TG

TILFELDIG GANG

Nr. 3, årgang 8

Juli 1991

Utgitt av Norsk Statistisk Forening

Innhold

Side

Pennen overlates til ny redaktør. *Ivar Heuch* 1
Fra formannen i Norsk Statistisk Forening. *Trygve S. Nilsen* 2
Fra variansanalyse med bibetingelser til akselerert testing. Et annerledes intervju med professor Arnljot Høyland. Del 2. *Ivar Heuch* 3
Anmeldelse av programvare: GAUSS. *Odd O. Aalen* 17
Environmetrics og The International Environmetrical Society. *Eivind Damsleth* 18
Sammendrag av doktoravhandling: Sequential two-sample methods in controlled clinical trials. *Eva Skovlund* 19
Bruk av EDB i statistikkundervisningen på AVH, Universitetet i Trondheim. *Steinar Engen* 21
Bruk av dataøvinger i statistikkundervisningen ved Agder Distriktshøgskole, Kristiansand. *Henrik Dahl* 23
Sammendrag av innlegg gitt ved Det 6. norske statistikermøte:
Statistisk programvare. En oversikt. *Rolf Volden* 26
Diskusjon av Rolf Voldens foredrag. *Trond Haider* 26
Express: Et verktøy for konstruksjon av kunnskapsbaserte statistiske system. *Jan H. Aarseth* 28
Et regelsett for logistisk regresjon i Express. *Ågot Irgens* 29
Om solvens i skadeforsikring. *Arild Kristiansen* 30
Syndikater og prising under usikkerhet. *Knut K. Aase* 36
Kvalitet og statistikk. *Jostein Lillestøl* 42
Preferansefunksjoner og inferens. *Helge Blaker* 43
Estimering av loddebestand. *Knut Søina* 46
Nytt fra Universitetet i Oslo 47
Referat fra årsmøte i Norsk Statistisk Forening. *Geir E. Eide* 48
Planlagt program ved 14. Nordiske konferanse i matematisk statistikk. 49
Medlemskap i Norsk Statistisk Forening 50

Pennen overlates til ny redaktør

I historiens lys er det ofte vanskelig å gi forsøk på reformer noen rettferdig bedømmelse før man har fått det hele på avstand. Det spørs om Tilfeldig Gang vil kunne gjøre krav på noen særlig omfattende plass når historieskriverne tar fatt på statistikkfagets utvikling i Norge. Likevel kan det være en fordel å vente med en samlet vurdering av den "opprustningen" som redaktøren bebudet da han overtok med augustnummeret i 1989.

Ikke desto mindre har redaktøren gjort seg noen personlige refleksjoner over den større eller mindre innsatsviljen hos de potensielle bidragsyterne til bladet. Det er klart at enkelte personer har bidratt langt mer enn andre i løpet av denne toårsperioden. Redaktøren har likevel all sympati også for dem som stadig bebudet at de ville komme med innlegg i TG, men som dessverre ikke klarte å få det ferdig til den endelige fristen for noe bestemt nummer av bladet. Ganske typisk ønsket redaktøren selv å bidra til diskusjonen om dataøvelser i statistikkundervisningen, men dessverre ble det aldri til noe håndfast. Kanskje er det likevel fortsatt et håp for etternølerne? Skal vi bevare TG som et aktuelt organ for statistikerne i Norge, trengs det en jevn tilgang av bidrag. Alle gamle idéer som ikke resulterte i innlegg, men som stadig burde kunne forfølges, blir i alle fall overlatt til den nye redaktøren, så får det være hans redaksjonelle linje som avgjør hvilke temaer som skal føres videre. Jeg vil nøye meg med å takke alle som bidrog i den perioden som nå avsluttes, enten de deltok i heftige diskusjoner, beskrev egen faglig innsats, fungerte som intervjuobjekter, eller rapporterte om begivenheter av generell interesse.

Statistikermøtet på Jeløya er vel overstått. Det er mitt bestemte inntrykk at deltagerne var enige om at arrangementskomité og programkomité hadde nedlagt et stort arbeid som vi andre kunne nyte godt av. Særlig gledelig var det at møtet samlet så mange yngre statistikere, med representasjon fra mange forskjellige miljøer. Noen "falsk samstemmighet" som redaktøren uttrykte frykt for i forrige nummer av TG, forekom neppe.

Det forelå ikke noe hefte med sammendrag av foredragene som ble gitt på møtet. Redaktøren fant det derfor naturlig å be hver foredragsholder om å utarbeide en kort orientering for TG's lesere. Resultatet, gitt ved bidrag innkommet før 23. juli, foreligger i dette nummeret fra side 26 og utover. Det ble uttrykkelig bedt om utvidede sammendrag, med et omfang på ca. to sider, men med stort spillerom for den enkelte. Sammendragene – slik de nå fremstår – illustrerer noen av de generelle problemene med tilpasning av statistisk fagstoff til en publikasjon som TG. I tillegg til den store variasjonsbredden i lengden av sammendragene, foreligger det også stor spredning når det gjelder presentasjonsmåte, særlig i bruk av matematisk formspråk. Jeg foretrekker å se på denne variasjonen som noe positivt. Den gir uttrykk for hvor mangfoldig vårt fag er, både i valg av aktuelle problemstillinger og i uttrykksmåte. Jeg håper at noe av denne mangfoldigheten også er kommet til syne generelt gjennom det stoffet TG har brakt de to siste årene.

For meg gjenstår det bare å ønske den nye redaktøren, Jan Bjørnstad, til lykke med arbeidet i tiden som kommer.

Ivar Heuch

Fra formannen i Norsk Statistisk Forening

Som nevnt et annet sted i TG ble jeg på Jeløya valgt til formann i NSF for de neste to år. Jeg vil benytte anledningen til å takke det avgåtte styret for utmerket arbeid. Egentlig burde vel ingen vært nevnt og ingen glemt siden jeg ikke har innsyn i hvordan styrets medlemmer har fordelt arbeidsoppgavene mellom seg. Men det som vi i ettertid vil huske perioden for, er uten tvil endringene i TG. Fra å være et meldingsblad er det vokst til å bli en meget interessant trykksak. Jeg vil derfor rette en spesiell takk til redaktøren Ivar Heuch og alle skribentene som har bidratt til dette vellykkede resultatet.

Det nye styret har ikke full oversikt over de aktuelle arbeidsoppgavene. Den viktigste oppgaven for NSF i den kommende perioden er uten sammenlikning arrangementet av den 14. Nordiske konferanse i matematisk statistikk på Røros i tiden 15.–19. juni 1992. Her har det avgåtte styret oppnevnt komitéer, og alt er i god gjenge.

Etterutdanningsseminar er en viktig del av arbeidet i NSF. På grunn av møtet på Røros er styret innstilt på å vente med dette til våren 1993. Emnet er ikke fastlagt, og det er fremdeles anledning til å påvirke bestemmelsen.

Da NSF ble en landsomfattende forening, ble det lagt opp til at styret skulle sirkulere mellom Oslo, Bergen og Trondheim. Årets erfaring tilsier at dette kan bli vel ofte for Bergens vedkommende. Jeg synes det ville være bedre at Oslo-regionen hadde styret hver annen gang, og Bergen og Trondheim hver fjerde gang. Ressursene i Oslo er så meget større enn de andre stedene, og vi er ikke redde for å bli overkjørt.

Det blir for tiden diskutert om det er aktuelt med en revisjon av matematikkundervisningen i den videregående skolen. I denne forbindelsen vil mange mene at det kan være rimelig å ta opp statistikkens plass i 1MA og i de høyere klassene. Undervisningsutvalget vårt følger med i saken. Personlig mener jeg at matematikkundervisningen ikke må spres på for mange valgenheter. Det er fordelaktig å konsentrere seg om sentrale ting i stedet for å gå lettere over flere. Dessuten er det jo så at neste trinn bare kan bygge på det som er felles i alle de valgbare variantene.

Til slutt vil jeg ønske dere alle en fortsatt riktig god sommer.

Trygve S. Nilsen

Fra variansanalyse med bibetingelser til akselerert testing
Et annerledes intervju med professor Arnljot Høyland

Del 2

Ivar Heuch

– I første del av dette intervjuet forklarte du hvorfor du reiste hjem fra Berkeley i 1959 for å overta et lektorat på Blindern. Du hadde fulgt flere kurs i California med tanke på et Ph. D.-opplegg. Men hvordan lå det egentlig an med det vitenskapelige arbeidet innenfor dette opplegget?

– Jo, da jeg reiste hjem, var jeg allerede kommet et stykke på vei med det som skulle ha blitt emnet for doktoravhandlingen.

– Var det et ikke-parametrisk emne?

– Nei, det hang sammen med noe annet som Lehmann var svært opptatt av i 1958–59. I 1957 hadde Constance van Eeden publisert arbeidet "Maximum likelihood estimation of partially or completely ordered parameters". Nå ville Lehmann ha utviklet tester for slike situasjoner. Om en f. eks. vet på forhånd i vanlig variansanalyse av enveisgruppering at forventningsverdiene følger et konvekst mønster, kan en ikke bare bruke en vanlig F-test, for da ville en forkaste om forventningene skulle danne "en hengekøye". A priori viten om konveksitet må inn i modellen. V. J. Chacko, en av Lehmanns Ph. D.-studenter, arbeidet med dette problemet og tok først for seg en situasjon med a priori viten om monotont stigende eller monotont avtagende forventningsverdier. Han avsluttet sin avhandling og leverte den inn våren 1959. Like etter publiserte D. J. Bartholomew artikkelen "A test of homogeneity for ordered alternatives" i Biometrika, der mange av Chackos resultater var med. Siden det var klart for alle at Chacko ikke kjente til Bartholomew og hans arbeid, fikk han sin doktorgrad likevel.

– Men det ble ingen publikasjon for ham?

– Jo, for så vidt. Chacko fortsatte å arbeide med problemet, og kunne publisere et arbeid som gikk noe videre i Annals of Mathematical Statistics i 1963, "Testing homogeneity against ordered alternatives". Lehmann ønsket at jeg skulle utvikle tester i situasjoner der en a priori visste at forventningene fulgte et konvekst mønster uten å vite hvor en eventuell topp var. Dette strevde jeg med inntil jeg måtte reise hjem, og så kom det ikke noe mer ut av det.

Undervisning hjemme

– Så problemet glapp ut av fingrene dine?

– Jeg var antagelig ikke god nok til å kunne drive med det alene. Da jeg kom hjem til Oslo, var det fullt kjør med undervisning. Jeg var eneste universitetslektor i statistikk ved instituttet.

– Var det på det tidspunktet allerede opprettet emner etter den nye studieordningen?

– Ja, men som et lite mellomspill midt på 50-tallet var det også innført en egen ordning med et bifag som het mekanikk/statistikk. Halvparten av pensum var statistikk, og den andre halvparten var fra mekanikk bifag. Det varte et eller to år, og så kom den nye studieordningen.

– I de årene må det da ha foregått en ganske kraftig oppbygging etter hvert med nye emner. Var det studenter til alle kursene?

– Ja, på den tiden hadde jeg Erik Torgersen som student i Statistikk I. Senere hadde jeg også Jan Hoem, Else Sandved, Jostein Lillestøl, Grete Fenstad og Erik Mohn som studenter. Jeg husker spesielt at jeg i lange samtaler overtalte Erik Mohn til å skifte over fra fysikk til statistikk hovedfag.

– Og de utgjorde stort sett alle studentene som fulgte det nye opplegget?

– Nei, det ble raskt mange andre også, men dette er navn jeg spesielt husker.

Nye reisemuligheter

– Hva fikk deg til å vende tilbake til California?

– Jeg syntes det var for ille at jeg ikke hadde fått gjort meg ferdig, selv om jeg ikke helt visste hva jeg skulle gjøre med det. Da ble jeg kontaktet av professor Sigmund Selberg fra NTH. Der ønsket en å innføre statistikk som fag. Selberg sa at det sannsynligvis ville bli opprettet et dosentur i statistikk dersom han kunne peke ut en mulig søker. Spørsmålet var nå om jeg i tilfelle ville søke et slikt dosentur. Dette må ha vært i 1960–61. Jeg tenkte meg om lenge og vel, og sa at jeg ikke ville søke et slikt dosentur så lenge jeg ikke hadde doktorgraden i orden.

– Så du gav uttrykk for at du ikke var interessert?

– Jeg prøvde en annen mulighet. Jeg spurte om jeg kunne få lov til å bruke Selberg og NTH som referanse hvis jeg på nytt søkte NTNF om rekrutteringsstipendium.

– Var det i orden?

– Ja, jeg søkte igjen og førte opp Selbergs navn i tillegg til Sverdrups. Det var jo uvanlig at en skulle kunne få nytt stipendium allerede tre år etter at en hadde hatt et annet.

– Men det var vel ikke så urimelig hvis man skulle fullføre en Ph. D.?

– I NTNF mente man at man ikke skulle prøve å ta Ph. D. i utlandet. Vi var så gode hjemme at det ikke skulle være nødvendig. Men så fikk jeg faktisk stipendium på nytt høsten 1962. Jeg drog direkte til Berkeley og hadde naturligvis alle kontaktene fra forrige gang. Ikke minst gjaldt det Lehmann, som jeg var blitt riktig godt kjent med, og som hadde synes det var ganske dumt at jeg hadde reist hjem i 1959.

Ikke-parametriske metoder presser seg frem

– Men temaet for avhandlingen måtte altså skiftes ut?

– Lehmann sa at jeg ikke kunne bruke det samme temaet mer. Tre år var gått siden Bartholomew og Chackos første arbeider forelå, og de hadde begge fortsatt å arbeide med det samme problemet. Jeg tok imidlertid den såkalte "qualifying exam" som alle måtte gjennom før de offisielt ble godkjent som Ph. D.-studenter. Jeg holdt bl. a. en prøveforelesning om rangmetoder i multivariable situasjoner. Det gikk bra, og så måtte jeg prøve å skrive en Ph. D.-avhandling i løpet av ett år.

– Måtte selve avhandlingen stå ferdig allerede etter ett år?

– Ja, jeg hadde jo bare stipendium og permisjon for ett år. Nå var problemet å finne et egnet emne for avhandling. I 1952 hadde Hodges og Lehmann publisert sitt senere så kjente arbeid "The efficiency of some non-parametric competitors of the t-test" i Annals. Nå var de opptatt av å utvikle estimatorer motsvarende Wilcoxon-testen, på samme måte som medianestimatoren svarer til tegntesten og gjennomsnittet til t-testen. Forslaget til estimatorer forelå allerede, de såkalte Hodges-Lehmann-estimatorene for forskyvning, og jeg skulle spesielt studere robustheten for disse estimatorene.

– Så det var naturlig at du også ble ledet inn på dette området?

– Ja, siden Lehmann og Hodges selv hadde utrettet en god del her, var de nokså sikre på at det ville å gå bra innenfor dette feltet. Jeg jobbet ganske hardt det året. En annen Ph. D.-student arbeidet med lignende problemer, nemlig Peter Bickel. Peter hadde en mye sterkere matematisk bakgrunn enn meg, og dessuten var han mer enn 10 år yngre. Vi kollokverte mye av det nødvendige bakgrunnsstoffet, noe jeg hadde stor nytte av, for Peter var svært inspirerende å arbeide sammen med.

En doktorgrad blir fullført

– Hvordan gikk det i praksis med tidsplanen din?

