä .

Keskimääräiset korjaus - ja matka-ajat olivat ulkomailla 4.77 ja 2.23 h (hl=62) . Vastaavat kotimaiset ajat ovat 6.43 ja 3.17 h .

Tämä ero merkitsee rahassa n 200 mk eli 10% kokonaislaskusta . Kotimaisten raporttien luku oli lähes 200 (198) .

Todellinen yllätys paljastui MTBF-luvuissa :

ulkomaat : 620h (hl=31) ; Suomi:760h (hl=104).

Lähtien käyttötasosta 3500h/v muodostuisivat kustannukset laitetta kohden vuodessa ulkomailla korjattaessa määräksi 11000 mk , kun ne täällä ovat 9200 mk .

Korjausaikaraportteja olisi erinomaisen helppo kerätä vaikkapa viisinkertainen määrä .

Vika-aikatilaston suhteen tilanne on vaikeampi ; puutteellisten merkintöjen vuoksi niitä olisi voinnut saada kaikki eri tyypit mukaanlukien vain satakunta .

Voi vain toivoa , että suurimmat maahantuojat (Strömberg , Machineri ja Hedengren OY) suorittavat varustamoiden kanssa laajemman tilastojahdin .

Keräsimme tilaston , josta jo edellisessä luvussa annoimme tiedot , Machineri OY:n huoltamien n 160 laivatutkan jakautumisesta eri tyyppeihin ja niiden MTBF . Käyttäen aiempia laskuperusteita saimme keskimääräiseksi vuotuiskustannukseksi n 10000 (9750) mk .

Kauppalaivoissamme , joita on lähes 450 , on keskimäärin 1.6 tutkaa laivaa kohden .

Eriteltäessä tarkemmin tilastomme 50 tutkaparia , joista 45 oli 75 laivassa , todettiin , että putkitutkista n 30 % liittyi pareihin transistoroitujen laitteiden kohdalla vastaavan luvun ollessa n 80 % .

Vuosittain uusitaan laivoista n 5% luvun ollessa tutkille vielä suurempi ; uuteen laivaan ei aseteta käytettyä tutkaa , mutta päinvastoin saattaa hyvinkin tapahtua .

Tutkaluku laivaa kohden lähenee asymptoottisesti kahta (useampia ei kannata asettaa) lukeman ollessa kymmenen vuoden sisällä ainakin 1.8 .

Huomioitaessa Merenkulkuhallituksen runsaat sata laitetta saadaan kauppallisten laivatutkien luvuksi Suomessa n 800-850 nousten erittäin hitaasti tuhanteen , sillä laivaluku ei ole pitkiin aikoihin noussut tonniston kasvun johtuessa laivakoon lisäyksestä .

Huoltotoiminnan kokonaisarvo on siten vajaat 10 miljoonaa markkaa vuodessa lähtien v 73-75 tasosta.

Keräsimme 698 raporttia 27 laivasta (m/s Aallotar --- m/s Finnlark) , joissa oli 43 tutkaa . Korjauksista suoritettiin 218 eli 27 % ulkomailla .

Jos huoltosopimuksia solmittaisiin, jollainen oli vain yhden yhden laivan kohdalla (m/s Enskeri) , valtaosa tästä voitaisiin suorittaa kotimaisin voimin (2.asteen) ennaltaehkäistävien vikojen osuuden ollessa 4/5 .

Varustamoiden kustannussäästö saattaisi olla kotimaisen huollon laadukkuuden ansiosta n 300000 mk valuuttasäästön ollessa vajaat pari miljoonaa mk .

Tietääksemme " vain " Suomen Höyrylaiva OY käy neuvotteluja huoltosopimuksesta .

Asiantilan vaikutusta pehmentää se , että ulkomaalaisraportteja löytyi n 400 vastaten n 65 % ulkomaille menetetystä korjaustoiminnasta .

Maailmassa oli Lloydsin tilastojen mukaan v 1964 yhteensä 25000 kaupallista laivatutkaa .

Yksistään Raytheon-yhtymä oli vuoteen 1973 mennessä valmistanut yli 80000 laitetta ilmoittaen olevansa alan suurin . Nämä jakautuivat 250 huoltamon kesken . Parinsadan tutkan kuormituksellaan Machineri OY on kansainvälistä keskikokoa pienempi Raytheon-ketjussa .

G. Tutkan ikääntymisestä .

Käsitellessämme sukupolvenvaihdoksen kannattavuutta Lukija mahdollisesti ihmetteli sitä , ettei ikääntymisestä puhuttu mitään .

Tilastot , joita seuraavassa käsittelemme , osoittavat , ettei tutkan vikaintensiteetti osoita suuntausta viiteentoista ikävuoteen mennessä .

Wylie /1,Table 3/ on laskenut tuhannen tutkan keskim. vikataajuuden iän funktiona arvojen ollessa pyöristetyt lähimpään vuoteen . Tämä taulukko esitetään seuraavin merkinnöin :

I = ikä vuosissa ; II = 0-vialliset ; III = 0-viallisten osuus iän suhteen prosenteissa ; IV = vioittuneiden luku ; edellisten vikaluku (/6kk)=V .

Taulukko 2.

I	II	III %	IV	V
1	23	17.7	107	3.47
2	16	16.6	80	3.08
3	20	22.4	69	3.39
4	20	19.4	83	4.52
5	21	21.8	75	3.21

jatkuu

I	II	III%	IV	V
6	17	21.2	63	3.57
7	15	18.7	65	3.58
8	13	20.9	49	4.26
9	20	27.7	52	4.15
10	12	19.3	50	3.60
11	8	16.3	41	4.16
12	4	13.3	26	4.04
13	6	23.1	20	2.70
14	2	22.2	7	4.14
15	1	7.7	12	4.66
16	1	33.3	2	2.50
	y.199	k.19.9%	y.801	k.3.68 .

Arvot k. = keskimäärin ovat painottamattomia keskiarvoja .

Painotettu laivatutkan keskimääräisikä oli 3.68 v vuonna 1964 taulukon mukaan .

Sovellettaessa Mann-testiä , s 21 , sarakepareihin (I,V) ja (I,III) saadaan :

(I,V): $T_n = 67$, $g = 0.6753$ ja $P\{T_n > \text{obs } T_n\} = 0.250$;

(I,III) : $T_n = 57$, $g = -0.2251$ ja $P\{T_n > \text{obs } T_n\} = 0.589$

Suljettaessa viimeiset kolme harvatutkaista ikävuotta päädytään arvoihin

(I,V): $P\{T_n > \text{obs } T_n\} = 0.252$ ja (I,III) :

$P\{T_n > \text{obs } T_n\} = 0.380$.