– Da det led ut på våren 1963, begynte jeg å bli redd for at jeg ikke skulle rekke å avslutte avhandlingen i vårsemesteret. Jeg søkte universitetet om å få et halvt års ekstra permisjon. I Berkeley sa de at jeg skulle få forskningskontrakt fra den dagen jeg var ferdig og frem til jul, så jeg ikke skulle behøve å tenke på økonomien hvis jeg greide å fullføre i begynnelsen av høstsemesteret 1963. Jeg fikk forlenget permisjon fra lektoratet. I slutten av august var jeg ferdig og leverte inn avhandlingen. Bedømmelseskomitéen bestod av Lehmann, Blackwell og Hodges fra Statistics Department og en professor fra et annet institutt, og jeg måtte forsvare avhandlingen i en vanlig disputas.

– Ble det hard kritikk?

– Nei, i grunnen ikke. Pitmans effisiensbegrep var nokså sentralt i forbindelse med bestemmelse av asymptotisk relativ effisiens for estimatorene, og jeg husker at personen som kom utenfra i komitéen spurte meg om jeg også hadde sett på Bahadur-effisiens i forbindelse med undersøkelsene av robusthet. Det hadde jeg nok gjort, men ikke fått noe ut av. Da bemerket Hodges at Bahadur selv hadde innrømmet at han ikke skjønte hvordan hans eget effisiensbegrep kunne komme til nytte i forbindelse med dette estimeringsproblemet. Hodges syntes derfor ikke at doktoranden skulle plages med dette. Jeg var lettet, og det ble ikke mer snakk om

det. Mitt arbeid ble godkjent, og neste dag fikk jeg beskjed om at jeg var satt på forskningskontrakt frem til nyttår. Jeg hadde litt undervisning, og nyttet tiden til å forberede den versjonen av Ph. D.-avhandlingen som senere ble publisert i Annals i 1964 og 1965. Så begynte jeg på Blindern igjen 1. januar 1964.

En grafisk forenkling

– I Lehmanns bok om ikke-parametriske metoder har jeg lagt merke til en referanse til noe du har gjort med en spesiell grafisk teknikk. Oppstod den metoden også på denne tiden?

– Ja, det dreide seg om hvordan en rent praktisk kunne bestemme Hodges-Lehmann-estimatoren for en forskyvning Δ. Hvis de to datasettene består av verdier x_i og y_j, er $\hat{\Delta}$ gitt som medianen blant alle differansene $y_j - x_i$. Min "oppskrift" var svært primitiv. Jeg ordnet verdiene x_i og y_j i hvert av de to datasettene etter størrelsen, og skrev dem opp henholdsvis langs horisontal- og vertikalkantene i et rektangel. På grunn av ordningen av verdiene x_i og y_j ble også differansene inne i rektangelet ordnet, og en kunne finne medianen uten å behøve å regne ut alle verdiene $y_j - x_i$.

– Så det var en rasjonalisering av arbeidet?

– Ja, det var ikke noe annet.

– Er denne metoden publisert noe sted?

– Den ble ikke tatt med i de to hovedartiklene i Annals, men den ble publisert i Det Kgl. Norske Videnskabers Selskabs Forhandlinger i 1964.

Ikke-parametriske modeller må forsvares også på hjemmebane

– Vil du si at arbeidet den gangen har preget ditt syn senere på forholdet mellom ikke-parametriske og andre metoder?

– Ja, jeg var sterkt opptatt av ikke-parametriske modeller en stund. Så begynte de nordiske møtene i statistikk, og der ble det mer diskusjon om dette temaet.

– Hvordan kom egentlig disse møtene i stand?

– Det siste året jeg var i Berkeley, oppholdt Ole Barndorff-Nielsen seg i Stanford, og vi møttes på Berkeley-Stanford-seminarene. Vi var enige om at vi burde få til et lignende felles arrangement for Århus og Oslo når vi kom hjem.

– Men det er jo litt større avstand mellom Oslo og Århus.

– Jo, men det går båt over natten, så det skulle ikke være umulig. Vi bestemte at det første møtet skulle være i Århus. Det må ha vært høsten 1964. Hele tiden arbeidet jeg på Blindern med ikke-parametriske metoder i den utstrekning jeg hadde tid. Jeg syntes det var riktig artig, men Sverdrup var visst ikke noe særlig begeistret.

– Så det dreide seg om en fundamental uenighet?

– I parametrisk teori innførte man ofte forutsetninger i modellene utelukkende for gjøre det matematisk bekvemt. Man forutsatte f. eks. normalfordeling selv om den empiriske fordelingen indikerte alt annet enn normalfordeling.

– Og så ble grunnen revet unna denne tankegangen da man begynte å studere de ikke-parametriske modellene?

– I sin kjente artikkel fra 1957 hadde Hodges og Lehmann påvist at Wilcoxons test var "minst like bra" som t-testen, og hvis man la på en ganske liten "gross error", gikk det riktig ille med t-testen. Jeg var entusiastisk til de nye idéene. Men på side 190 i bind I av i sin bok "Lov og Tilfeldighet" sier Sverdrup: "Mange fristes til 'for sikkerhets skyld' å forutsette minst mulig a priori. Da den statistiske metode avhenger av a priori viten, kan dette føre til metoder som stemmer dårlig overens med 'sunn fornuft', dvs. hva vi *virkelig* vet a priori. Det er viktig å være oppmerksom på at det i like høy grad kan være en feil å si mindre enn man vet på forhånd som å si for meget."

Nordisk samarbeid kan være problematisk

– Ble det mer generell diskusjon om dette temaet i Norden?

– Ja, de nordiske møtene ble en realitet, men de ble ikke helt slik vi hadde forestilt oss. Barndorff-Nielsen kontaktet meg og sa at det første møtet skulle være i Århus slik vi var blitt enige om. Ved Københavns Universitet hadde man imidlertid insistert på at det også måtte få være med deltagere derfra.

– På denne måten ville det bli dansk dominans?

– Jo, det stemmer nok, men jeg mente at det ikke var aktuelt å trekke inn noen flere fra Norge på det tidspunktet.

– Men Sverige, da?

– Det gikk en uke, og så kom det beskjed om at Lunds Universitet insisterte på å være med, for der hadde man kontakt med København. Nå var det blitt Lund, København, Oslo og Århus som deltagende institusjoner. Men dermed este det ut, og slik ble det et generelt nordisk møte. Jeg husker godt det første møtet i Århus. Det kom en delegasjon fra Stockholm og Uppsala, og noen av svenskene virket litt fornærmet fordi de ikke hadde fått være med på planleggingen. På det første møtet holdt Sverdrup foredrag om Neyman-Pearson-teorien, og Gustav Elfving om Bayes-metoder.

– Ble det noe sammenstøt? Var det prinsipiell motstand mot betraktningsmåtene på den andre siden?

– Diskusjonen var livlig, men det gikk meget pent for seg. Den nåværende presidenten i ISI, Gunnar Kulldorf, og jeg opptrådte som inviterte diskutanter til Elfvings oversiktsforedrag. Vi stilte spørsmål og kritiserte Bayes-teorien så godt vi kunne, men Elfving var meget rolig og parerte gemyttlig våre innvendinger.

– Ikke-parametriske metoder hadde altså ikke noen fremtredende plass på det første nordiske møtet?

– Nei, men Sverdrup foreslo ikke-parametriske modeller som emne for det neste møtet som skulle holdes i Lofthus, og han foreslo også at jeg skulle holde et av hovedforedragene der.

En rettferdig kappestrid?

– Det kunne tyde på stor fordragelighet mellom parametrikere og ikke-parametrikere?

– Sverdrup har bestandig vært meget velvillig innstilt overfor meg, selv om vi ikke alltid var helt enige. På det tidspunktet visste han at jeg formodentlig kom til å søke stilling i Trondheim, men det var ikke noen mislyd av den grunn. På det nordiske statistikermøtet i Lofthus 1966 holdt jeg så et av hovedforedragene, med tittelen "Statistical inference in non-parametric models. Robustness". Den ene av de to inviterte diskutantene var Ole Barndorff-Nielsen.

– Og han var kritisk innstilt?

– Forferdelig! De fleste andre danske statistikerne, med unntak av Anders Hald, protesterte mot filosofien bak de ikke-parametriske modellene. Det ble faktisk foreslått at Barndorff-Nielsen og jeg skulle få et datamateriale utlevert, og så skulle vi ha en konkurranse på stedet.

– Og det skulle avgjøre striden én gang for alle?

– De mente visst det.

– Så du gikk ikke med på den måten å bilegge striden på?

– Nei, jeg var ikke villig til det. En kvinnelig dansk statistiker, H. Dalgas Christensen, støttet opp om filosofien bak de ikke-parametriske modellene. I en kaffepause sa en annen dansk statistiker til meg at når de begynte å brenne hekser igjen i Danmark, var hun den første som skulle på bålet. Da møtet var slutt, tok alle toget til Oslo. Barndorff-Nielsen og jeg diskuterte så busta føyk hele veien, fra vi gikk på toget på stasjonen oppe på Hardangervidda og helt til Oslo.

– Men dette var vel ikke bare en spesiell uenighet akkurat med deg?

– Nei, det gjaldt ikke meg personlig. Men det ikke-parametriske synet var helt fremmed for danskenes måte å tenke på.

– Har det noe med tradisjonen å gjøre?

– Ja, danskene har alltid orientert seg i retning av England, mens vi i Norge har vært mer Berkeley-orientert.

Ulike statistiske grunnsyn

– Kunne du ta med deg denne entusiasmen for ikke-parametriske metoder til NTH?

– Da jeg kom dit i januar 1965, var det ikke særlig interesse der for den ikke-parametriske tankegangen. Ingeniørene foretar alle slags målinger, og de mener at de virkelig vet hva slags størrelser målingene representerer.

– Og dette fører naturlig til parametrisk statistikk?

– Ja, det er lett å se motsetningen til fag som psykologi og sosiologi, der man ofte ikke vet hva man egentlig måler. Under slike forhold er det mer risikabelt å bruke metoder som ikke bare avhenger av måleresultatenes innbyrdes rangering, men også av differansene mellom målingene.

– Så du følte at du måtte ta konsekvensen av denne praktiske forskjellen?

– Jeg følte at det ville være meningsløst for meg å kjøre videre i samme retning som før, og jeg begynte derfor heller å orientere meg mot det industrien trengte av statistiske metoder.

– Det betyr altså at du har et balansert grunnsyn som åpner for forskjellige statistiske angrepsmåter, avhengig av de praktiske anvendelsene?

– Ja, det gjelder forsåvidt også bruk av Bayes-metoder. Jeg vil ikke hevde at en *aldri* skal bruke Bayes, men jeg vil heller ikke si at en *alltid* skal bruke det.

– Som de ekstreme Bayesianerne virkelig sier?

– Som de virkelig sier. Barlow og kretsen omkring ham er jo blitt helt fanatiske. Det er dette Bent Natvig er smittet av.

Ingeniørenes holdninger

– Var alle grupperingene ved NTH positivt innstilt til statistikkfaget da du kom?

– Til å begynne var det meningen at jeg skulle etablere kurs, mer eller mindre tilpasset de forskjellige avdelingene på NTH. Det var naturligvis noen som mente at de ikke hadde bruk for dette faget. Fysikerne og elektrofolkene var tidlig ute og ville ha statistikk. Det gjaldt også maskinavdelingen, for der var det en tidligere rektor, S. P. Andersen, som var svært opptatt av kvalitetskontroll.

– Hadde det noen praktisk betydning for utviklingen av faget ved NTH?

– Ja, utvilsomt. S. P. Andersen hadde vært rektor i perioder da NTH vokste sterkt. Det første semesteret jeg var på NTH, gav jeg et spesielt kurs som jeg holdt ved siden av det regulære kurset i statistikk. Der gikk den tidligere rektor på alle forelesningene, sammen med noen av sine folk. Det er ikke ofte at slikt skjer.

– Så det måtte bety at det virkelig var et ønske på grunnplanet ved NTH om statistikkundervisning?

– Ja, sikkert. Det hadde tidligere vært litt undervisning i sannsynlighetsregning, inkludert i Matematikk I. Men der gikk det slik som det går nesten overalt når matematikerne tar over statistikkundervisningen, det blir kombinatorikk. Professor Wergeland på teoretisk fysikk ville ha et kurs i statistikk i siste semester av fysikkstudiet. Jeg sa at det var helt meningsløst. Hvis jeg ikke fikk undervise studentene på et tidligere stadium, ville jeg ikke i det hele tatt. Det ville omtrent være som å komme med sukker til grøten når grøten er spist.

– Så statistikken ble ikke sett i sammenheng med basisfagene?

– Nei, ikke til å begynne med. Men så gav de seg på det, og det ble etter hvert et generelt statistikk-kurs, for samtlige studenter unntatt arkitektstudentene.

Er det mulig å omvende skeptikere?

– Fra min korte tid som vit. ass. ved NTH hadde jeg også inntrykk av at det var enkelte forskjeller mellom avdelingene i holdningen til statistikk. F. eks. virket det som om kjemikerne var temmelig kritisk innstilt.

– Da jeg kom til Trondheim, skulle jeg besøke de forskjellige avdelingene, og jeg gikk rundt med professor Stubban fra Matematisk institutt for å bli introdusert. Vi kom bl. a. til Kjemiavdelingen. Der la jeg svært entusiastisk ut om hvor nyttig statistikkfaget ville være i industriell kjemi. Jeg visste ikke så mye om anvendelsene, men jeg tok en sjanse. I staben av kjemikere satt det en eldre herre som røkte sigar. Jeg ante ikke hvem det var. Da jeg var ferdig med mitt misjonsforedrag, reiste han seg og sa at han forstod at dette kunne være interessant, særlig i industriell kjemi. Men innenfor hans eget område, som var organisk kjemi, ville en aldri få bruk for noe slikt, for der hadde man aldri så mange observasjoner at en kunne anvende statistikk.

– Klarte du å forsvare deg?

– Selv om jeg var ung og entusiastisk, burde jeg kanskje vært litt mer forsiktig. Herren med sigaren var nemlig en meget betydelig person i NTH-miljøet, professor Nils Andreas Sørensen. Jeg spratt opp og sa at det var det dummeste jeg hadde hørt. Det var nettopp når man hadde lite data at man hadde bruk for statistiske metoder. Hvis man hadde svært mange observasjoner, kunne selv en idiot trekke de riktige slutningene, antydet jeg. Han rødmet, men sa ikke noe mer da.

– Kom det noen respons siden?

– Da Kjemiavdelingen etterpå diskuterte et opplegg jeg hadde utarbeidet for et statistikk-kurs for kjemikere, hevdet han at det var altfor teoretisk. Han skrev at for en mann som hugger ved, er det ikke nødvendig å kjenne metallinnholdet i øksehodet.

– Det kan jo stemme?

– Jeg svarte at det ikke dreide seg om å kjenne metallinnholdet i øksehodet. Man måtte vite om man skulle sage eller hugge.

– Er det fortsatt en misstemning i forholdet til kjemikerne?

– Nei, vi ble de beste venner senere. Professor Sørensen eide en del store skogområder. Fra tid til annen ble det foretatt en såkalt skogbrukstelling, en vurdering av hvor mye virke det er. Fra Landbruksdepartementet hadde skogeierne fått oppgitt en metode med et nett som ble lagt på området, og så gikk man inn og så hvor mange kubikkmeter virke det var i bestemte ruter for å anslå totalen. Sørensen kom til meg og beskrev denne problemstillingen, mange år etter vårt sammenstøt. Han sa at han hadde tenkt mye over metoden som var i bruk, og mente at metodikken sikkert hadde vært i orden før i tiden da man hugget et tre her og et tre der. Men med moderne drift blir jo hele områder felt. Likevel ble de gamle metodene fra tyveårene brukt i skogbrukstellingen. Det måtte da få innflytelse på usikkerheten.

– Hadde du noe å tilby ham som erstatning, da? På stående fot er det ikke alltid så lett å finne noe bedre i slike situasjoner.

– Nei, det han ønsket var bare å få støtte av en statistiker i kritikken av den gamle metoden. Han skrev formodentlig til departementet og sa at nå måtte de finne på noe bedre. Jeg hørte aldri noe mer om det praktiske problemet.

Resultater kan måles på mange måter

– For en utenforstående kan det virke som om NTH må være mønstereksempelet på en generell innføring av statistikk som fag i undervisningen. Ved andre institusjoner er det ofte vanskelig å få gjennomslag for at statistikk er noe alle studentene trenger.

– Ja, dette gjelder alle sivilingeniørstudentene her. De eneste som ikke har statistikk, er arkitektene, men de har ikke matematikk ellers heller.

– Hva er hemmeligheten bak dette?

– Jeg tror det er viktig at sivilingeniørene ser at de får bruk for faget når de etterpå kommer ut i arbeid. NTH har arrangert en årlig konferanse på Lerkendal Gård, med folk som kommer inn fra industrien og gjør kort rede for hva de mener NTH bør legge vekt på i undervisningen. I de senere år har det kommet stadig flere yngre folk til disse møtene. Til de teknologiske avdelingenes store sorg er budskapet fra industriens folk at studentene først og fremst trenger basalfag, dvs. matematikk, statistikk, fysikk og kjemi. Spesialitetene som ingeniørene vil få bruk for i jobben, kan de alltids plukke opp senere.

– Har du også sett dette som et argument som taler for brede, generelle kurs i statistikk?

– Jo, det stemmer nok, men det har iallfall ikke forhindret meg i å gi et eget kurs i ikke-parametriske modeller, som jeg har betraktet som en liten luksus i alle år. Vi brukte Lehmanns bok, som er relativt enkel. Kurset har vært modellorientert, og jeg har mer understreket selve måten å tenke på enn detaljene i de enkelte testene. Vi har hatt en del spesielt gode studenter som har tatt dette kurset, og jeg tror den generelle statistiske tankegangen de har fått innblikk i, har gitt god reklame for faget.

Et fruktbart samarbeid

– Så tross alt har du også på NTH klart å utbre mer spesielle idéer som du har vært opptatt av?

– Det stemmer nok, men i så måte har jeg lykkes bedre på et annet felt, nemlig pålitelighetsteori. Dette området dukket plutselig opp i 1975–76 da Kjell Doksum sendte meg Barlows bok. Fra 1977 har vi gitt et eget kurs i pålitelighetsteori. Det er ikke noe oljeselskap her i landet som ikke har ansatte som har gjennomgått det kurset. Når vi ser hvor i industrien våre tidligere studenter har havnet, er det nærliggende å tenke på uttrykket "vår mann i Havana". Det gjelder å få sine folk inn i de riktige posisjonene, og det har faktisk skjedd med dem som har tatt våre opplegg i pålitelighetsteori og risikoanalyse.

– Du har også vært med på å skrive lærebok om dette temaet. Hvordan oppstod tanken om å gjøre noe slikt?

– Vi var tre stykker som hadde undervist i pålitelighetsteori hver for oss. Foruten meg var det Arne Holen på elektroavdelingen og Marvin Rausand, som var leder av Avdeling for sikkerhet og pålitelighet ved SINTEF. Vi syntes det var svært vanskelig å finne passende lærebok i pålitelighetsteori. Første del av Barlows bok er grei, men så går den rett til himmels og blir nærmest en artikkel-

samling. Vi tre ble derfor enige om å skrive en bok sammen som kunne brukes parallelt i oppleggene ved de tre avdelingene hvis vi gjorde det litt fornuftig.

– Det ble ikke vanskelig å gjennomføre et slikt felles prosjekt?

– Mye arbeid var det. Bent Natvig har jo uttalt at det vi har gjort, er å "oversette" deler av Barlows bok til norsk. Det synes vi er en drøy påstand. Hvis man sammenligner de to bøkene, er de svært forskjellige, bortsett fra avsnittet om strukturell pålitelighet og strukturfunksjoner, men dette emnet fremstilles slik i svært mange bøker. For tiden arbeider vi med å revidere og oversette boken til engelsk. Når resultatet foreligger, kan jo Bent sjekke om vi er kommet tilbake til Barlows bok.

Er kvalitet bare noe japanere bekymrer seg om?

– Men du har likevel tatt opp nye interesser i de siste årene?

– Ja, for tiden er jeg spesielt opptatt av statistiske metoder for kvalitetsforbedring, og dessuten har jeg arbeidet med akselerert testing.

– Idéene om "kvalitet" kommer altså utenfra?

– Ja, siste gangen jeg hadde friår, i 1987–88, skulle vi prøve noe nytt. Tidligere har vi alltid vært i Berkeley, men denne gangen drog vi til Madison. Takket være George Box er det der bygget opp et senter for "quality and productivity improvement". Nå er det vel 6–7 år gammelt. Det startet med at Box reiste til Japan sammen med Bill Hunter. De ville finne ut hva japanerne hadde foretatt seg for å feie Vestens industri helt av banen. I en rapport forteller de at det går helt tilbake til årene etter krigen. Det skulle arrangeres en folketelling i Japan, og den amerikanske øverstkommanderende MacArthur innkalte en statistiker fra USA, W. Edwards Deming. Han fikk samtidig god kontakt med industrien i Japan.

– På den tiden var vel standarden annerledes der?

– Før krigen var japanske varer ensbetydende med dårlige produkter eller rene etterligninger. Deming lovet japanerne at de skulle kunne lage de beste produktene i verden hvis de fulgte hans råd. Han holdt et kurs i kvalitets-styring og -forbedring, og 600 ingeniører meldte seg med én gang. Siden har Deming regelmessig holdt slike kurs i Japan.

– Så det var Deming alt startet med?

– Han satte prosessen i gang. I 1954 inviterte japanerne nok en kjent amerikansk statistiker, Joseph Juran, til å gi kurs i kvalitetsledelse, spesielt lagt opp for industriledere. Dette ble også en suksess, og utdannelsestilbudet er stadig blitt utvidet. I 1960 begynte japanerne å gi kurs i statistisk kvalitetskontroll for arbeidsformenn, og i 1962 for vanlige industriarbeidere. Det sies at ca. 100 000 nå deltar i slike kurs hvert år i Japan. Når vi ser på listen over kurs, legger vi merke til vekten som legges på statistisk forsøksplanlegging. I en rapport fra senteret i Madison siteres en japansk industrileder som sier at "en ingeniør som ikke kjenner prinsippene for statistisk forsøksplanlegging, er ingen ingeniør".

– Går alt tilbake til amerikanerne?

– Nei, den japanske ingeniøren Genichi Taguchi har også ydet viktige bidrag til utviklingen i Japan i perioden etter krigen. Han omtales nå med stor respekt,

såvel i Japan som i USA. Hans filosofi kan uttrykkes slik: "Det er bedre å bygge inn god kvalitet i et produkt enn å måtte frasortere dårlig kvalitet etterpå." Det stedet der man prøver å oppnå kvalitetsforbedring, bør derfor flyttes "upstream".

– Så på denne måten blir det svært viktig hvilket stadium av produksjonsprosessen kreftene settes inn på?

– Den japanske statistikeren Ishikawa inndeler den historiske utviklingen av kvalitetskontroll i Japan i tre perioder: Den første, som gikk frem til 1920, var kjennetegnet ved 100% kontroll ved "enden av samlebåndet". I den andre perioden, fra 1920 til 1945, foregikk det både stikkprøvekontroll ved "enden av samlebåndet" og prosesskontroll "midt på eller ved enden av samlebåndet". I den siste perioden, fra 1945 og frem til i dag, er hovedvekten lagt på bruk av statistiske metoder – fortrinnsvis forsøksplanlegging – på planleggingsstadiet *før* eller "ved begynnelsen av samlebåndet". Forskjellen mellom prosesskontrollen i den andre og den tredje perioden kan billedlig illustreres slik: I den andre perioden lytter en passivt til hva prosessen forteller, og styrer prosessen etter det. I den tredje perioden går en aktivt inn i en dialog med prosessen, og styrer etter de "svar" prosessen gir "på spørsmål". En ser f. eks. hva resultatet blir om en endrer en eller flere faktorer i prosessen.

– Det er altså her statistikken kan bidra vesentlig?

– Akkurat. Nå er spørsmålet hva en må gjøre for å ta igjen noe av det markedet en har tapt til japansk industri. Box mener at hvis vi andre bare nøyer oss med å gjøre det Taguchi anbefaler, vil vi aldri kunne slå japanerne. En del av de statistiske metodene Taguchi anbefaler er ikke like godt fundert. En må derfor kombinere hans idéer med bedre statistiske metoder enn dem han bruker selv.

Teorier skal omsettes i praksis

– Var det en spesiell atmosfære ved senteret for kvalitet i Madison?

– Det var tydelig. Inntrykket ble også forsterket ved at Box arrangerte seminar hjemme hos seg selv hver mandag kveld. Nytt for oss var det at de også tok opp problemer i forbindelse med forbedring av kvalitet og produktivitet i serviceinstitusjoner som f. eks. sykehus, politi, brannvesen og renholdsverk. I samarbeid med ordfører, politisjef, brannsjef osv., hadde de oppnådd noen resultater, men mye gjenstod.

– Er dette tanker som også kan omsettes til norske forhold?

– Det er opplagt. Det er bare spørsmål om noen vil ta opp denne hansken.

– Føler du at det er lettere å gå inn på slike nye områder nå når du er blitt seniorforsker?

– Det er vel rimeligere at yngre statistikere enn jeg tar opp dette problemet. Vi er imidlertid interessert i å sette opp et etterutdannelsestilbud ved NTH på dette området, så neste gang de gir et slikt kurs eller seminar i Madison, håper jeg å kunne være der og følge med.

– Hva var grunnen til at du gikk over på seniorforskerstipendium?

– Jeg har alltid vært glad i å undervise, men var lei av alt maset i forbindelse med avvikling av eksamen. Ved NTH har vi et enormt arbeid i den sammenhengen.

Dessuten var jeg lei av administrasjon. Ved å gå av fra professoratet får jeg bedre tid til å arbeide med de nye idéene som opptar meg.

Enda et industrielt arbeidsfelt

– Du er ikke på denne måten blitt fristet til å gå inn på enda flere arbeidsområder?

– Jo, jeg nevnte et annet spesielt felt som jeg har vært opptatt av i den senere tid, nemlig akselerert testing. Komponenter som brukes f. eks. i forbindelse med romfart, medisinsk-teknisk utstyr eller i oljeutvinning har nå en forventet levetid på 30 år eller mer. Når en skal teste slike komponenter i forbindelse med valg av komponenttype, kan en ikke nytte de klassiske utprøvingsmetodene. Under testingen utsetter man derfor komponentene for et akselererende stress og bestemmer levetidene, og så ekstrapolerer man tilbake til forholdene i den opprinnelige situasjonen. Dette interesserte jeg meg for i Madison. Der kom jeg imidlertid bort i noe spesielt i denne situasjonen. Ofte kan det være naturlig å modellere trettheten som bygger seg opp i en komponent med en Gauss-prosess, med positiv drift. Det man særlig er interessert i, er *når* denne trettheten oppnår en viss kritisk verdi slik at komponenten svikter. I denne modellen får levetiden en såkalt invers gaussisk fordeling.

– Det er et underlig navn. Har det noe å gjøre med den gaussiske prosessen?

– Jeg tror forklaringen er at den momentgenererende funksjon for den inverse gaussiske fordeling minner om den tilsvarende momentgenererende funksjon for vanlig normalfordeling, men med et ledd "satt på hodet". Denne fordelingen gir skjeve levetidsfordelinger som kan være ganske realistiske.

– Men pleier man ikke å bruke enklere standardfordelinger i disse situasjonene?

– Jo, det er vanlig at en bruker en lognormalfordeling. Det kjedelige er imidlertid at sviktintensiteten i lognormalfordelingen går mot null med tiden. Bare enheten blir gammel nok, skal den altså aldri svikte. I den inverse gaussiske fordelingen kan sviktintensiteten gå mot andre bestemte verdier enn null, avhengig av valg av parameterverdier, når tiden går mot uendelig.

– Fører det til nye teoretiske resultater?

– Da Kjell Doksum kom til NTH for et par år siden, så han hva jeg arbeidet med og ble interessert i problemstillingen. Senere har vi arbeidet sammen om dette problemet, han ved Harvard University, jeg i Trondheim. Vi har nå utviklet en modell der stresset økes ved gitte tidspunkter, dersom enheten fremdeles funksjonerer, og vi modellerer dette ved å la en ny Gauss-prosess overta der den gamle slutter. Modellen er nå utvidet til også å omfatte kontinuerlig økende stress, og vi har utviklet de tilhørende estimatorene. Det hele kommer til å dreie seg om en transformasjon av tidsskalaen ved de forskjellige tidspunktene for endring av stresset. Resultatene er presentert i en artikkel som er akseptert for publikasjon i Technometrics, og som forhåpentligvis kommer i et av de første numrene.

– Så på dette området er det gode muligheter for å utrette mer?

– Det ligger mange problemer og venter her, både teoretiske og praktiske. For

øvrig skal vi også ta med et kapittel om akselerert testing i den reviderte engelske utgaven av boken i pålitelighetsteori. Noe annet nytt som vi behandler der, er periodevis vedlikehold.

Direkte kontakt med industriens folk

– Når man går gjennom de forskjellige områdene som du har arbeidet med, får man inntrykk av at du har sett på formidling av kunnskap til andre som en vesentlig del av virksomheten. Stemmer det?

– Ja, jeg har ment at det var viktig å sørge for tilbud til de aktive utøverne av faget. F. eks. har jeg deltatt i utviklingen av et eget undervisningsprogram i sikkerhet ved NTH. Det ble nedsatt en komité i 1987 som jeg fremdeles er formann for. Vi har nå etablert et omfattende tilbud av forskjellige sikkerhetsfag, med 20–25 kurs.

– Har dette vært et spesielt satsningsområde?

– Ja, vi har fått store bidrag fra Conoco, Phillips Petroleum, Vesta og NTNF for å utvikle dette feltet. Det er opprettet tre stillinger som professor II i sikkerhetsfag ved NTH, og dr. ing. Stian Lydersen er engasjert på full tid for å være koordinator for virksomheten. Videre har NTH nettopp utpekt dette feltet som det ene av to spesielle satsningsområder for de kommende 5 år. Dette medfører at vi vil få øremerket solid økonomisk støtte fra NTH og SINTEF. Doktorgradsundervisningen vil bli utvidet, og vi har også utarbeidet såkalte spesialistprogrammer innenfor sikkerhet og miljø for ferdige sivilingeniører.

– Har dette noe å gjøre med de berømmelige Sikkerhetsdagene ved NTH?

– Nei, det er et separat arrangement, som jeg også er formann for. Det ble arrangert for sjette gang i november i fjor, med 250 deltagere. Som foredragsholdere hadde vi folk fra ledersjiktet i oljebransjen, sikkerhetssjefen i Hydro og konsernsjefen ved Norske Skog. Det er gøy å holde på med slikt, selv om det er litt på siden av faget statistikk.

Statistikerne ved NTH utvikler sin egen profil

– Har akkurat det noen betydning?

– Nei, hadde jeg vært 30–40 år, kunne man kanskje sagt at jeg heller burde gjort noe annet. Men jeg har ment at det var viktig for statistikerne ved NTH å vise at deres aktivitet hadde betydning for NTH generelt og for industrien.

– I andre ikke-tekniske fag ved NTH har folk kanskje ikke alltid vært så flinke til det?