Vastaaviksi todennäköisyyksiksi saadaan suljettaessa pois vielä yksivuotiaitten ryhmä , jossa saattaa olla sisäänajon vaikutusta , 0.269 ja 0.225 . <u>Mitään suuntausta ei hakemallakaan löydy</u>.

Sarakkeiden V ja III hajoinnoiksi muodostui 0.6106 ja 5.5395 % niiden välisen korrelaatiokertoimen ollessa - 0.536 .

Sarakeparien (I,V) ja toisaalta (I,III) korreloitumattomuudeksi saadaan 0.771 ja 0.091 .

On korostettava , että tilastot on sulatettu yhteen . Se , että vikataajuus ei vuosissa mitattuna osoita trendiä , ei merkitse , etteikö yksityisen tutkan intensiteetti voisi rajustikin vaihdella lyhyemmillä aikaväleillä , jolloin eksponentiaalisuudesta ei voi puhua . Vika-aikakertymän määrittely onkin seuraavan otsikkomme aihe .

Yksityisille laivoille on vaikea kerätä tilastoja . Esitämme m/s Nunnalahden viisitoista vuotta vanhalle R 1402-laitteelle y.o. tarkastelut . Vikavälejä saimme vain 13 , koska useimmat tuntimittarilukemat unohdettiin merkitä . Ne ovat aikajärjestyksessä vuosien 60-75 välillä :

375 , 413 , 5 , 127 , 17 , 173 , 341 , 42 , 5 , 313 , 423 , 641 ja 218 h . (tuntimittarista) .

Vastaavat kalenterivälit olivat :

79 , 92 , 3,35 , 50 , 138 , 57 , 30 , 6 , 35 , 49 , 76 ja 26 vr .

Nyt y.o. todennäköisyyksiksi saadaan 0.768 ja 0.197 .

Vaihdettaessa vastaoletus vikavälien lyhenemisestä kasvamiseen iän funktiona muodostuu todennäköisyyksiksi 0.197 ja 0.729 osoittaen Mann-testin epäsymmetrian lieväksi .

Vastaoletusta vaihdeltaessa esitetyllä tavalla saadaan käyttöasteeseen liittyviksi todennäköisyyksiksi 0.82 ja 0.15 .

Mitään suuntausta ei esiintyne .

Kentän näkemys jo kymmenvuotiaasta tuttkasta jonkinlaisena romuna lienee ymmärrettävä yleisenä vanhan tekniikan halveksuntana , jolla ei ole todellisuudenpohjaa .

Vallan eri asia on , että uudemmissa sukupolvissa on vähemmän vikoja johtuen niiden erilaisesta komponenttirakenteesta (putket vs transistorit vs integroidut mikropiirit) eikä suinkaan siitä , että niitä ei ole ehditty käyttää yhtä kauan tai monta vuotta .

Siirrymme kenttätilastojen jakaumasovituksiin . Teksti ei tämän jälkeen liity välittömästi käytännön kysymyksiin .

Aloitamme helpommista jakaumista --- vika-ajoista .

H. Vika-aikajakaumista .

Aloitamme v 1962 käyttöönotetuista sotilastutkista A I ja II , joita koskevat tilastot on ins maj N Forsström antanut käyttöömme liitteen VI muotoisina päiväkirjoina .

Koska kolme näyttölaitetta tyyppiä A I toimii rinnan sarjassa yhden A II laitteen kanssa , on niiden rakenne toisistaan poikkeava .

Olemme käyttäneet vain viidenneksen tarjotusta materiaalista , jota on aluksi manuaalisti käsiteltävä , kattaen ajanjaksot 010373 - 300973 = 214 vr ja 130473 - 310174 = 294 vr havaintolukujen ollessa näistä laitteista 204 ja 225 y.m. järjestyksessä .

Toimintaa on keskeyttänyt vikojen lisäksi viikoittaiset -ja kuukausihuollot , joihin liittyy (liitetty ?) jaksottomuuksia . Koska huollot katkaisevat toiminnan , olemme puhdistaneet tilastot kaikista havainnoista , joihin liittyy tasatuntinen -tai lähellä kahta -tai kahdeksaa tuntia oleva keskeytys .

Olemme pyrkineet koneen "luonnolliseen" kertymään .

Näyttölaitteeseen A I liittyy se outous , että maaliskuun 73 jälkeen ei ole juuri merkitty lyhyimpiä alle 0.1 h keskeytyksiä .

Smirnov-testi , s 22 , osoittaa , että aikaväleillä 010373 klo 00.00 - 280373 klo 16.00 ja 170575 klo 16.49 - 300973 klo 24.00 , joilla on 50 " puhdistettua " sykliä , on 95 % varmuudella eri kertymät :

$$n\ D_n \geq k_1(20h) - k_2(20h) = 18 \geq 14 \quad .$$

Tämä näkyy vielä selvemmin vastaaville korjausväleille , joille $n\ D_n$ on ainakin 29 .

Koska tämä saattaa johtua kirjanpitoon liittyvästä muutoksesta , esitämme sekä kokonais- että maaliskuun tilastot kojeesta A I .

Tilasto 3: vikavälit , maaliskuu 73/A I .

k	t[h]	hl	1-F(t)	f(t)
1	0-0.6	8	0.849	0.252
2	-2.37	8	0.698	0.085
3	-4.35	7	0.566	0.067
4	-7.0	7	0.434	0.050
5	-10.01	7	0.302	0.044
7	-19.27	8	0.151	0.016
8	-58.42	8	0	0.003

Chi-testiä varten on (t,hl)-pareiksi otettava : (2.37,16) , (7.0,14) , (17.97,13) ja (58.42,10).

Taulukosta 3. saadaan GR-menetelmällä , s 24 , Weibull-parametreiksi a = 0.716 ja c = 0.215 korrelaatiokertoimena r = 0.9999 ja Chi-hylkäyksenä alle 30 % : $\chi^2_{0.1}(3) = 0.584 < \chi^2_0 = 1.38 < 1.42 = \chi^2_{0.3}(3)$.

Vastaaviksi siirretyn eksponenttijakauman suureiksi tulee :

$q=0.0929$, y-siirto $=0.161$, $r=0.995$ ja Chi-tyrmäys .

Momenttimenetelmän satona on :

Weibull : $a=0.856$, $c=0.135$ ja Chi-todennäköisyys hylkäyksestä on välillä 30-40 % .

Gamma : $E=9.259$, $\sigma=10.856$ h , $a_2=0.727$, $a_3=0.737$, $a_4 = 0.969$, $\sigma^2(a_2)=0.047$, $c=0.0786$ ja $\sigma^2(c)=0.00071$.

Koska $k<1$, ks s 26, ei testaushypoteesimme pysty antamaan, karkeutensa vuoksi, mitään hylkäystodennäköisyyttä .