– Jeg vet ikke hvor stor vekt man skal legge på det. Men ved en liten genistrek klarte vi i syttiårene å få et eget institutt for statistikk ved NTH. Hele tiden prøvde vi å profilere dette instituttet og gå i møte med brukerne av faget. Etter hvert begynte virkelig statistikkinstituttet på NTH å få et navn ute i industrien, og bedriftene sendte folkene sine hit på kurs og videreutdannelse.

– Men dagens administrative ordning er annerledes?

– Ved universitetene i Norge synes det for tiden å være en tendens til at ledelsen

– av Gud vet hvilken grunn – ønsker store institutter. Derfor ble vi for et par år siden slått sammen med instituttene for matematikk og numerikk. Jeg pekte på at det umulig kunne være noen fordel å få et stort inhomogent og tungrodd institutt, istedenfor de tre mindre instituttene vi hadde. Videre understreket jeg at utviklingen ute i verden ellers går den stikk motsatte veien, slik at statistikk skilles ut i egne institutter. Men det hjalp ikke. Sammenslåingen er et faktum, og vi har store vanskeligheter med å opprettholde vår profil overfor industrien.

– Går det ikke ut over teorien når dere satser såpass sterkt på anvendelsene?

– Nei, jeg tror ikke det. For vår del mener jeg iallfall at vi har lykkes i å orientere oss mot anvendelser uten at det har gått ut over teorien. Se f. eks. på virksomheten til Emil Spjøtvoll og Bo Lindqvist. Det er vel ingen som vil bestride at de har teorien i orden.

Er det mulig å vinne anerkjennelse i et forherdet ingeniørmiljø?

– Har du følelsen av at denne kombinasjonen av teori og praksis også blir satt pris på i andre miljøer ved NTH?

– Jeg oppfattet det som en generell anerkjennelse av fagområdet da Emil i fjor ble valgt til prorektor ved NTH. Før ble det alltid sagt at rektor og prorektor måtte komme fra de tunge teknologiske avdelingene.

– Alt i alt virker det som du er relativt fornøyd når du ser deg tilbake. Det er vel ikke noe galt i å si det?

– Det har alltid vært slik: Når jeg ser fremover, synes jeg av og til at det går langsomt. Ser jeg derimot bakover, synes jeg det har skjedd ganske mye. Fra og med 1. juli har vi faktisk fem professorater i statistikk ved Universitetet i Trondheim, i tillegg til meg, da. Ved NTH vil det være Emil, Bo og min etterfølger, og ved AVH er det Steinar Engen og Jan Bjørnstad. Da jeg ble utnevnt i 1970, var jeg eneste statistiker i Trondheim. Så når jeg ser meg tilbake, synes jeg at vi har grunn til å være relativt fornøyd.

– Ville du i sin tid trodd at det skulle gå på denne måten?

– Neppe. Jeg var selvsagt klar over at jeg ikke burde fortsette med mine ikke-parametriske modeller. Jeg visste at jeg måtte konsentrere meg om å bygge opp et skikkelig kurstilbud i statistikk for ingeniørstudentene, et tilbud som med tiden kunne føre helt frem til doktorgrad. Med gode hjelpere har vi fått til det. Jeg måtte videre regne med å velge nye forskningsområder av interesse for industrielle og tekniske anvendelser. Om jeg har lykkes i å komme noen vei her, får andre bedømme. Jeg har i alle fall aldri angret på at jeg valgte å dra fra Oslo til NTH i Trondheim.

Anmeldelse av programvare

GAUSS, Aptech Systems Inc., 26250 196th Place South East, Kent, Washington 98042, USA.

I statistikken er det en kløft mellom teori og praksis. Teoretikeren beveger seg i sin egen abstrakte verden, og publiserer i tidsskrifter (f. eks. Annals of Statistics) der det ikke engang spørres om hvorvidt forslagene til nye metodikker har noen som helst praktisk betydning. Den statistiske praktiker kjører på den annen side traust sine statistikkpakker og håper i det lengste han kan slippe å utvikle noe nytt. Når nye programmer iblant trenges, utvikles de motvillig og med megen møye. I denne situasjonen trenges det broer over kløften. Slike broer kan f. eks. være nye effektive programmeringssystemer som gjør at vår gjennom et langt studium hardt tilkjempede matematisk-statistiske kunnskapsbase kan omgjøres til praktisk anvendelse uten for mye strev. Moderne eksempler på slike systemer er GAUSS og Mathematica, hvorav det siste er desidert det mest spennende. Likevel vil bare GAUSS bli omtalt her.

Min personlige bakgrunn for å interessere meg for GAUSS er et på den ene siden hjelpeløst forhold til tradisjonelle programmeringsspråk, og på den annen side behovet for å kunne maksimere noen egenkonstruerte likelihoodfunksjoner, samt lage grafiske fremstillinger av litt kompliserte funksjoner. Min takknemlighetsgjeld er stor til Petter Laake som foreslo at GAUSS kanskje var svaret på mine problemer. Jeg ønsker følgelig å reklamere litt for dette systemet, som er beregnet på IBM-kompatible PC-er med matematikkprosessor.

GAUSS er altså et programmeringsspråk som er vesentlig enklere å bruke enn de vanlige som Fortran og Pascal. Programmene i GAUSS er enkle, naturlige og kompakte, man skriver dem nesten som man skriver formlene. Programmeringen er interaktiv i den forstand at man umiddelbart kan få opp programmet på skjermen for videre revisjon når man har prøvekjørt det. Språket er matriseorientert. Dette betyr at operasjoner på matriser utføres meget raskt, og at matriser kan håndteres på en svært effektiv måte i programmeringen. Det finnes en rekke "smarte" regler for dette.

GAUSS har innarbeidet gode numeriske rutiner. Selv har jeg mest brukt maksimeringsrutinen som fungerer utmerket for selv litt "vanskelige" likelihoodfunksjoner. Derivasjoner foretas numerisk, og man får således automatisk oppgitt standardfeil uten å derivere selv. Det er såpass enkelt å programmere at en til dels kan lage sine egne versjoner av rutiner som ellers finnes i statistikkpakker. Jeg laget for eksempel mitt eget lille program for Cox-analyser. Programmeringen besto essensielt i å skrive tre linjer for å beregne Cox-likelihooden (som kan skrives på matriseform). Jeg vil ikke påstå at man generelt bør skrive sine egne programmer, men det virker unektelig litt komisk når man f. eks. innen GLIM-kulturen bestreber seg på å vri og vende på GLIM for å tilpasse det til problemer det ikke er egnet til, f. eks. i overlevelsesanalyse, i stedet for å bruke et effektivt høynivå programmeringsspråk som GAUSS.

Det finnes også mye ferdig utviklet programvare i GAUSS og mere kommer til etterhvert. Eksempler på felter med slik programvare er loglineær analyse,

Poissonregresjon, tidsrekker, autoregressive prosesser og lineær programmering.

GAUSS har god grafikk, både to- og tredimensjonal, og av publikasjonskvalitet. Det har vært visse svakheter ved grafikken, men disse later til langt på vei å være utbedret i siste versjon. Grafikkprogrammene kan nok kanskje virke litt kompliserte, men noe stort problem er det ikke, og forenklinger og forbedringer skjer hele tiden.

GAUSS foreligger for 286-PC-er, men da med en ganske sterk begrensning på størrelsen av de datamatriser som kan håndteres. Denne begrensningen er opphevet i de versjoner som nylig er kommet for 386-maskiner. En av disse (GAUSS-VM) benytter maskinens harddisk som ekstra hukommelse, og kapasiteten blir da i praksis ubegrenset.

En stor fordel med GAUSS er at det gjennomgår en meget intens utvikling og kommer i stadig nye og forbedrede utgaver. Det finnes også en forenklet versjon for studentbruk og spesialversjoner for visse brukergrupper. De som vil ha nærmere opplysninger om programmet og priser etc., bør henvende seg til produsenten.

Odd O. Aalen

Environmetrics og The International Environmetrical Society

The International Environmetrical Society (TIES) ble startet i 1988, som et samlende forum for kvantitativt arbeid innenfor miljøvitenskapene. Initiativet til foreningen ble tatt av Ian B. MacNeill fra University of Western Ontario og Abdel H. El-Shaarawi fra National Water Research Institute, begge i Ontario, Canada. Selv kom jeg i kontakt med foreningen allerede i planleggingsfasen, under mitt gjesteopphold i Canada 1986/87.

TIES arrangerer årlige internasjonale møter. Disse har foreløpig funnet sted i Cairo (Egypt) og i Como (Italia). Årets møte foregår i Madison (USA) i oktober, og neste år står Finland for tur. Kopi av en informasjonsfolder om Madison-møtet er vedlagt dette nummeret av TG. Møtene har vanligvis hatt 200–500 deltagere, med statistikere meget sterkt representert. Hvis noen ønsker mer informasjon om TIES, eventuelt medlemskap og/eller foreningens møter, så ta gjerne kontakt med meg.

TIES står også bak et forholdsvis nystartet tidsskrift, ENVIRONMETRICS, som utgis av Wiley. Undertegnede er knyttet til tidsskriftet som Associate Editor – et nokså uforpliktende engasjement. Kopi av en reklamebrosjyre for tidsskriftet er også vedlagt dette nummer av TG, og jeg håper mange føler seg kallet både til å bidra med stoff og til å tegne sin institusjon som abonnent. Norge står jo tradisjonelt sterkt innenfor miljøvern og miljøfag, og vi bør også markere den norske statistikerstanden gjennom TIES og ENVIRONMETRICS.

Eivind Damsleth
Norsk Hydro A/S
Postboks 200, 1321 Stabekk
Telefon: (02)738160 (direkte)

Sequential two-sample methods in controlled clinical trials

Sammendrag av dr. philos.-avhandling, forsvart 8. desember 1990 ved Universitetet i Oslo

Eva Skovlund

Hensikten med mange kontrollerte kliniske forsøk er å sammenligne effekten av to forskjellige behandlinger, og det vanligste er å utføre parallellgruppeforsøk. Som regel analyseres pasientenes respons ved hjelp av en signifikanstest når forsøket er avsluttet. Fordi pasientene i et klinisk forsøk ikke starter behandlingen samtidig, vil imidlertid resultatene som regel samles over en lang periode. Det vil derfor ofte være fristende å analysere resultatene underveis i forsøket og stanse forsøket dersom man finner signifikant forskjell mellom effekten av de to behandlingene. Ved å utføre slike interimanalyser, kan man stoppe et forsøk tidlig og oppnå at få pasienter får det dårligste behandlingsalternativet.

Konvensjonelle p-verdier kan imidlertid ikke uten videre brukes gjentatte ganger i et forsøk der utvalgsstørrelsen er bestemt på forhånd. Dersom man utfører en rekke tester på f. eks. 5 % nivå, og man fortsetter inklusjon av nye pasienter hvis man ikke finner signifikant forskjell mellom de to behandlingene, men stanser forsøket dersom man finner en signifikant forskjell, vil det virkelige nivået overstige 5 % og øke med antall tester som utføres.

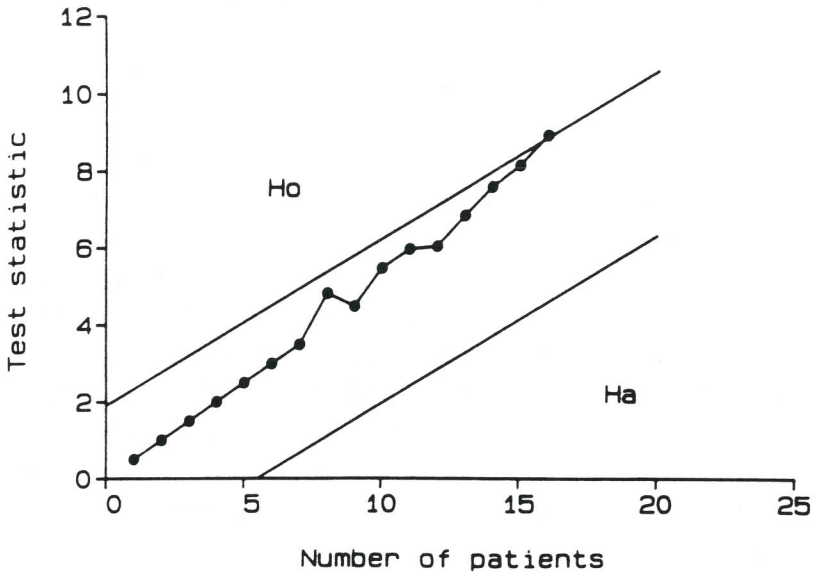
En måte å unngå dette problemet på når gjentatt signifikanstesting er ønskelig, er å benytte en sekvensiell forsøksplan. Da er stoppreglene laget slik at forsøksresultatene kan analyseres kontinuerlig uten at det totale signifikansnivå overstiger den valgte verdien.

Sekvensielle tester for binomisk respons har vært brukt i en rekke kliniske forsøk, og egenskapene til disse testene er godt kjent. Derimot har man visst lite om egenskapene til sekvensielle tester for kontinuerlig respons, hovedsakelig på grunn av den kompliserte matematiske teorien disse testene ofte er basert på. Målet med mitt arbeid var i første rekke å undersøke egenskapene til eksisterende sekvensielle toutvalgstester for kontinuerlig responsvariabel. Siden det viste seg at mange av disse testene i praksis ikke ga nominelt signifikansnivå og teststyrke, fremkom ideen om å utvikle en ny sekvensiell test basert på Wilcoxons toutvalgstest.

Metode

Arbeidet er utført ved hjelp av stokastisk simulering. Simuleringsprogrammene er skrevet i SIMULA. For det meste har hensikten med simuleringene vært å bestemme forskjellige testers signifikansnivå og styrke under gitte betingelser som er variert systematisk. De simulerte pasientenes respons er generert fra valgte teoretiske fordelinger, vanligvis i rene forskyvningsmodeller. Testenes egenskaper er bestemt både under nullhypotesen (nivå) og under forskjellige alternativer

(styrke). På denne måten er "fasitsvaret" kjent, fordi nominelt nivå og styrke ligger til grunn for bestemmelse av stoppgrensene. Testenes robusthetsegenskaper og fordelingsfrihet er studert ved å generere respons fra mange forskjellige typer fordelinger. I tillegg er antall pasienter som ble inkludert i hver simulering registrert.



Figuren viser et eksempel på stoppgrenser for en ensidig sekvensiell Wilcoxontest. Vinkelkoeffisienten for grensene er bestemt av den alternative hypotesen. Konstantene i ligningene for grensene bestemmer nivå og styrke. Endring av konstanten for den nedre grensen vil i hovedsak påvirke nivået; endring av øvre grense påvirker styrken. Inklusjon av pasienter fortsetter så lenge ingen av stoppgrensene krysses. I dette eksempelet stanses forsøket etter inklusjon av 16 pasienter. Nullhypotesen forkastes ikke.

Resultater

Mange av de eksisterende testene er basert på asymptotisk teori og har vist seg ikke å ha så gode egenskaper når forventet antall pasienter er forholdsvis lite. Flere av testene viste seg å være lite robuste mot avvik fra normalfordeling. Fordi disse testene kan være lite egnet i mange kliniske forsøk, har jeg utviklet en ny sekvensiell test basert på Wilcoxons toutvalgstest. Stoppgrensene for testen er utviklet ved stokastisk simulering. Denne testen er enkel, robust og tilnærmet fordelingsfri. Den er også benyttet i praksis i to kontrollerte kliniske forsøk.