Kvantiilimenelmä antaa Weibull-sovitukseksi pareilla $(l,r) = (18,36)$ ja $(20,40)$ a-arvoiksi 1.215 ja 1.906 c-lukujen ollessa 0.000834 ja 0.0000132. Chi-tyrmäyksien hurjuuden laskemiseksi olisi konstruoitava oma tietokoneohjelma . Kvantiilimenetelmä lienee avuton pienillä otoksilla .

Siirrymme tämän jälkeen kokonaisotokseen .

Tilasto 4/ AI vikavälit koko periodi :

t[h]	hl	1-F(t)	f(t)	k
0 - 0.65	18	0.8705	0.199	1
- 2.37	17	0.7482	0.0711	2
- 4.5	17	0.6259	0.0574	3
- 8.83	18	0.4964	0.0299	4
- 16.92,	17	0.3741	0.0151	5
- 25	17	0.2518	0.0151	6
- 45.7	17	0.1295	0.0059	7
- 141.77,	18	0	0.0013	8
	y.139			

Gr-menetelmällä lasketut W-parametrit ovat a = 0.632 ja c=0.177 korrelaationa r=0.999 Chi-alueen ollessa 30-50 % .

Vastaavasti siirretylle eksponenttikertymälle on : q = 0.0413 , y-siirto = 0.244 , r=0.991 ja Chi-hylkäys .

Kvanttiilimenetelmä , vaikkakin johtaa Chi-eväykseen , ei enää yhtä karkeasti riko modaalirakennetta . Parille (53,104) saadaan luettelo a=0.948 , c=0.00105 ja estimointihajonta σ (a)=0.288 .

Momenttiperiaatteella saadaan Weibull-sovitus a = 0.779 ja c = 0.0907 Chi-välinä 95-99 % .

Käsittelemme AII-tilaston kahtena ; kokonaisuudessaan ja edelliseen tapaan huolloista puhdistettuna liittäen erotukseksi jälkimmäiseen tapaukseen pilkun .

Tilastot 5./AII .

k	t[h]	hl	f(t);	hl´	f´(t) .
1	0-0.73	23	0.1459	22	0.1852
2	-3.07	26	0.0514	25	0.0578
3	-6.65	27	0.0349	25	0.0377
4	-13.75	26	0.0170	23	0.0175
5	-22.68	26	0.0135	23	0.0139
6	-35.43	29	0.0105	22	0.0093
7	-56.15	26	0.0058	21	0.0055
8	-88.05	24	0.0051	18	0.0044
9	-166.25,	9	0.0005	6	0.0004
		y.216		y.185	

Gr-metodi johtaa seuraaviin Weibull-sovituksiin:

F : a = 0.676 , c = 0.1232 ja 90-95 % Chi-tulos .

F´: a = 0.665 , c = 0.141 ja 70-90 % Chi-arvo .

Huolloilla ei siten ole ratkaisevaa merkitystä operointiaikajakaumaan , joka laitteiden A I ja II ollessa jatkuvatoimisia on lähellä vika-aikajakaumaa .

Momenttimenetelmä ja kvanttiilimenetelmä johtavat yli 99.9 % hylkäystodennäköisyyksiin .

Sovitettaessa kaksi Weibull-suoraa kvintuplettimenetelmällä päästään ilmiömäiseen tulokseen : F : $a_1 = 1.4$, $c_1 = 0.0047$, $a_2 = 0.7$, $c_2 = 0.3$, $Q_1 = 0.55$ ja $\chi_o^2(8) = 2.00$ vastaten alle 10 % , luultavasti vajaan 5 % hylkäystodennäköisyyttä .

Käsittelemme vielä Raytheon 1660 S laitteista kerätyt kaksi tilastoa alkaen huoltosopimusta vailla olleiden (t,hl)-pareista :[1]

(70,8) , (130,9) , (200,7) , (308,7) , (550,7) , (1127,7) , (1716,6) ja (4822h , 7) .

Gr-menetelmästä saatin W-parametrit a = 0.771 ja c = 0.00756 ja $\chi_o^2 = 2.447$ vastaten 70-75 % Chi-eväystä vapausasteen ollessa kaksi ; testivaatimusten täyttämiseksi valitsimme (t,hl)-pareiksi (170,19) , (847,20) ja (4822,19) .

Vastaavaksi kertymästä seurasi momenttimenetelmällä a = 0.750 , c = 0.00634 ja Chi-neliö on 2.72 vastaten väliä 70-75 % myöskin .

[1] Pari (t_i, hl_i) merkitsee havaintojen lukua hetkeen t_i päättyvällä välillä $[t_{i-1}, t_i]$.

Haluttaessa tutkia käyttöastetta saattaa myös vikojen välisten kalenteriaikojen kertymän tuntemi- nen olla paikallaan . Tällöin (t,hl)-pareina on : (10 vr , 9) , (15,9) , (26,8) , (38,8) , (65,8) , (84,9) ja (425,9) .

Gr-menetelmä johti W-arvoihin
a = 1.053 , c = 0.0173 ja Chi-välinä 50-70 % ;
jakopareina on tällöin (18vr,20) , (65,22) ja (425,18) .

Yhtä lähellä oleva muotoparametrin arvo kannustaa yrittämään eksponenttisovitusta (puhdasta ilman pysäytysparametria) . Päädyimme pikkutilas- tomme kohdalla arvoihin q = 0.01556/vr ja Chi-väliin 70-90 % ollen mieluisa yllätys .

Momenttimenetelmällä saatiin W-lukemat
a = 0.748 , c = 0.0408 ja Chi-väli 70-90 % .

Viimeiseksi käsitellään Nesteen vikaantumiset huoltosopimuksen ollessa voimassa . Nyt pareina (t,hl) on:
(349h , 15) , (832,15) ja (1996,16) .

Lähdimme suoraan Chi-testiin kelpaavasta jaosta .
Gr-menetelmä johtaa Weibull-arvoihin
a = 1.133 , 0.000519 ja Chi-tulos 70-90 % (χ^2_o=3.20).
Vastaavina momenttikeinon lukemina on
1.35 , 0.000112 ja 70-90 % . Chi-neliö oli ensi kertaa Gr-metodista saatua parempi : 2.81 .

Tulo Ec on Gr-menetelmässä 90% varmuudella välillä:
(0.73 Ec , 1.36) kun a = 1.053 ja hl = 60 ;
(0.70 Ec , 1.42) " a = 1.133 " hl = 46 .

Ks /O.L.,luennot luot stok per,o.o2.o6,75,s24 interpol./

Puhtaasta eksponenttijakaumasta tiedetään : q = 0.00130 hylkäystodennäköisyyden ollessa välillä 90-95 % .