I tillegg til simulering av testers egenskaper, har jeg også undersøkt forskjellige estimatorer for forskjellen i behandlingseffekt etter en sekvensiell test. I teorien er fordelingen til responsvariabelen skjev idet en sekvensiell grense krysses, og man har antatt at tradisjonelle estimatorer for fast utvalgsstørrelse ikke kunne anvendes. Mine simuleringer har vist at skjevheten i virkeligheten ikke er så stor, og at de tradisjonelle estimatorene er like gode som estimatorer utviklet spesielt for sekvensielle forsøk.

Diskusjon

Sekvensielle forsøk har etiske og økonomiske fordeler fordi de kan bidra til å holde pasienttallet lavt i et klinisk forsøk. For at man skal kunne dra nytte av

fordelene med sekvensielle forsøk, må responstiden være kort sammenlignet med den tiden det tar å inkludere pasienter i forsøket. Sekvensielle forsøksplaner er altså særlig egnet ved akutte sykdommer som kan helbredes eller lindres raskt. Både i simuleringsundersøkelser og i praksis har jeg vist at noen av de sekvensielle forsøksplanene har gode egenskaper, og etter min oppfatning burde man oftere vurdere en sekvensiell forsøksplan når et klinisk forsøk skal gjennomføres.

Avhandlingen består av 10 arbeider:

I. Skovlund E. and Walløe L. (1987) A simulation study of a sequential *t*-test developed by Armitage. *Scand. J. Statist.*, **14**, 347-352.

II. Skovlund E. (1988) The correction of a two sample sequential *t*-test developed by Hajnal. *Comput. Statist. Data Anal.*, **6**, 165-175.

III. Skovlund E. (1988) A simulation study of three sequential two-sample tests with triangular continuation regions. *J. Stat. Plann. Inference,* **19**, 383-394; Erratum (1989), **22**, 403-404.

IV. Skovlund E. and Walløe L. (1988) A sequential two-sample test developed by stochastic simulation. *J. Statist. Comput. Simul.*, **29**, 87-104.

V. Skovlund E. (1991) Truncation of a two sample sequential Wilcoxon test. *Biometrical Journal*, **33**, no. 3.

VI. Fenstad G. U. and Skovlund E. (1990) A two-sample sequential rank test by Sen investigated by stochastic simulation. *J. Statist. Comput. Simul.*, **36**, 129-137.

VII. Skovlund E. and Walløe L. (1989) Estimation of treatment difference following a sequential clinical trial. *JASA*, **84**, 823-828.

VIII. Skovlund E. and Walløe L. (1991) Sequential or fixed sample trial design? A case study by stochastic simulation. *J. Clin. Epidemiol.*, **44**, 265-272.

IX. Skovlund E., Fyllingen G., Landre H., and Nesheim B.I. (1991) Comparison of postpartum pain treatments using sequential trial design. I. Paracetamol versus placebo. *Europ. J. Clin. Pharmacol*, **40**, 343-347.

X. Skovlund E., Fyllingen G., Landre H., and Nesheim B.I. (1991) Comparison of postpartum pain treatments using sequential trial design. II. Naproxen versus paracetamol. *Europ. J. Clin. Pharmacol.*, under trykking.

Bruk av EDB i statistikkundervisningen på AVH, Universitetet i Trondheim

Steinar Engen

I grunnkurset **S111** (5 vekttall) og det påbyggende kurset **S12** (5 vekttall), blir det ikke brukt tid på databehandling ved hjelp av programpakker. Dette skyldes ikke motstand mot bruk av programpakker i statistikkundervisningen – tvert i mot. Vi har planer om å komme i gang, men med bare 2 stillinger i statistikk har det foreløpig skortet på resssurser. Instituttet har valgt å prioritere utbyggingen

av statistikk hovedfag framfor å intensivere arbeidet med grunnkursene.

I 3-vekttalls-kurset **S18 - Anvendt statistikk**, gjør vi bruk av EDB. Det forutsettes at studentene som tar kurset, har forkunnskaper tilsvarende **S111** og **S12**, og at de behersker et programmeringsspråk, f. eks. PASCAL. Hensikten med kurset er i hovedsak å gi studentene en mer praktisk innsikt i statistikkfaget enn den de tilegner seg i de mer tradisjonelle statistikk-kursene.

Et egenutviklet kompendium dekker den teoretiske delen av pensum (2 vekttall). Dette må betraktes som et utkast til kompendium som vil bli omarbeidet og muligens utvidet. Det er planer om å ta med noe mer stoff, blant annet litt om tetthetsestimering. I løpet av kurset skal studentene utføre 4-6 små prosjektoppgaver som er obligatoriske og som teller 1 vekttall til eksamen. Prosjektoppgavene er i hovedsak programmeringsoppgaver (som utføres på Universitetets VAX-anlegg eller PC), men kan også inkludere noen analytiske beregninger. De første 2–3 oppgavene er felles for alle, mens de siste er individuelle.

Bruk av programpakker inngår heller ikke i **S18**. Det legges i stedet vekt på å gi studentene trening i å formulere og analysere nye og ukjente problemstillinger uten å være bundet av tilgjengelig programvare. Den underliggende filosofien er at programpakker bør betraktes som et supplement, og ikke danne selve plattformen for arbeidet.

Kurset behandler bl. a. metoder for generering av stokastiske variable. Mange programpakker kan bare generere sekvenser av stokastiske variable fra de mest kjente fordelingene. Derfor kan det vise seg nødvendig å kunne lage sin egen generator. Videre inngår numeriske metoder som løsning av ikke-lineære ligninger, løsning av ekstremalproblemer, numerisk derivasjon og integrasjon som en del av det teoretiske pensumet. Tilnærmingsmetoder og transformasjoner blir også gjennomgått. Det er tatt med noen statistiske metoder som ikke er behandlet i **S111** og **S12**. En har med hensikt valgt metoder som egner seg godt for utprøving ved hjelp av de teknikkene som gjennomgås i kurset f. eks. χ^2-tester. 'Bootstrap'- og 'jack-knife'-teknikker som baseres på stokastisk simulering, behandles relativt overfladisk. Hensikten er å gi studentene en viss forståelse for tankegangen og sette dem i stand til å bruke teknikkene i enkle situasjoner.

Antall studenter som har fulgt kurset har variert mellom 2 og 5. Årsaken til at det er så få er at det er få studenter som fortsetter etter grunnkurset og tar **S12**, som er en av forutsetningene for å kunne ta **S18**. Tendensen er at de som tar **S12** fortsetter på **S18** og deretter som regel til hovedfag. Dommen fra studentene er éntydig. De synes det er et artig og svært lærerikt kurs.

Det ville være svært ressurskrevende å gi denne typen kurs til en stor gruppe studenter. Man måtte da enten ha flere studentassistenter, eller gi avkall på de individuelle oppgavene slik at all veiledning og gjennomgang av problemstillinger kunne gjøres i plenum.

Bruk av dataøvinger i statistikkundervisningen ved Agder Distriktshøgskole, Kristiansand

Henrik Dahl

Til nå har vi dataøvinger i to statisikk-kurs på ADH:

Statistikk 2 (2 vekttall, som bygger på 2 vekttall fra Statistikk 1) for videregående studenter i prosjektadministrasjon og internasjonalisering. Dette kurset hadde sist høst 52 kandidater. Siden det er et såkalt "åpent kurs" hadde vi også en del studenter fra de to første årene samt en del interesserte EDB-studenter.

Matematisk Statistikk (3 vekttall, som bygger på 3 vekttall fra Sannsynlighetsregning og statistikk) for videregående studenter i realfag og matematikk. Dette kurset kjøres annet hvert vårsemester og hadde våren 1990 20 kandidater, men dette lave antallet skyldes spesielle forhold i forbindelse med en omlegning av studiet og det "normale" antallet kandidater er nok nærmere 50.

Statistikk 2 må kunne regnes som et rent brukerkurs, men Matematisk Statistikk har ambisjoner om å gjøre bruk av disse studentenes sterke bakgrunn i matematikk (flervariabelteori, reel analyse, abstrakt algebra, med tiden også muligens programmeringsferdigheter).

I begge kursene brukes programpakken MINITAB versjon 7.1.
Jeg har i lang tid hatt to innvendinger mot bruk av "pakker" med statistikkprogram i elementærundervisning i statistikk:

(1) Tiden det tar og innsatsen lagt ned i innlæringen kan ikke rettferdiggjøre den nytten studentene har av opplegget.

(2) Når studentene først mestrer det rent tekniske, kan de lett fristes til å misbruke metodene.

Derfor var jeg relativt sent ute med å slippe ADH-studentene løs på datapakker i statistikk (høsten 1980).
Da hadde alt samfunnsvitere ved skolen i flere år brukt systemer som FAKAD og DDP, som jeg opplevde som bekreftelser av skepsis (1) og (2). Jeg fikk stadig henvendelser av typen:

"Jeg har skutt noe, kan du si meg hva det er?"

- eller i mer "vitenskapelig" språkdrakt:

"Datasettet er signifikant ifølge datapakken, men hva betyr det for meg i mitt arbeid"

Jeg valgte å satse på MINITAB, fordi jeg vurderer at denne pakka langt på vei imøtegår innvendingene (1) og (2).
Jeg er ikke blitt skuffet!
Det vesentlige av problemer vi har hatt skyldes maskinutstyret (NORD 100/500) og mangelfull implementering, særlig de to første årene. Opprinneliog brukte vi skrivemaskinterminaler, som tidligere versjoner av MINITAB la opp til. Senere fikk ADH skjermterminaler og detre ga en del problemer til vi fikk MODE-filer osv.

I de senere årene har MINITAB kommer i stadig forbedrede versjoner: Versjon 5 fra 1985 var et stort fremskritt og det er den siste versjonen vi bruker på NORD 560. Det som særlig var betydningsfullt ved versjon 5, var at "worksheet" ble øket

fra 5000 til 100000. slik at det ble mulig å analysere betydelig større datasett enn tidligere. Dermed kunne MINITAB taes i bruk i mer realistiske situasjoner og ikke bare i oppkonstruerte "undervisningseksempler".

Etter et kort mellomspill med versjon 6 for PC er vi nå over på versjon 7.1, som i sær hever seg over tidligere versjoner ved å ha en "on screen editor". Ellers kan jeg nå glede meg over at aller studenter har et innføringskurs i EDB, slik at jeg ikke trenger å kaste bort tiden med EDB-tekniske problemer.

Vi bruker ikke egne læremidler til øvelsene og jeg tror ikke jeg noen gang kommer til å gjøre det. Fra tid til annen løser vi oppgaver fra den regulære læreboka i kurset, men disse vil i liten utstrekning utnytte de muligheter for interaktiv kjøring som moderne datapakker gjør mulig. I stedet kopierer jeg datafiler jeg selv har samlet inn over på studentenes disketter og overlater til studentenes initiativ og oppfinnsomhet å gjennomføre analyser. Dette gir glimrende muligheter til å illustrere at det til et visst datasett ikke finnes noen "riktig" analyse, noe mønsterløsninger og fasiter til lærebøker lett kan gi inntrykk av. Derimot er det gode muligheter for å øve opp ferdigheter så som:

Å kunne samarbeide.
Å kunne overholde tidsfrister.
Å kommunisere klart og effektivt, muntlig og skriftlig.
Å forstå at i praksis må det finnes et svar, selv om dette ikke alltid er tilfredstillene.

Å forstå statistikerens etiske stilling.
Å oversette generelle mål til rimelig presise og realistiske oppgaver dvs. at visse faktorer er relevante og andre ikke.
Å gjenkjenne situasjoner som krever undersøkelse av datakvaliteten og å lage hensiktsmessige kontollrutiner.
Å forstå grensene for hva vi vet.
Å forstå hva statstikk kan og ikke kan gjøre.

Å innse hvilke teknikker som er gyldige og/eller brukbare.
Å anvende teknikker, tolke resultater og trekke riktige slutninger dvs. forståelse.
Å anvende teknikker, beregning og tilsvarene ferdigheter.
Å lære og bruke en tidligere kjent teknikk.

Å forstå at virkelige data har svakheter og reagere fornuftig på vansker.
Å ha oversikt over de ulike nivåer av teknisk raffinement i analysemetode og tilpasse disse til data med ulik relevans og pålitelighet.
Å sette sammen tilsynelatende ubeslektede fakta til et mønster.
Å oversette et problem til statistisk form.
Å bygge opp modeller.

Den våkne leser vil kjenne disse punktene igjen fra en bokomtale i TG. Jeg gjør ikke krav på at jeg i et elementærkurs på 2 vekttakk kan gi studentene en fullgod forståelse i alt det disse punktene innebærer, men jeg mener at arbeid med "open ended problems" spesielt der studentene selv sitter inne med en viss ekspertise kan gi en viss forståelse for noen av punktene over.

Vi starter datalabben (i begge kurs) med to dobbelttime der

studentene kan gjøre seg kjent med MINITAB. I løpet av disse dobbltimene løser de også en enkel oppgave i multippel regresjonsanalyse, som dreier seg om opptakssystemet på ADH. Dette er noe studentene har forutsetninger for å ha velbegrunnede meninger om. I disse timene blir det gitt ganske mye veiledning.

Senere får studentene ulike prosjekter som de må gjennomføre mer eller mindre på egen hånd og der gjennomgåelsen innskrenker seg til kommentarer av mer filosofisk karakter, som f.eks. hvorfor opptakssystemet gir så liten forklaringskraft og om det er mulig å bedre situsjonen uten at enkelte grupper kommer i klemme.

Til en del eksamener har det vært gitt MINITAB-spørsmål, og generelt synes disse å falle lett. Dette kan godt komme av at vi arrangerer eksamener med alle hjelpemidler tillatt. Så godt jeg kan forsøker jeg å formidle kunnskap som ikke er programvarespesifikk, men det er sikkert subtile begrensninger som dert er vanskelig å se for en som er inne i systemet. MINITAB's generelt dårlige grafikk og ADH's mangel på satsing på utstyr som plottere har nok ført til en nedtoning av presentasjonsgrafikk. Når det gjelder dette er jeg nok også litt engstelig for innvending (2). Jeg håper i nærmeste fremtid å få S-Plus tilgjengelig og dette kan kanskje representere en ny åpning i Matematisk Statistikk-kurset våren 1992.

Til slutt vil jeg nevne et eksperiment, som ble gjennomført våren 1988, og som jeg selv synes var ganske vellykket:

Høsten 1987 tok siste kull av studenter fra ØK/ADM-studiet med kvantitative metoder spesialiseringsretning, Statistikk 2. 14 av disse studentene henvendte seg til meg med forespørsel om det kunne la seg gjøre å ta seminaroppgave i statistikk. Det hører med til historien at dette Statistikk 2-kullet er, noe av den beste studentgruppe jeg noen gang har arbeidet med og at de 14 ikke representerte minusvarianter. Problemet som gjensto var å finne passende prosjekter. På den tiden fikk jeg henvendelse fra administrasjonen ved ADH om å bistå i en analyse av opptaksdata. For å gjøre en lang historie kort ble de 14 studentene satt på oppgaven. Etter et møte med den ansvarlige i administrasjonen ble 14 ulike prosjekter fordelt. Siden jeg våren 1988 hadde to kurs, måtte arbeidet organiseres strømlinjeformet og slik at alt skulle være ferdig til utgangen av februar 1988.
En student gjennomførte en forberedende undersøkelse allerde i romjula slik at alt var klart for de andre som kunne kastet seg over problemene i begynnelsen av januar. En seminaroppgave på ADH er ment å svare til tre ukers arbeid. Dette ble organisert slik: Hver student kodet data i en uke. Deretter fulgte en uke med MINITAB-kjøringer for å skaffe oversikt over hva de tilgjengelige data hadde å fortelle om de respektive prosjektene. Endelig fulgte en uke med skriving av selve seminaroppgavene. Jeg forlangte at disse skulle skrives i NOTIS-WP og være tilgjengelige fra min terminal, slik at jeg helt tiden kunne holde oversikt over progresjonen. Enkelte studenter var overambisiøse og disse fikk beskjed om å begrense problemstillingen og eventuelt "gi bort" problemstillinger til andre. Alle unntatt en student overhodt det opprinnelige tidskkjemaet, og etter litt "armbending" fikk også denne fullført på et vis. Sluttresultatet var en rekke interessante datafiler, som vi har hatt nytte av i undervisningen, som nevnt over. Det er et poeng at opptak er et fenomen som studentene har mye kunnskap om som de kan integrere i en innsiktsfull analyse.