Siirretty eksponenttijakauma johtaisi luonnottomaan pysäytysparametriin 60.7 h parantamatta juuri laisinkaan sovitusta . Näistä syistä emme myöskään ole sovitelleet 3-parametrisia Weibull-kertymiä . Uusiutumisaikojen kohdalla , joita seuraavassa luvussa käsitellään , ei kuitenkaan selviydytä kaksiparametrisilla jakaumilla , joten siirrymme suoraan kvintuplettimenetelmän käyttöön .

Korrelaatiokertoimien harhaanjohtavuudesta kertonee R 1660-tilastot , joille logaritminen normaalijakauma antoi jopa 99.5 % korrelaation joutuen tyrmätyksi Chi-testissä .Viimeiksimainittu seikka johtuu siitä , että jakaumaa vastaava hasardifunktio on asymptoottisesti laskeva eikä sitä missään tapauksessa voida käyttää vikavälien spektrin levittäytyessä laajalle ; tutka on tyyppiesimerkki tästä .

I Uusiutumisajoista .

Sovitamme aluksi merellisen uusiutumisajan . Diskretisoimalla lähteen /1 , Table 3. , sarake 4/ välit keskipisteisiinsä tulee (t,hl)-pareiksi :

(12h,113) , (36,27) , (108,18) , (180,16) ja (x,24) .

Arvoa x ei tiedetä , sillä viimeisestä välistä on vain ilmoitettu sen koostuvan yli tuhannen tunnin ajoista . Tutkimuksen kattaessa 184 vr = 4416h keskimääräisen merelläoloajan ollessa 103 vr = 2472 h on pisimmäksi merellisen uusiutumisajaksi vuoroon sijoitettu x = 1000 , 2472 ja 4416 h.

Gr-menetelmä johtaa Weibull-kertymälle $a = 0.321$ ja $c = 0.381$ Chi-eväyksen ollessa 90-95 % , kun x = 2472,4416 h , ja 95-99 % kun x = 1000 h .

Suuremmat x-arvot johtavat parempaan sovitukseen havaintoavaruuden ollessa laajempi ; kertymäfunktio saa vasta äärettömyydessä arvon 1 .

Kvintuplettimenetelmällä saadaan parametrit $a_1 = 0.642$, $c_1 = 0.293$, $a_2 = 0.9$, $c_2 = 0.0052$ ja $Q_1 = 0.74$. Chi-neliöinä on y.o. x-arvoilla 6.41 , 1.12 ja 0.95 vastaten vapausasteen ollessa neljä hylkäystodennäköisyyksiä 70-90 % , 10 - 30 % ja vajaa 10 % .

Tästä lähin jakaumat ovat niin hankalia , että vain viisikkomenetelmä puree niihin .

Tähän tulokseen päädyttiin yritettäessä sovittaa logaritmista normaali , Weibull ja siirrettyä eksponenttijakaumaa . Myöskään gammakertymä ei sopine; saimme hataralla Chebysěv- testillämme sen kumottua 98 % varmuudella maaliskuun 73 puhtaiden korjausaikojen tapauksessa laitteen AI ollessa kyseessä . Merellisten uusiutumisaikojen kohdalla prosenttina oli 71 % .

Sivuutamme maaliskuun 73 tilaston sen pienuuden (hl=53) vuoksi . Sitäpaitsi sehän otettiin vain esille vika-aikojen kirjaamisessa mahdollisesti tapahtuneesta muutoksesta johtuen .

Näyttölaitteen A I uusiutumisajan tiheysfunktio vaikuttaa kaksihuippuiselta . Pareina (t,hl) kokonaisajalta ilman huoltoja (karsinta on tekijän suorittama) on:

(0.033h,14) , (0.1167,19) , (0.1833,18) , (0.2333,14) , (0.80,18) , (2.43,19) ja (7.43,19) . (hl=139) .

Pareista on helppo laskea emppiirinen tiheys . Sen ääriarvorakenne vaihtelee voimakkaasti muutettaessa histogrammivälejä .

Kvintuplettimenetelmän tuloksena on :

$a_1 = 0.65$, $c_1 = 1$, $a_2 = 2.026$, $c_2 = 24.255$, $Q_1 = 0.72$ ja Chi-hylkäystodennäköisyyden asettuessa välille 30-50 % .

Tutkan ollessa A II vastaava selvitys on :

(t,hl) : (0.033,19) , (0.066,23) , (0.1166,32) , (0.25,29) , (0.43,25) , (1.83,20) , (2.33,25) , (6.08,18) ja (103.25,6) .

Viisikkona on :

$a_1 = 0.8$, $c_1 = 0.7$, $a_2 = 1.2$, $c_2 = 8.93$ ja $Q_1 = 0.46$. Tällöin eväystodennäköisyys on 50-70 % . Sitä ei käsittääksemme saa metodillamme alle 50 % kyseisen jakauman tapauksessa ; rajansa kaikella .

Siirrymme Raytheon 1660 S-tutkan korjausaikatilaston käsittelyyn . Sen (t,h1)-parit ovat : (1h,20) , (2,29) , (3,30) , (4,24) ,(6,23) , (9,21) , (12,18) ja (55,20) laskutuksellisen aikayksikön vaihdellessa tunnin ja puolen tunnin välillä .(h1=185)

Viisikkona on nyt :

$a_1 = 2 = a_2$, $c_1 = 0.14$, $c_2 = 0.01$ ja $Q_1 = 0.48$. Chi-tuloksena on väli 30-50 % .

Ratkaisusta näkyy , että siihen on päästy nopeasti . Kvintuplettimenetelmä onkin sangen joustava . Viisikkojen varioimisen voi lopettaa päädyttäessä riittävän hyvään Chi-tulokseen . Ainahan tällainen ei kaiketi ole saavutettavissa .

Haluttaessa päästä yksinkertaisempaan jakaumaan saattaa tilaston satunnaistaminen auttaa .

Edelliselle tilastolle tämä voidaan tehdä siten että generoidaan pseudosatunnaislukuja kutakin tuntia i vastaava määrä levittäen ne oikein suhteutettuna suuruusjärjestyksessä välille [i-0.5 , i+0.5] ensimmäisen levityksen kattaessa välin [0,2.0] .

Edellisen tilaston jakopisteiksi sattuivat : t = 1.58 , 2.43 , 3.12 , 4.01 , 5.47 , 7.70 , 11.54 ja 55 .

Käytettäessä Gr-menetelmää saadaan Weibull-parametrit a = 1.360 ja c = 0.0870 Chi-eväyksen ollessa vähintään sie[illegible]että[illegible]ä 7[illegible]-90 % .

Jatketaan R 1660:n laskutuksellisella uusiutumisaikatilastolla , johon nyt kuuluu matka-ajat ja mahdolliset laivojen odotukset lisättynä vastaaviin korjausaikoihin .Tällöin (t,hl)-pareiksi muodostui :

(2h,19) , (3,17) , (4,18) , (5,17) , (6,24) , (8,23) , (11,27) , (14,23) , (67,30) . (hl=198) .

Viisikkona on :

$a_1 = 1.1$, $c_1 = 0.27$, $a_2 = 2$, $c_2 = 0.0081$ ja $Q_1 = 0.58$.

Chi-neliö 7.55 liittyy vapausasteen ollessa kahdeksan n 52 % hylkäystodennäköisyyteen .

Työn puhtaaksikirjoitusvaiheessa oli Pääesikunnan Sähköt-os. valmisteilla inferenssi-tilastojen automaattinen rekisteröinti reikänauha-ohjelmineen . Jatkon kannalta on merkittävää , että tiedot on kerätty myös komponenteista ja tutkiin liittyvistä periferialaitteista .

Alustavasti on myös saatu lupaus tanskalaisen TERMA ELEKTRONISK INDUSTRI A/S EDP (Electronic DATA Processing) ohjelmiin liittyvistä tilastoista .

AN ABSTRACT ON RADAR RELIABILITY

By Ben Uriel Livson

This work was carried on
under the supervision of
Professor O.Lokki

AN ABSTRACT ON RADAR RELIABILITY .

We started with modifying general reliability theory to radar practices .

Attention was paid to radar couples as most vessels are endowed with such .

We found B.V.Gnedenko's treatment of the subject /3,6.2/ satisfactory being highly independent of distributional hypothesis and yielding close values in the Markovian case .

Various operational options such as cold standby , lightly loaded standby and parallel systems were discussed ..

The interswitching of radars falls outside the range of our study as we have not descended to the component level .

We then proceeded to investigate multiradar systems by using two different approaches.

In the former we defined a Markovian (m,n,v,r)-system as follows :

The system fulfils its tasks if at least m devices operate with n being the optimum number of operating and v the reserve amount of radars , while r stands for the number of service facilities .

Transitional intensities are given by (13),p14 , each radar having the same constant failure and repair rates q and w respectively .

We allow fewer than m radars to operate ; although system-requirements are not satisfied, the network is not necessarily obsolete .

Consequently the corresponding reliability measures are lower bounds with respect to the minimal system-requirements .

Our second attempt was to get rid of the exponentiality hypothesis .

By using /3,6.2.18-19/ the reliability contribution , (15) p 18 , of a single unit to a parallel system can be used to express the approximate reliability , (16) p 19 , of an (m,n)-system /4,200/ .

An analogous try can be made with (14) when system uptime ratio is in question .

Preventive maintenance policies were discussed at some length . Statistics for this dealt with four tankers of the Finnish " Neste OY " the six radars of which are overhauled at each homeport call . There exists no optimum frequency of periodic maintenance in the sense of /4,259-61/ as the time to perform emergency repair is less than in the case of scheduled maintenance , 9.60 h vs 11.02 h . The availability gain results from replacing components nearing wear-out .

We believe that the inverse of failure intensity w.r.t. calendar-time is a suitable basis for scheduling maintenance . Studying /1/ and /2/ seems to support this .

At least no additional costs result .

Availability increases , in our case , from some 85 % to 90-95 % .

We reached the conclusion that the best switching policy is continous operation at sea with as few interruptions as possible in accordance with /2/ and present practices of the Finnish administration of maritime affairs .

The underlying utility criteria for radar use are not , however , yet fully known .

Maintenance costs of three radar generations were estimated : Raytheon 1402 , (1640X,1650S) and (1645X,1660S) . These costs reduced to one third .

The level of use w.r.t. calendar-time nearly trebled with equally impressive increases in technical performance and investment price .

The feasibility of replacing old models with new ones is not an,in our opinion , eo ipso matter ; radar availability is gradually reaching a saturation point , while the use of technical overperformance is questionable . Moreover our results are in agreement with /1,Table 3/ implying no increase in failure intensities up to 15 years of use .

The backbone of this work was to make an inference study about failure and renewal time distributions .

The exponential and logarithmic normal distributions suffered a heavy blow in the above cases respectively .

The two-parameter Weibull-family fits failure time data excellently . By using such easy-to-use methods to determine parameters as Weibull-paper with linear regression or the method of moments we obtained Chi-square exactness of fit values between 10 and 95 % .

The nature of renewal/repair time distributions is highly complicated with the corresponding density function having in some cases two peaks or an unclear structure of extreme values .

We developed a method of quintuples expressing the empirical distribution as the sum of two 2-parameter Weibull-distributions as stated by (17) p 27 , bottom .

Less than twenty experiments with parameter - quintuples led to Chi-probabilities of rejection to fall between 10 and 70 % .

This 5-parameter fit seems to have a tremendeous power and manouverability .

The number and average size of our statistics were : 12 and 139.4 , respectively .

KIRJALLISUUS / LITTERATURE .

/1/ F.J.Wylie , An Investigation into Marine Radar Reliability , The Radio and Electric Engineer , Vol 33 , No. 1 , p 17-23 , 1967 .