Sammendrag av innlegg ved Det 6. norske statistikermøte
Jeløya, 10.–12. juni 1991

Statistisk programvare – en oversikt

Rolf Volden
Norsk Regnesentral

En grov skisse over noen viktige utviklingstrekk for maskinvare er gitt for bedre å forstå utviklingen på programvarefronten. En rekke hovedgrupper av programvare med eksempler er omtalt. Noen viktige trender i programvareutviklingen og konsekvensene for brukeren er nevnt.

Hovedpunktet i programvareomtalen er 6 generelle statistikkpakker for PC under DOS. De pakkene som er omtalt, er SAS, SPSS/PC+, Systat/Sygraph, S-PLUS, Statgraphics og Minitab. Disse pakkene fins også for flere alternative maskinplattformer. Den sterke standardiseringen av statistikkpakkene over ulike maskintyper gjør at mange av konklusjonene fra en statistikkpakke for PC også er gyldige for den samme pakken på andre maskiner. Det gjelder selvfølgelig med unntak av priser og kapasitetsproblemene som er noe spesielle for DOS.

Samtlige av de statistikkpakkene som omtales, er i dag blant de "beste" på hver sin måte. De fleste pakkene er nokså fullverdige med hensyn til hovedgruppene av metoder, dog med noen mangler for Minitab og S-PLUS. Når man ser på pakkenes tilgjengelige opsjonsutvalg og prosedyrenes fleksibilitet til å løse gitte brukerproblem, er det dog større forskjeller mellom pakkene. Spesielt er SAS, S-PLUS og SPSS/PC+ blant de bedre her. Noen grove sammenligninger mellom SAS og S-PLUS ble gjort.

Ellers ser de fleste pakker ut til å tilby flere former for brukerdialog. Både Systat og Minitab er i ferd med å bygge ut en menydialog i tillegg til den kommandodialog de har i dag. De øvrige pakkene, med unntak av S-PLUS som bare har interaktiv dialog, har alt flere dialogformer. SAS vil i neste versjon komme med et grafisk brukergrensesnitt under MS Windows i tillegg til de dialogformer de har i dag.

Det fins en slags grunnleggende konflikt mellom det å tilby høy fleksibilitet og mange programopsjoner på den ene siden, og det at brukeren lett kan misforstå og misbruke det programverktøy som tilbys. Noen fallgruver i programvaren er gitt med utgangspunkt i SAS.

Et notat laget til statistikermøtet, kan fås fra forfatteren.

Diskusjon av Rolf Voldens foredrag

Trond Haider
Nycomed AS

Rolf Volden har utført en formidabel oppgave ved å sammenligne statistikkpakker. Det krever solid bakgrunn for egne meninger ved å formidle slike sammenligninger offentlig. Jeg tar for meg fire områder som Rolf enten ikke berørte eller bare berørte i liten grad. Først et lite hjertesukk om datakvalitet, deretter

presenterer jeg Nycomeds erfaring med programpakker, jeg vil si litt om hva myndigheters krav til programpakker kan medføre, og til slutt vil jeg berøre statistikerens rolle vis à vis andre pakkebrukere.

Hjertesukket er knyttet til noe jeg stadig opplever: *Dataenes kvalitet taes for gitt!* Før i tiden fikk statistikerne en viss føling med dataene fordi de enten måtte regne med dem for hånd eller mate dem inn i en regneinnretning uten lagerkapasitet. Programpakkene har gjort det mye lettere på dette området: Dataene kommer, om ikke på en fjæl, så i alle fall på en diskett, og mates rett inn i programpakken. Ved noen få tastetrykk er det mulig å få ut alle de konfidensintervall, p-verdier og andre mål vi måtte ønske, uten egentlig å kjenne dataene. Statistikkpakkene gjør det mye lettere å la være å se på enkeltverdiene. *Vi kan få resultater uberørt av statistikerhånd.*

Nycomeds avdeling for statistikk har hatt tilgang på PC-er og programvare siden 1984. Vår hovedoppgave har vært og er å planlegge, analysere og presentere resultater fra kliniske prøvinger, som utføres for å dokumentere effekten og sikkerheten til nye produkter. Vi opplever at det er meget lett å la seg fange opp av alle de nye muligheter på *presentasjonssiden* en programpakke gir. De kosmetiske aspekter ved tabeller og grafikk tar mye tid. (Alltid litt mer enn det som er tilgjengelig.) Og det tar tid som vi burde bruke på mer statistisk pregede oppgaver. Vi har sett faren i å la statistikere være eneste faggruppe knyttet til datasiden. I de siste årene har vi også ansatt programmerere som skal ta seg av produksjon av tabeller og grafikk i nært samarbeid med statistikere. Men, som Geir Eide kommenterte under diskusjonen av min diskusjon, vi må vokte oss for at dette ikke fører til en avstand mellom dataene og statistikere.

Europeiske og amerikanske helsemyndigheter har startet en prosess som kan få store konsekvenser for farmasøytisk industri og dokumentasjon av nye produkter. *All programvare knyttet til dokumentasjonsdata skal være validert.* Dette begrepet er ennå ikke endelig definert, men det vil ligne på følgende: Det skal godtgjøres at et datasystem skal fungere riktig i sitt funksjonsmiljø. Dette innebærer at også *samspillet* mellom bruker, programvare, maskinvare og brukerinstrukser skal valideres, og dette skal dokumenteres. Noen spørsmål som ennå ikke er avklart er: Skal ad hoc, én-gangs programmer valideres? Skal vi ha avdelings-interne eller -eksterne kontrollfunksjoner? Må kontrollinstansene også ha fagekspertise?

På Nycomed har vi et mangfold av programpakker med enda flere brukere. De aller fleste har visse statistiske funksjoner innebygd, noen har mange. Hvordan skal statistikerne forholde seg til dette? Vi vet at en del kommer til å bruke statistikken galt. Dette gjelder helt sikkert i de aller fleste andre miljøer også. Skal vi som statistikere ta den ene ekstreme holdning ved å gå inn for å sertifisere brukere av statistikkpakker, eller den motsatte holdning at det er ikke vårt bord, la dem ture frem? Begge holdninger er naive og vil skade oss som gruppe. Utfordringen for oss blir å finne den middelvei som både gir oss mulighet til å skape forståelse for faget og samtidig ikke bli oppfattet assistenter, men som en likeverdig part i et vitenskapelig samarbeid.

Express: Et verktøy for konstruksjon av kunnskapsbaserte statistiske system

Jan Harald Aarseth
Universitetet i Bergen

Programsystemet Express er implementert på PC, og det tilbyr et verktøy for å konstruere kunnskapsbaserte statistiske system som utfører analyser på gitte datasett. Systemet gjør det mulig for en statistiker å spesifisere regler for hvordan systemet skal gå frem i en analysesituasjon, slik at resultater funnet underveis avgjør den videre analysetypen. Denne spesifikasjonen skjer ved at en kodefil fylles ut med de statistiske størrelsene som må finnes, og at det implementeres et regelprogram i Fortran. Dette programmet består stort sett av kall av ferdige prosedyrer som Express tilbyr.

Når man starter Express, blir brukeren presentert for de forskjellige valgmulighetene som finnes m. h. p. regler for statistiske situasjoner (f. eks. logistisk regresjon, lineær regresjon eller sammenligning av lokasjonsparametre). Når bruker har bestemt seg for hvilket statistisk domene som skal behandles, kommer man inn til hovedmenyen i systemet. Her kan man starte selve regelkjedingen som skal arbeide seg frem til den endelige konklusjonen. Dette arbeidet utfører systemet ved hjelp av baklengs kjeding.

Det som typisk skjer når man starter en regelkjeding, er at systemet undersøker om en spesiell statistisk størrelse allerede er funnet (disse verdiene lagrer systemet på en egen fil). Er den alt bestemt, presenterer systemet verdien for bruker, og Express går videre til neste steg i analysen. Er en observator derimot ikke funnet, må systemet finne denne ved å starte en programpakke. Brukeren kan da følge med på skjermen mens systemet selv setter opp de nødvendige styresetningene for korrekt utførelse av en passende statistisk programpakke. Express utfører så den aktuelle programpakken og leser gjennom utskriftsfilen fra pakken for å plukke ut aktuelle verdier. Nå vil systemet automatisk returnere til den posisjonen som regelkjedingen befant seg i før pakkekjøringen, og analysen vil fortsette.

Brukeren har under hele regelkjedingen anledning til å avbryte for å undersøke hvilke verdier som er funnet og eventuelt endre noen av dem. Det kan f. eks. være at systemet har funnet at normalfordeling kan antas i den videre analyse, mens bruker ikke er villig til å benytte denne antagelsen. Brukeren kan også skaffe seg en bedre oversikt over den analysen som allerede er utført. Videre kan han gjennom forskjellige "systemvariable" velge om regelkjedingen skal gå raskt eller i sakte tempo, og om det skal gis fyldige forklaringer underveis eller ikke. Det at man har et omfattende grensesnitt til bruker, blir ansett som viktig i kunnskapsbaserte systemer i den forstand at det endelige resultat skal være et samarbeid mellom bruker og maskin. Dette er for å unngå at maskinen produserer resultat i løpende bane som en uerfaren statistiker stoler blindt på.

I dagens utgave av Express er det regelsettet for logistisk regresjon med to uavhengige variabler som er mest omfattende (se presentasjon av Ågot Irgens), men det finnes også et par andre mer begrensede regelsett. De tjener mer som

enkle eksempler på hvordan Express prinsipielt kan utnyttes enn som realistiske oppskrifter på hvordan en statistiker vil gå fram i prakisis. Et av disse regelsettene tar for seg sammenligning av lokasjonsparametre for to datasett. Den første regelen i dette regelsettet avgjør hvilken analyseform som skal benyttes. Her har vi valget mellom tre forskjellige metoder. Den første går ut på å benytte t-test hvis vi kan anta at datasettene stammer fra en normalfordeling, eller en passende ikke-parametrisk test hvis vi antar at den underliggende fordelingen er ukjent. Metode nummer to er å benytte en parplan-analyse, mens den siste muligheten er å behandle dataene som om de stammet fra en $2 \times K$-kontingenstabell, der K er antall nivåer i de to datasettene. Hvis vi f. eks. antar at systemet velger den første metoden med t-test (dette kan også lett bestemmes av bruker), vil Express kontrollere om det finnes ekstreme observasjoner i noen av datasettene. Hvis dette er tilfelle, vil den videre analysen ikke ta hensyn til disse verdiene med mindre bruker gir beskjed om noe annet. Nå vil systemet utføre normalitetskontroll på de to variablene. Kan begge variablene antas normalfordelt eller lognormalfordelt, vil passende metoder bli gjennomført basert på t-fordeling. Ellers vil systemet velge en av to ikke-parametriske metoder, basert på Wilcoxon- eller median-test.

Et regelsett for logistisk regresjon i Express

Ågot Irgens
Universitetet i Bergen

Demonstrasjonen viser tilpasning av et bestemt statistisk regelsett til programsystemet Express, som fungerer som et skall for konstruksjon av kunnskapsbaserte statistiske systemer. I utgangspunktet ønsket vi å lage et system som kunne avgjøre hvilken logistisk regresjonsmodell som var anvendbar for en situasjon med én avhengig variabel og et stort antall uavhengige variable. De aktuelle anvendelsesområdet var i første rekke epidemiologiske studier av sammenhenger mellom sykdom og ulike risikofaktorer, enten oppfølgingsundersøkelser eller "case-control"-studier. Praktisk-statistisk analyse av slike situasjoner blir i stor grad basert på uformelle prosedyrer i tillegg til logistiske analyser av forskjellige variabelsett. Slike problemstillinger skulle derfor egne seg godt for formalisering i regelsett i kunnskapsbaserte systemer.

Da løkkestruktur i regelkjedingen i Express ikke var implementert på det tidspunktet arbeidet startet, fant vi å måtte lage et enklere system som bestemmer den logistiske regresjonsmodellen for én avhengig og to uavhengige variable. Systemet er utviklet med tanke på senere utvidelse av antall uavhengige variable. I den eksisterende versjon av Express er dette mulig. Det var viktig ikke å binde seg til spesielle stivalg i utgangspunktet, men ha et system som består av et lite antall prosedyrer som kan gjentas flere ganger.

BMDP ble valgt som hovedprogrampakke for utførelse av beregningene, da dette er en statistikkpakke som er kjent av de fleste som eventuelt skal benytte

systemet. I tillegg har BMDP et godt utviklet program for logistisk regresjon. Dessuten bruker vi SAS til noen enkle analyser. Det spesielle programmet StatXact ble brukt som tilleggspakke til beregning av likelihood, odds-ratio og homogenitet dersom datasettet har få observasjoner.

Vårt system er laget slik at en erfaren statistiker kan trekke sine egne konklusjoner på grunnlag av resultatene de forskjellige pakkekjøringene gir. Brukeren kan på flere trinn sette seg over systemet og bestemme om en variabel skal taes med i modellen eller ikke. Enkelte pakkekjøringer er tatt med selvom de utplukkete parametrene ikke brukes i reglenes modellbestemmelse. I tillegg kan bruker se på flere plott og deskriptiv beskrivelse av variabelen. Dette er gjort for at bruker skal ha et godt utgangspunkt for å foreta alternative beregningsmetoder.

Med tanke på en mindre erfaren bruker er systemet laget slik at det alltid kommer frem til en konklusjon, selv om bruker ikke går inn og tar avgjørelser under kjøringen. Avgjørelsene blir i hovedsak tatt ved å se på forskjeller i log-likelihood for de ulike modellene. Systemet kommer imidlertid ikke alltid frem til en spesiell modell. Underveis i kjøringen foretas flere kontroller på modellen: Det undersøkes om det er avvik fra trend, homogenitet eller linearitet i logit, eller om den avhengige variabelen er feilaktig kodet. Regelkjedingen kan derfor bli avsluttet allerede på dette trinnet, med beskjed om den aktuelle situasjonen. For kategorivariable anvendes en spesiell rutine for å slå sammen små grupper med nabogrupper for å unngå nullceller i $2 \times k$-tabeller. Etter at kategoriseringen eventuelt er justert, lages en BMDP-fil hvor variablene lagres.