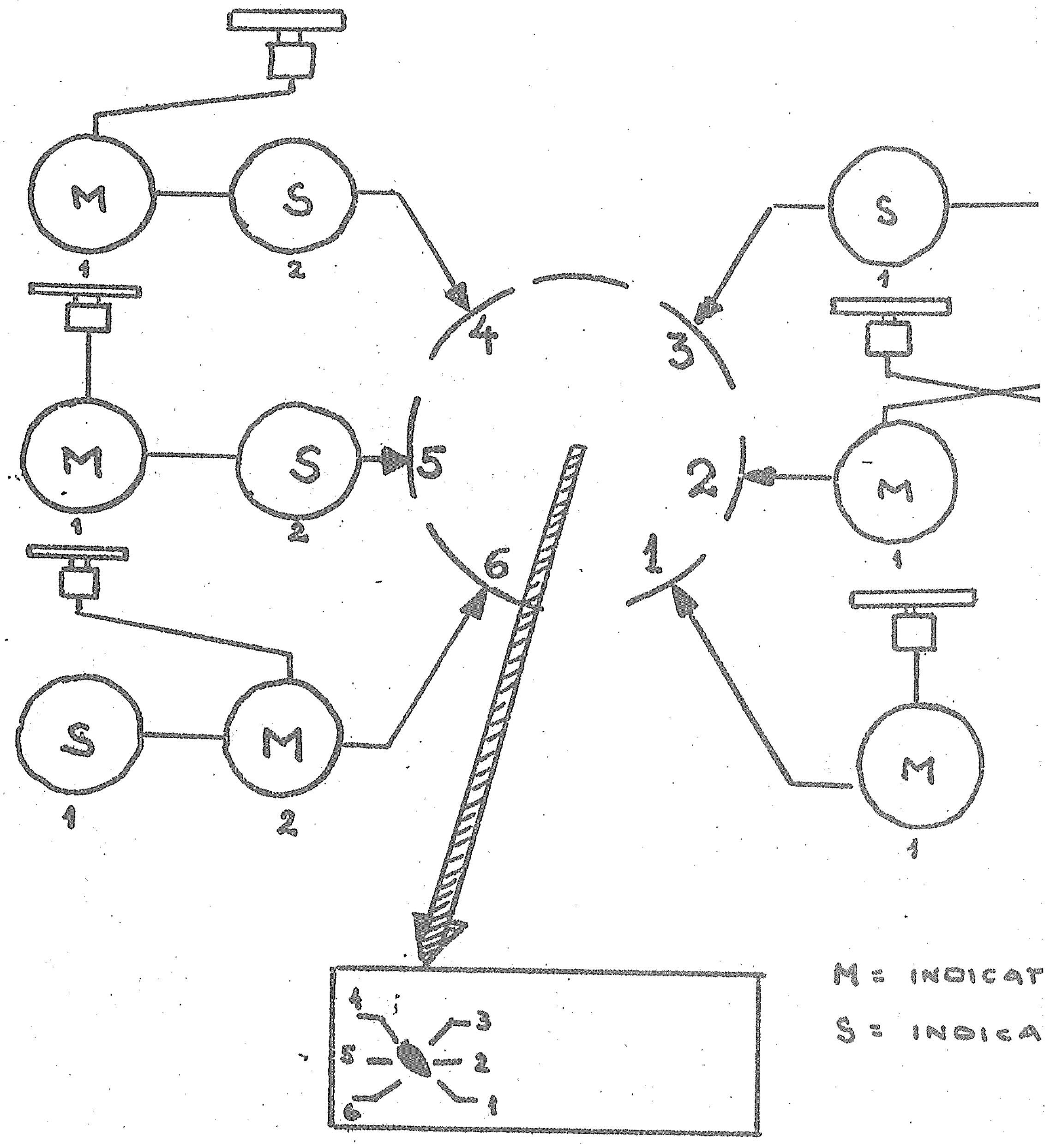
/2/ A.J.Harrison , Radar Reliability on Trawlers , The Radio and Electric Engineer , Vol 33 , No. 1 , p 27-30 .

/3/ Gnedenko-Belyayev-Solovyev , Mathematical Methods of Reliability Theory , Academic Press 1969 .

/4/ J.G.Rau , Optimization and Probability in Systems Engineering , Van Nostrand 1970 .

INTERSWITSHING SYSTEM

SYSTEM SELECTOR



M = INDICAT

S = INDICA

1 POSITION: 1 = 10 CM SYSTEM
2 = 3 CM SYSTEM

2 POSITION: 1 = 3 CM SYSTEM
2 = 10 CM SYSTEM

3 POSITION: 2 = INDICATOR MASTER
1 = SLEEVE (STANDBY = OFF)

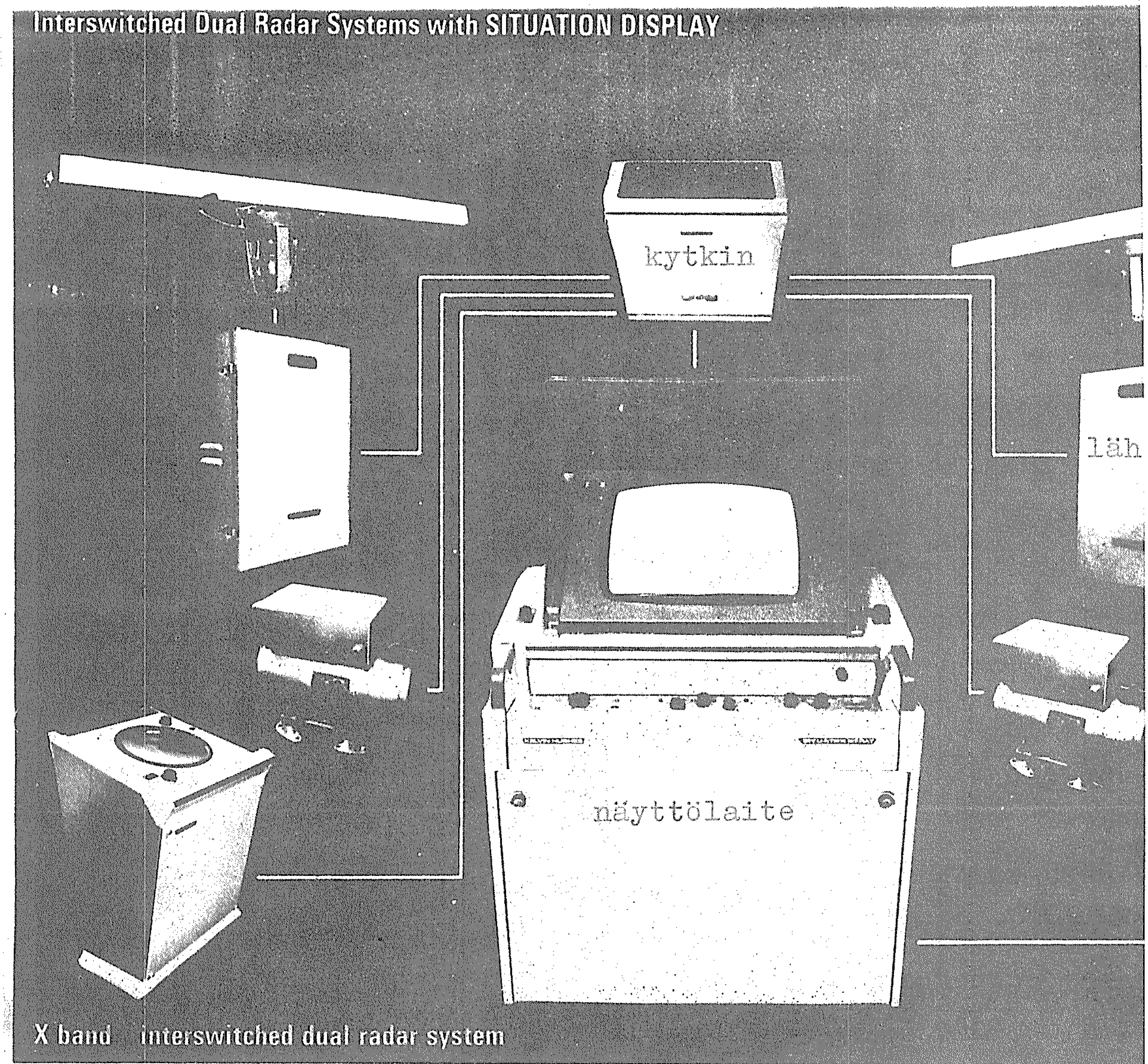
3-CM SYSTEM.
BOTH INDICATOR HAVE SAME PICTURE
(BUT CAN BE USED 2 = 24 NM 1 = 3 NM)