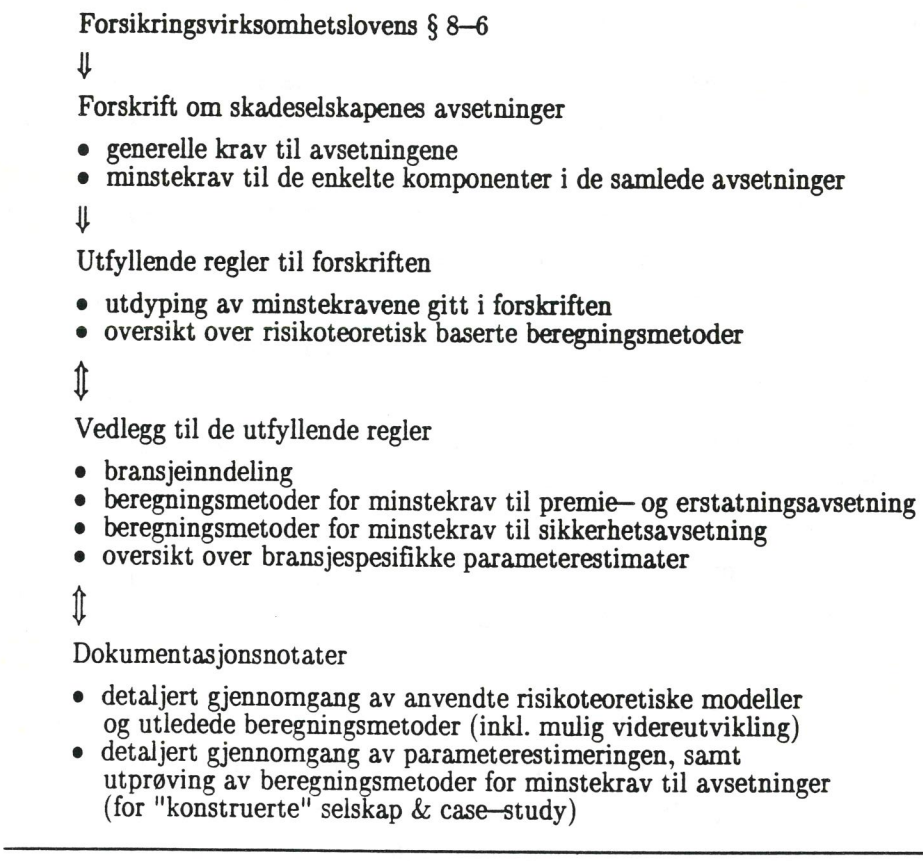
Det blir anbefalt først å foreta en grundig univariat analyse for hver av de uavhengige variablene. Systemet viser plott over observerte frekvenser ved de forskjellige x-verdiene. Er en x-variabel kontinuerlig, foretaes det også omvendt en to-utvalgs t-test med den avhengige variabelen som grupperingsvariabel. Variablene blir videre undersøkt ved univariate logistiske regresjoner, ved å se på forskjellige kategorier av x-verdier hver for seg, og ved multivariate logistiske regresjonsanalyser, med og uten samspill. Metodene prøver spesielt å ta hensyn til at en ikke skal få med i modellen overflødige x-variable som fører til ustabilitet med stor usikkerhet for koeffisientene. Blir det påvist samspill, foretas det ny kjøring med logistisk regresjon der det også blir inkludert kategorivariable som representerer kombinasjoner av forskjellige nivåer for de opprinnelige x-variablene.

Om solvens i skadeforsikring

Arild Kristiansen
Kredittilsynet

I regi av Kredittilsynet er det i løpet av de siste årene utarbeidet et regelverk for fastsetting av krav til de avsetninger et skadeforsikringsselskap må ha for å kunne dekke forpliktelsene overfor forsikringstakerne. Målsettingen med dette innlegget er dels å gi en kort oppsummering av hovedtrekkene ved det utarbeidede regelverket, dels å foreta en gjennomgang av noen av de risikoteoretiske metoder som skal anvendes ved beregningen av minstekravene til de forsikringstekniske avsetninger.

Figur 1. Hovedstrukturen i det utarbeidede regelverk for minstekrav til avsetninger.



Hovedstrukturen i det utarbeidede regelverket er som vist i figur 1. Med utgangspunkt i forsikringsvirksomhetslovens § 8–6 har Kredittilsynet utarbeidet en forskrift der det både fastsettes enkelte generelle krav til de forsikringstekniske avsetningene og dessuten gis minstekrav til alle komponentene i de samlede avsetninger. (Forskriften ble forøvrig gitt av Finansdepartementet medio mai 1991.) Mer detaljerte beregningsmetoder for minste–kravene til avsetninger vil bli gitt i et sett av utfyllende regler som er under utarbeiding i Kredittilsynet. I tilknytning til de mer detaljerte beregningsmetoder som vil bli spesifisert i (vedleggene til) de utfyllende regler er det også utarbeidet to relativt omfattende doku–mentasjonsnotater. Disse notatene inneholder en detaljert gjennomgang av hhv. de an–vendte risikoteoretiske modeller og beregningsmetoder samt oversikter over resultatene av parameterestimeringene og utprøvingen av de dokumenterte beregningsmetoder for minste–krav til avsetninger.

Videreutviklingen av regelverket forutsettes å foregå ved en vekselvirkning mellom bestem–melsene i de utfyllende regler, vedleggene til disse regler og de dokumenterte modeller og beregningsmetoder.

Årsakene til at et skadeforsikringsselskap må foreta forsikringstekniske avsetninger kan kort – og noe firkantet – oppsummeres på følgende måte:

– Premiene betales på forskudd for en avgrenset tidsperiode mot at selskapet påtar seg å dekke alle skader som oppstår i denne perioden. I et selskaps portefølje vil det derfor

til enhver tid være en rekke forsikringer/poliser der deler av forsikringstiden er uavløpt.

– Det tar tid fra et skadetilfelle inntreffer til det anmeldes og videre fra anmeldelsen foretas til erstatningsbeløpet faktisk utbetales. I et skadeselskaps portefølje vil det mao. til enhver tid være en rekke skadetilfeller der det endelige erstatningsoppgjøret ikke har funnet sted.

De to nevnte forhold gir opphav til hhv. premie– og erstatningsavsetninger. Et skadeforsikringsselskaps premie– og erstatningsavsetninger vil generelt være det beste anslaget på (dvs. forventningen til) hhv. de samlede erstatningsutbetalinger til framtidige skader som er dekket på betraktningstidspunktet (de såkalte CBNI–skader), og de samlede framtidige erstatningsutbetalinger til skader som er inntruffet men ikke endelig oppgjort (de såkalte IBNS–skader). Disse anslagene vil generelt være beheftet med tildels betydelige usikkerheter, noe som igjen medfører et behov for separate sikkerhetsavsetninger. Sikkerhetsavsetningene kan eventuelt også omfatte en buffer mot fluktuasjoner i skadeforløpet over en flerårig periode eller beløp til dekning av andre risikofaktorer avledet av forsikringsvirksomheten (inflasjonsrisiko, renterisiko, valutarisiko m.v.).

Oppgaven er dermed å finne fram til statistiske modeller som gir en rimelig beskrivelse av den risikoprosessen som genererer skadetilfellene og de tilhørende enkelterstatningsbeløp. Videre må avviklingsprosessen modelleres, dvs. man må finne fram til en rimelig beskrivelse av "ventetiden" fra en skade inntreffer til den anmeldes og videre fra anmeldelse til utbetaling av erstatningsbeløp.

Vi lar betraktningstidspunktet være utgangen av kalenderår nr. J. For et tilfeldig valgt skadeforsikringsselskap, f.eks. selskap nr. i, innføres

$L^c_{1,i}$, samlede framtidige erstatningsutbetalinger for egen regning til IBNS–skader,

$L^c_{2,i}$, samlede framtidige erstatningsutbetalinger for egen regning til CBNI–skader.

(Toppskriften c markerer at vi betrakter cedentens andel av de samlede erstatningsbeløp.)

De framtidige erstatningsutbetalinger til hhv. IBNS–skader og CBNI–skader kan dekomponeres på de (la oss si H) bransjer som selskapet opererer innenfor. Dette gir

$$L^c_{q,i} = \sum_{h=1}^{H} L_{q,hi} , \qquad q = 1, 2. \qquad (1)$$

Erstatningsutbetalingene til IBNS–skadene kan dekomponeres videre på hver skadeårgang som ikke er ferdig avviklet (oppgjort). Lar vi antall avviklingsår i bransje nr. h være E_h, gir dette

$$L^c_{1,hi} = \sum_{j=J-E_h+1}^{J} L^c_{1,hij} \qquad (2.a)$$

$$= \sum_{j=J-E_h+1}^{J} \sum_{e=J-j+1}^{E_h} S^c_{hij,e} . \qquad (2.b)$$

I likning (2.a) betegner $L^c_{1,hij}$ de gjenstående IBNS–utbetalinger for skadeårgang nr.j.

I likning (2.b) har vi videre innført størrelsen $S^c_{hij,e}$ som står for samlet erstatningsbeløp for egen regning utbetalt i år nr. j+e for skadetilfeller inntruffet i år nr. j. Vi har opplagt at samlet erstatningsbeløp for skadetilfeller inntruffet i skadeårgang nr. j er gitt ved

$$S^c_{hij} = \sum_{e=0}^{E_h} S^c_{hij,e} . \qquad (3)$$

I de enkelte skadeforsikringsbransjer settes minstekravene til erstatnings– og premieavsetninger lik de tilsvarende ansvarsstørrelser. Med de anvendte risikoteoretiske modeller vil erstatningsansvaret være lik den approksimerte aposterioriforventningen til de gjenstående IBNS–utbetalinger, der approksimeringen er basert på prediksjonsbasisen $\mathcal{P}_{hi}$ (jf. nedenfor). For selskap nr. i og bransje nr. h gir dette, idet vi anvender notasjonen $M_s(X)$ for det s–te ordens (sentrale) momentet til en stokastisk variabel X,

$$u_{hi,l} = \tilde{M}_1(L^c_{1,hi}|\mathcal{P}_{hi}) , \qquad h = 1, ..., H. \qquad (4)$$

Premieansvaret vil derimot være gitt ved den ubetingede forventningen til de gjenstående CBNI–utbetalingene, dvs.

$$u_{hi,p} = M_1(L^c_{2,hi}) , \qquad h = 1, ..., H. \qquad (5)$$

Det samlede minstekravet til hhv. erstatnings– og premieavsetningen er selvfølgelig lik summen av de tilsvarende minstekravene for de enkelte bransjer, jf. likning (1).

Minstekravet til sikkerhetsavsetningene settes på tilsvarende måte lik sikkerhetsansvaret ($u_{i,f}$), der sikkerhetsansvaret approksimeres ved å anvende den såkalte NP–metoden. Dette gir

$$u_{i,f} = c_1 \times \left[\sum_{h=1}^{H} \left\{ \tilde{M}_2(L^c_{1,hi}|\mathcal{P}_{hi}) + M_2(L^c_{2,hi}) \right\} \right]^{1/2}$$

$$+ c_2 \times \left[\sum_{h=1}^{H} \left\{ \tilde{M}_3(L^c_{1,hi}|\mathcal{P}_{hi}) + M_3(L^c_{2,hi}) \right\} \right] / \left[\sum_{h=1}^{H} \left\{ \tilde{M}_2(L^c_{1,hi}|\mathcal{P}_{hi}) + M_2(L^c_{2,hi}) \right\} \right] . \qquad (6)$$

I likning (6) er $c_1 = z_{0.99}$ og $c_2 = (c_1^2 - 1)/6$, der $z_{0.99}$ 99. pst. fraktilen i standard normalfordeling. Videre har vi ved beregningen av sikkerhetsansvaret forutsatt uavhengighet mellom størrelser som relateres til ulike skadeforsikringsbransjer og at det kun skal beregnes et felles sikkerhetsansvar for alle bransjer. Ulike praktiske hensyn tilsier imidlertid at det kan bli aktuelt å foreta separate beregninger av sikkerhetsansvaret for noen hovedgrupper av bransjer. Dette vil i tilfelle medføre et noe høyere minstekrav til sikkerhetsavsetningene.

For å få beregnet minstekravene til de enkelte avsetningskomponentene må vi kunne utlede uttrykk for de tre første (ubetingede og/eller betingede) momentene til de samlede erstatningsbeløp som inngår i likningene (1)–(3). Nedenfor skisseres kort et par av de utformingene av momentstrukturen som Kredittilsynet har anvendt i forbindelse med det foreliggende regelverket.

Det forutsettes at skadefrekvensen (intensiteten for inntreffelse av skader) kan fluktuere fra skadeårgang til skadeårgang. Den modelleres derfor som en stokastisk parameter for hver bransje og skadeårgang, dvs.

$$\Theta_{hj} = \theta_h Q_{hj}\,, \text{ der } M_1(Q_{hj}) = 1\,. \tag{7}$$

Videre antas det at sannsynligheten for at et erstatningsbeløp utbetales f.eks. e år etter at skadetilfellet inntreffer, kan fluktuere mellom skadeårgangene. Følgelig må også disse sannsynlighetene modelleres som stokastiske parametre. Summen av de stokastiske avviklingssannsynlighetene må av opplagte grunner være lik 1, dvs.

$$\Pi_{h,0} + \ldots + \Pi_{h,E_h} = 1\,. \tag{8}$$

Når det gjelder erstatningsbeløpet knyttet til det enkelte skadetilfellet antas det at dette utbetales gjennom en engangsutbetaling. Hvis det i tillegg gjøres noen rimelige forutsetninger om fordelingen til antall skadetilfeller og fordelingen til enkelterstatningsbeløpene, leder dette til at det samlede erstatningsbeløp utbetalt i år nr. j+e for skadetilfeller inntruffet i år nr. j er generert av en sammensatt Poissonfordeling betinget gitt Q_{hj} og Π_{hj}. Dette medfører igjen at de betingede momentene til disse totalerstatningsbeløpene er gitt ved

$$M_s(S^c_{hij,e} \mid Q_{hj}, \Pi_{hj}) = \{p_{hij}\beta_{1,h}\chi_{s,h}(c_{hij})\}Q_{hj}\Pi_{hj,e}\,, \qquad s = 1, 2, 3. \tag{9}$$

I likning (9) er p_{hij} et mål på selskapets eksponeringsvolum for bransje nr. h og skadeårgang nr. j. Videre er $\beta_{1,h}$ forventet bruttoerstatningsbeløp pr. risikoeksponeringsenhet, mens momentfaktorene av s–te orden er gitt ved

$$\chi_{s,h}(\mathbf{c}_{hij}) = \alpha_{s,h}(\mathbf{c}_{hij})/\alpha_{1,h}\,, \qquad s = 1, 2, 3, \tag{10.a}$$

der

$$\alpha_{s,h}(\mathbf{c}_{hij}) = \int z^s G_h(dz;\mathbf{c}_{hij})\,, \qquad s = 1, 2, 3, \tag{10.b}$$

$G_h(\cdot;\mathbf{c}_{hij})$ er fordelingsfunksjonen til enkelterstatningsbeløpene og $\mathbf{c}_{hij}$ parametre som karakteriserer selskapets reassuranseavdekning i den aktuelle bransje og skadeårgang.

Spesielt er $\alpha_{1,h}$ forventet brutto erstatningsbeløp pr. skadetilfelle.

Ved å spesifisere momentene til de stokastiske parametrene Q_{hj} og Π_{hj} kan eksplisitte uttrykk for ansvarsstørrelsene definert ved (4)–(6) utledes. De ubetingede momentene til CBNI–utbetalingene finnes lett ved hjelp av (9) ved å erstatte eksponeringsvolumet p_{hij} med det uavløpte eksponeringsvolumet ved utgangen av skadeårgang nr. J.

Utledningen av de approksimerte momentene til IBNS–utbetalingene er i den skisserte modellen basert på kredibilitetsmetoder, der prediksjonsbasisen velges slik at

$$\mathcal{P}_{hi} = \bigcup_{j=J-E_h+1}^{J} \mathcal{P}_{hij}\,, \text{ der } \mathcal{P}_{hij} = (S_{h.j,0}, \ldots, S_{h.j,J-j})' \tag{11.a}$$

og

$$S_{h.j,f} = \sum_{i=1}^{I} S_{hij,f}\,, \qquad f = 0, \ldots, J-j. \tag{11.b}$$

(Prediksjonsbasisen er mao. lik for alle skadeselskap.)