1 BRILIANCE, VIDEO GAIN, VRM, MARKERS,
AND TM OPERATION NORMAL

4 POSITION | 3 CM
1 = MASTER
2 = SLEEVE

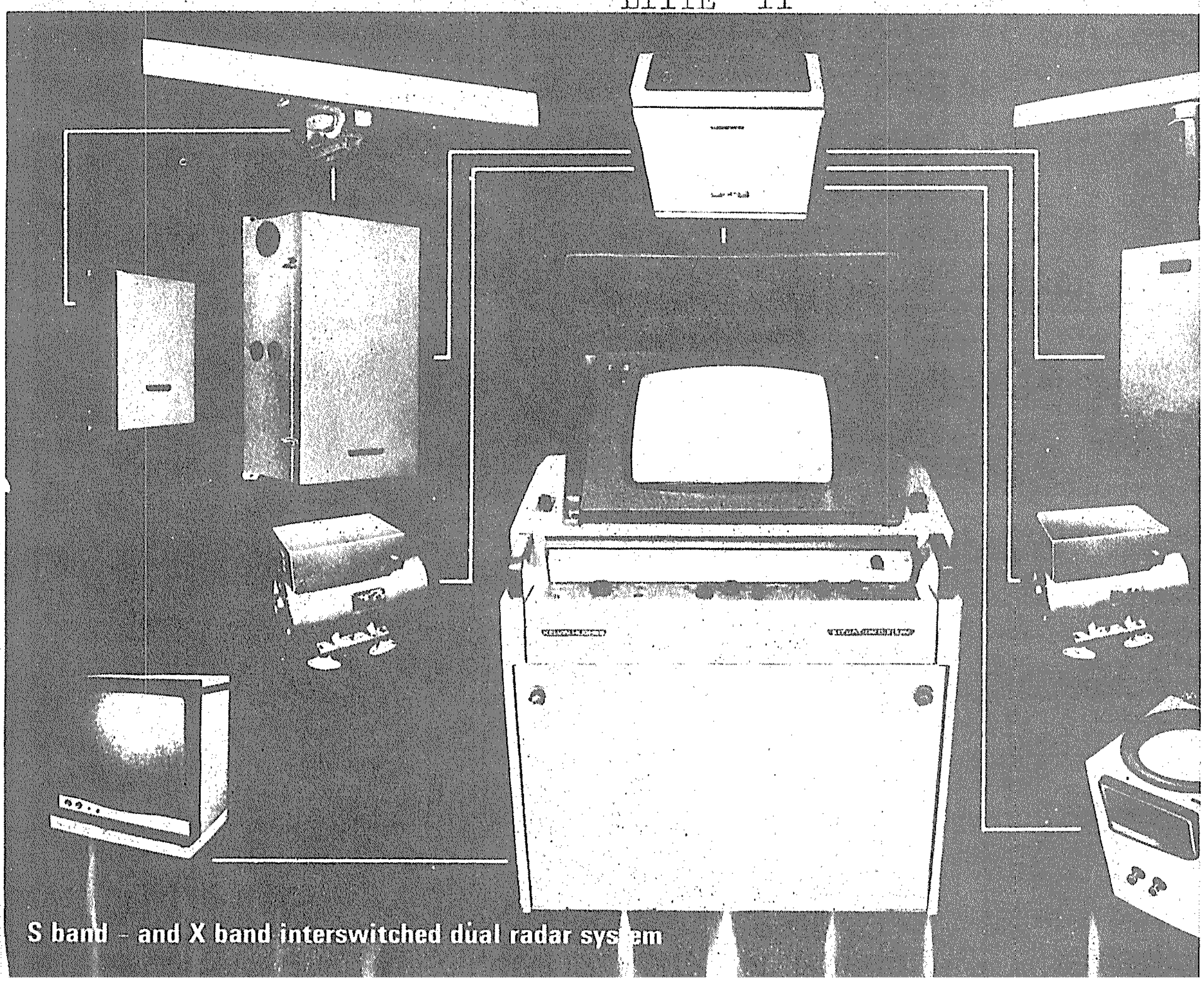
5 POSITION: 1(
1 = MASTER
2 SLEEVE

6 POSITION: N
1 = SLEEVE
2 = MASTER



X band interswitched dual radar system

LIITE II



S band - and X band interswitched dual radar system

LIITE III

Tietokoneohjelma kahden rinnankytketyn laitteen vikautumisen simuloimiseksi

Ohjelma simuloi kahden rinnankytketyn laitteen A ja B vikautumista ja laskee ns tehottoman ajan ts ajan, jolloin kumpaakaan laitetta ei voi käyttää sekä kuinka monta kertaa molemmat laitteet ovat yhtäaikaa rikki.

Laitteilla on kaksi erilaista normaalitilaa:

1) laite A on käytössä ja B varalla (tai päinvastoin)
2) laite A on huollossa ja B käytössä (tai päinvastoin)

Vikautumisen takia voidaan joutua epänormaaliin tilaan, jolloin ohjelma toimii eri tapauksissa seuraavasti:

1) Käytössä oleva laite (A) rikkoutuu. Tällöin A siirretään korjattavaksi ja varalla oleva laite (B) otetaan käyttöön. Ei tehotonta aikaa.

2) Varalla oleva laite rikkoutuu ja siirretään korjattavaksi. Ei tehotonta aikaa.

3) Käytössä oleva laite (A) rikkoutuu, kun toinen (B) on huollossa. Siirretään A korjattavaksi ja otetaan B käyttöön. Tällöin tehotonta aikaa tulee ns kytkentäajan verran eli sen verran kuin tarvitaan B:n saattamiseksi toimintakuntoon. Mikäli B:n huolto on lähes loppuunsaatettu eli kestää enintään kahden kytkentäajan verran, huolletaan B loppuun ja otetaan sen jälkeen käyttöön. Tehoton aika on tällöin B:n huollon loppuunsaattamiseen kuluva aika.

4) Käytössä oleva laite (A) rikkoutuu, kun toinen (B) on korjattavana. Tällöin jatketaan B:n korjaamista ja A korjataan vasta kun B on saatu kuntoon ja käyttöön. Tehoton aika on B:n korjaamisen loppuunsaattamiseen kuluva aika.

Simulointikierroksia suoritetaan haluttu määrä, kierros voi vastata esim yhtä vuotta. Kuhunkin kierrokseen sisältyy haluttu määrä halutun mittaisia jaksoja (esim viikkoja). Simulointia varten voidaan määritellä kolme erilaista huoltoa, joiden pituudet annetaan sisäänlukuvaiheessa. Joka kierroksella suoritetaan kummallekin laitteelle yksi (mahdollisesti pitkähkö) huolto (esim vuosihuolto).

Aquaforest TIFF Junction Evaluation

MACHINERY OY Finland

	Helsinki	Turku	Kotka
Tel. day	716711	307436	23770
Tel. night	891680	357262	23770
	652104	393631	
	537197	777518	
	743788		
	247882		
Telex	12-1820		
Cable	MACHINERY		

LIITE IV

SERVICE REPORT 4

R G D E F L A

Ship:	Work N:o	Equipment:
Agent:	Flag	Serial no:
Owner:		Guarantee: [ ] Yes [ ] no
Location:		Date:

Fault reported:

Service performed	S	X
General equip. inspection		
Replace defective parts		
Equipment installation		
Mec. service/adjustment		
Scanner/antenna service		
Check/clean/relays		
Chec/set reg. voltages		
Check/tune L.O		
Magnetron current		
Check TR		
Check/adj. X-tal. curr.		
Check/markers/VR M		
Check/set focus/intensity		
Chec/adj. centering		
Check/aling. syncro		
Check/adj. sweep		
Check/set flasher		
Check/set STC/FTC		
Check/set gain		
Check/service alternator		
Clean/lubricate as required		
Hourmeter:		

Material used:

Symptoms/remarks:

Date	Time onboard	Name	Working	Waiting	Travel	Travelling km

Service engineer

Work and material accepted by

LIITE V

LASKU
FAKTURA

MACHINERY OY

TEOLLISUUSKATU 29, HELSINKI 51 - INDUSTRIGATAN 29, HELSINGFORS 51
Pl 129 00101 Helsinki 10 Puh. 71 67 11 Telex 12501 amot sf Lvv R 100 348-25
Pf Helsingfors Tel. Oms R

Päivämäärä - Datum

Laskutusosoite - Faktureringsadress

UTON LUOTSIASEMA MERENKULKUHALLITUS
PL 14158
00141 HKI 14

Lähetysosoite - Godsadress

MERENKULKUHALLITUS
VUORIMIEHENKATU 1
00140 HKI 14

Maks. 29/11. 77
Tillholmsjo

Toimitustapa - Leveranssätt	Toimitusaika - Leveranstid	Tilausnumero - Order nr
TOIMITETTU	29.09.72	RAYTHEON 1645/1[illegible]

Asiakas - Kundnr	Lvv nro - Oms nr	Viite - Tarjous - Ref. - Offert		
24601		TUTKIEN ASENNUS		

65690 1100 1

Tavaran nimike - Varubenämning	Lvv nro	Määrä - Mängd	À-hinta - À-pris mk
TYOTUNTIA	7250291	83,50	28,00
YLITYOTUNTIA	7250304	42,00	39,00
YLITYOTUNTIA	7250304	40,00	[illegible]
YLITYOTUNTIA	7250304	13,00	52,00
MATKATUNTIA	7250312	55,00	24,00
KILOMETRIVELOITUS	7250421	78,00	0,3[illegible]
MATKALIPUT	7250339	1,00	[illegible]
VUOKRA-AUTOKULUT	7250347	1,00	21,69
PAIVARAHAT	7250355	15,50	24,00
MAGNETRON 2 J 55	7212346	1	1780,00
WAVEGUIDE [illegible] C141-2980	72[illegible]	1	[illegible]25,00
H BEND C 141 231 GIXBAND	7652529	3	285,00
E BEND C 141 232 GI	7652511	3	269,00
WAVEGUIDE RG51/U 341 1006 P2	7652553	6	[illegible]
GASKET 2[illegible]-1044 P3	7652565	12	[illegible]

Viivästyskorko % Övertidsränta	Maksuehdot - Betalningsvillkor	Eräpäivä Förfallodag.	Vakuutus Försäkring	Toimituskulut yht. Exp.kostnader sammanlagt mk	Netto mk sisältää 11 % lvv / Netto mk inkl. 11 % oms
				Lvv % - Oms %	Lvv-vähennys mk / Oms-avdrag mk
					Maksettava mk / Att betala

KOP 10313-2548-59 350 90-9

PYP NFB 2001-38-045032

3214,70.4

Mahdolliset muistutukset 8 päivän kuluessa.
Eventuella anmärkningar bör göras inom 8 dagar.

Suorituksen yhteydessä pyydämme mainitsemaan laskun numeron.
Var vänlig angiv faktura- nr vid betalning.

Paragon 217147 Paraflex-Speediset

Tarkkailukausi alkoi		Toiminta											Tarkkailukausi päättyi		Huom
		Keskeytyi			Palautui			Suljettiin			Avattiin				
Pvm	Klo	Pvm	Klo	Syy	Pvm	Klo	Viiv syy	Pvm	Klo	Syy	Pvm	Klo	Pvm	Klo	AI
		080373	09.00		080373	11.00									
		-"-	12.04		-"-	12.09									
		090373	10.32		090373	13.45									
		120373	00.10		120373	01.38									
		-"-	23.07		-"-	23.11									
		130373	09.51		130373	09.52									
		150373	12.00		150373	15.40									
		-"-	20.09		-"-	20.11									
		-"-	23.35		-"-	23.41									
		160373	09.00		160373	15.00									
		-"-	23.26		-"-	23.31									
		170373	00.26		170373	00.51									
		180373	23.28		180373	23.30									
		190373	00.15		190373	01.37									
		-"-	07.25		-"-	07.27									
		-"-	08.15		-"-	16.00									
		-"-	17.16		-"-	17.25									
		200373	08.45		200373	15.05									
		210373	08.30		210373	08.36									
		-"-	09.00		-"-	11.00									
		220373	09.05		220373	09.16									
		-"-	18.20		-"-	18.30									
		-"-	18.34		-"-	18.41									
		-"-	19.07		-"-	19.13									
		-"-	20.58		-"-	21.42									
		230373	08.58		230373	09.03									
		-"-	13.12		-"-	15.33									
		240373	04.52		240373	05.36									
		-"-	14.35		-"-	14.50									
		250373	09.00		250373	09.10									
		-"-	17.11		-"-	17.24									
		-"-	21.15		-"-	21.20									
		-"-	21.25		-"-	21.40									
		260373	00.45		260373	03.47									