Et eksplisitt uttrykk for f.eks. den approksimerte aposterioriforventningen til $L^c_{1,hij}$ utledes ved å benytte at

$$\tilde{M}_1(L^c_{1,hij}|\mathcal{P}_{hij}) = M_1(L^c_{1,hij}) + M_2(L^c_{1,hij}, \mathcal{P}_{hij})M_2(\mathcal{P}_{hij})^{-1}\{\mathcal{P}_{hij} - M_1(\mathcal{P}_{hij})\}\,. \tag{12}$$

Det kan da vises at

$$\tilde{M}_1(L^c_{1,hij}|\mathcal{P}_{hij}) = \{\pi_{h,>J-j}p_{hij}\beta_{1,h}\chi_{1,h}(c_{hij})\}\tilde{\Xi}_{hj}\,, \tag{13}$$

der

$$\pi_{h,>J-j} = M_1(\Pi_{hj,>}) = \sum_{e>J-j} M_1(\Pi_{hj,e}) \tag{14}$$

mens $\tilde{\Xi}_{hj}$ er kredibilitetsestimatoren til $\Xi_{hj} = \Pi_{hj,>}Q_{hj}/\pi_{h,>J-j}$.

En detaljert utledning av både de approksimerte aposteriorimomentene til gjenstående IBNS–utbetalinger samt de ubetingede momentene til CBNI–utbetalingene er forøvrig gitt i Kristiansen (1991a).

I praksis vil man (av ulike grunner) være tvunget til å anvende inflasjonsjustert, opptjent bruttopremie som et mål på risikoeksponeringen. Siden både tidspunktene for og størrelsene på premieendringene generelt vil variere fra selskap til selskap, bør dette også gjenspeiles i modellforutsetningene. En mulig framgangsmåte for å få tatt hensyn til dette er å innføre egne latente variable som avhenger av både skadeselskap og skadeårgang. Disse variable forutsettes da å fange opp forskjeller i selskapenes premiepolitikk. Momentstrukturen (9) må i dette tilfellet erstattes av

$$M_s(S^c_{hij,e}|\Lambda_{hij}, Q_{hj}, \Pi_{hj}) = \{p_{hij}\beta_{1,h}\chi_{s,h}(c_{hij})\}\{\Lambda_{hij} + Q_{hj}\}\Pi_{hj,e}\,. \tag{13}$$

Gitt noen rimelige forutsetninger om de latente variable, vil de <u>ubetingede</u> momentene til totalerstatningsbeløpene fortsatt være gitt ved rimelig enkle uttrykk. Utledningen av den approksimerte aposteriorforventningen – og ikke minst aposteriorivariansen – til de gjenstående IBNS–utbetalingene vil imidlertid bli betydelig mer komplisert. For detaljer i utledningen vises det igjen til Kristiansen (1991a).

Utarbeidingen av praktisk anvendbare risikoteoretiske metoder for beregning av minstekravene til de enkelte avsetningskomponentene krever også at det formuleres hensiktsmessige løsninger på bl.a. følgende problemstillinger:

- modelleringen av skadeforsikringsselskapene reassuranseavdekning, det vil i praksis si noen rimelige approksimeringer av (de tildels kompliserte) reassuranseprogrammene, og
- valg av metoder for estimering av modellenes parametre.

En forholdvis detaljert drøfting av disse problemstillingene er gitt i Kristiansen (1991a).

Når det gjelder oversikt over faktiske estimeringsresultater samt utprøving av de dokumenterte modeller og beregningsmetoder vises det til Kristiansen (1991b).

Referanser:

Kristiansen, Arild (1991a) "Modeller og metoder for beregning av det forsikringstekniske ansvaret og dets komponenter. Teoretisk del." Dokumentasjonsnotat, Kredittilsynet.

Kristiansen, Arild (1991b) "Modeller og metoder for beregning av det forsikringstekniske ansvaret og dets komponenter. Empirisk del." Dokumentasjonsnotat, Kredittilsynet.

Syndikater og prising under usikkerhet

Knut K. Aase
Norges Handelshøyskole

***Forord**: Foredraget mitt på Jeløya er gjengitt nedenfor. Dette er Kapittel 2 av en artikkel* ([1]) *(derav ligningsnummereringen), og består i hovedsak av min egen framstilling av den klassiske likevektsteorien til Karl Borch. Kort fortalt handler denne teorien om prising av stokastiske variabler i økonomisk likevekt, og burde derfor være av stor interesse for statistikere/aktuarer.*

1 Introduction

The following model is interpreted as a reinsurance syndicate, in which I insurers trade among themselves. We take as given

(a) The preference of insurer $i \in I=\{1,2,...,I\}$, $\succ_i$, represented by expected utility $E\{u_i(\cdot)\}$, where $u_i' > 0$ and $u_i'' < 0$.

(b) The initial net reserve of insurer i, represented by the random variable x_i, $i \in I$.

We assume that each $x_i \in L^2(\Omega,F,P)$, where (Ω,F,P) is the probability space on which all the x_i's are defined, all the insurers agree on the probability measure P (homogeneous beliefs), and the events F on which P is defined are generated by the I net reserves, which we sometimes call the initial portfolios, i.e. $F=\sigma\{x_1,x_2,...,x_I\}$. This means that the uncertainty in the model is totally described by the initial portfolios x_i, $i \in I$. We briefly comment on the realism of homogeneous beliefs in reinsurance:

The assumption about homogeneous beliefs appears reasonable for a reinsurance market, where trade is supposed to take place under conditions of *umberrimae fidei*, and no information is supposed to be hidden. Our pricing results for a reinsurance market are likely to influence premiums in the market for direct insurance as well. In the direct market the assumption about homogeneous beliefs seems more unrealistic. It is likely that the buyers of insurance have more information about the risks they try to cover, than the insurers. This asymmetric information gives rise to *adverse selection*. In addition, the buyers can directly or indirectly influence events so that the probability distributions of the risks are altered. This can happen since the insurer is usually unable to monitor the insured, and the phenomenon gives rise to *moral hazard*.

Whereas the problem of moral hazard does not seem important in a reinsurance market, the problem of adverse selection may occur since the ceding company usually has more detailed information about the risks they underwrite than the reinsurers. It may of course be tempting for some direct insurer to sell some "bad risks" in the reinsurance market. In the long run this "practice" is not likely to pay off, since the reinsurance industry makes heavy use of a detailed rating system for insurance companies (i.e Insurance Solvency International), and there exist penalties for such actions.

In the market these I insurers exchange parts of their initial portfolios among themselves. As a result of these exchanges insurer i obtains a final portfolio, represented by the random variable $y_i(x_1,x_2,...,x_I)$. Market clearing requires that

(2.1) $$\sum_{i\in I} y_i = \sum_{i\in I} x_i = x_M, \qquad P-a.s.,$$

since the insurers only trade among themselves, where x_M represents the "market portfolio". The premium functional we denote by $\pi(\cdot)$. In order to prevent arbitrage possibilities this must be a linear functional on $L^2(\Omega,F,P)$. As an illustration of this point, assume on the contrary that $\pi(y_1+y_2)>\pi(y_1)+\pi(y_2)$ for two risks y_1 and y_2. Then one agent could insure the bundle (y_1+y_2) and reinsure separately y_1 and y_2. The cash flow at time zero equals $\{\pi(y_1+y_2)-\pi(y_1)-\pi(y_2)\}>0$. The cash flow at time one equals $-(y_1+y_2)+y_1+y_2=0$. This agent has no obligations at time one, so he has made a riskless profit at time zero. This is a money pump, or a "free lunch", which is inconsistent with an economic equilibrium.

By the Riesz´ representation theorem there exists some function $U'\in L^2(\Omega,F,P)$ such that

(2.2) $$\pi(x) = E\{xU'\}, \qquad \forall x \in L^2(\Omega,F,P).$$

Since $F=\sigma\{x_1,x_2,...,x_I\}$, it follows from measure theory that $U'=U'(x_1,x_2,...,x_I)$ is some Borel-measurable function of $(x_1,x_2,...,x_I)$ (see e.g. Tucker (1967)). The statement in (2.2) means, in economic terms, that the market is complete in the sense that it will assign a unique value $\pi(x)$ to an arbitrary random variable $x \in L^2(\Omega,F,P)$ (Borch (1962)).

2 Borch´s Theorem

The economic theory of pricing of contingent claims started with Arrow´s paper in (1953). Borch (1960-62-68) developed these ideas further, and below we present the elements of his theory.

Agent i´s problem is to solve

(2.3) $$\max_{y_i(x)\in L^2} E\{u_i(y_i(x_1,x_2,\cdots,x_I))\}$$

such that the budget constraint

(2.4) $$\pi(y_i) = \pi(x_i), \qquad i \in I$$

holds. Forming the Lagrangian of this problem, agent i has to find the saddle point of

(2.5) $$\mathcal{L}(y_i;\lambda_i) = E\{u_i(y_i(x_1,x_2,\cdots,x_I)) - \lambda_i(y_i - x_i)U'\}.$$

Because of the concavity of the Bernoulli utility functions u_i, the necessary and sufficient conditions for optimality are given by the Euler equations

(2.6) $$u_i'(y_i(x_1,x_2,\cdots,x_I)) = \lambda_i U'(x_1,x_2,\cdots,x_I), \qquad i \in I, \text{ P - a.s..}$$

The economic interpretation of $U'(x_1,x_2,...,x_I)$ is that it represents the market's marginal utility at $\mathbf{x}$. We may also think of U' in terms of the marginal utility function of a representative agent, or, of a central planner. A final interpretation in terms of the shadow price per unit of P-probability when $\mathbf{x}(\omega)=\mathbf{x}$, is also possible.

Some immediate consequences of (2.6) are:

(i) $$\frac{\partial U'(x_1,x_2,\cdots,x_I)}{\partial x_i} = \frac{1}{\sum_{r\in I}\frac{\lambda_r}{u_r''(y_r(\mathbf{x}))}}, \qquad i \in I,\ P\text{-a.s..}$$

This follows from differentiating (2.6). Since the right-hand side above does not depend on i, it follows directly that

(2.7) $$U'(x_1,x_2,\cdots,x_I) \equiv U'(x_M),\quad P\text{-a.s.},$$

so that only changes in the market portfolio x_M affects U'. Similarly

(ii) $$\frac{\partial y_i(x_1,x_2,\cdots,x_I)}{\partial x_j} = \frac{\lambda_i}{\sum_{r\in I}\frac{\lambda_r}{u_r''(y_r(\mathbf{x}))}}, \qquad i,j \in I,\ P\text{-a.s.},$$

which again follows from (2.6). We notice that the right-hand side above does not depend upon j. This means that the total derivative

$$dy_i(\mathbf{x}) = \frac{\partial y_i(\mathbf{x})}{\partial x_j}dx_M = \frac{\partial y_i(\mathbf{x})}{\partial x_k}dx_M, \text{ for any } j,k \in I, \text{ and for all } i \in I,\ P\text{-a.s.},$$

so that only changes in the aggregate portfolio x_M affects the optimal final portfolios y_i, i.e.

(2.8) $$y_i(x_1,x_2,\cdots,x_I) = y_i(x_M), \qquad i \in I,\ P\text{-a.s..}$$

A consequence of this is that the syndicate members can hand in all their initial portfolios to a pool, and let the pool's clerk distribute parts of x_M back to the syndicate's members according to the optimal sharing rules $y_i(x_M)$.

3 Pareto optimality

There exist alternative derivations of Borch's theorem. It is well known that Pareto optimal sharing rules are found by solving (Wilson (1968))

(2.9) $$\max_{y_i(\mathbf{x})\in L^2} E\left\{\sum_{i\in I} k_i u_i(y_i(\mathbf{x}))\right\}$$

such that

$$\sum_{i\in I} y_i(\mathbf{x}) = \sum_{i\in I} x_i = x_M,\ P-\text{a.s.},$$

where $k_1,k_2,...,k_I$ are arbitrary constants. In two dimensions there is a nice graphical illustration of this point. The Lagrangian of problem (2.9) is

(2.10) $$\Im\{y_1,y_2,\cdots,y_I;\lambda(\mathbf{x})\} = E\left\{\sum_{i\in I} k_i u_i(y_i(\mathbf{x})) - \lambda(\mathbf{x})\sum_{i\in I}(y_i - x_i)\right\},$$

where the Lagrangian multiplier $\lambda(\cdot)$ is now a Borel-measurable function, so that $\lambda=\lambda(\mathbf{x})$ is an F-measurable random variable.The first order necessary and sufficient conditions for an optimum are again given by the Euler equations

(2.11) $$k_i u_i'(y_i(\mathbf{x})) = \lambda(\mathbf{x}), \qquad i \in I,\ P\text{-a.s.},$$

which is seen to be equivalent to (2.6) after identifying $U'(\mathbf{x})$ with $\lambda(\mathbf{x})$ and k_i with λ_i^{-1}. This explains the shadow price interpretation of the function U'. We notice from this that Borch's theorem gives the necessary and sufficient condition for the final portfolios $y_i(x_M)$ to be Pareto

optimal allocations. Finally we notice that the formulation (2.3) and (2.4) implies that the solutions $y_i(x_M)$, $i \in I$, must also satisfy individual rationality, since clearly the solution $y_i(x_M)=x_i$ is possible, where x_i is square integrable and obviously satisfies (2.4).

4 Syndicate vs. corporation

One could now ask the question whether the syndicate would be better off by forming a corporate company with the members as stockholders. For this to be rational the Pareto optimal sharing rules $y_i(x_M)$ must be linear in x_M. This is so since a corporation pays its shareholders dividends per share, i.e. in proportions to ownership. Sharing rules are linear when the individual utility functions are members of the class of HARA-utility functions. Two examples are:

Example 1. Exponential utility.

Here $u_i'(x_i) = \exp\{-x_i / \alpha_i\}$, $\alpha_i > 0$, $i \in I$.

Borch´s theorem gives

$$k_i u_i'(y_i(x_M)) = U'(x_M), \quad i \in I, \quad P\text{-a.s.},$$

which leads directly to

$$U'(x_M) = \exp\left\{\frac{K - x_M}{\sum_{i\in I}\alpha_i}\right\}, \quad \text{where} \quad K = \sum_{i\in I}\alpha_i \ln k_i. \tag{2.12}$$

Notice how the marginal utility of the market depends upon the parameters α_i from the individual preferences, and the positive constants k_i. The latter can finally be determined from the budget constraints (2.4), which in its turn require a full specification of the joint probability distribution of $x=(x_1,x_2,..,x_I)'$.

We also notice that the optimal sharing rules are given by

$$y_i(x_M) = \frac{\alpha_i}{\sum_{j\in I}\alpha_j}x_M + \left(\alpha_i \ln k_i - \alpha_i \frac{K}{\sum_{j\in I}\alpha_j}\right), \qquad i \in I, \ P\text{-a.s.}, \tag{2.13}$$

which verifies that the sharing rules are linear in x_M.

Example 2. Logarithmic utility.

Here $u_i(x_i) = \ln(\beta_i + \alpha_i x_i)$, where $(\beta_i + \alpha_i x_i) > 0$ P-a.s., $\alpha_i > 0$.

The individual marginal utilities are given by

$$u_i'(x_i) = \frac{\alpha_i}{\beta_i + \alpha_i x_i}, \quad i \in I, \ P\text{-a.s.},$$

and the absolute risk aversion and the relative risk aversion are both increasing with net reserve levels. Borch´s theorem gives

$$\frac{k_i \alpha_i}{\beta_i + \alpha_i y_i(x_M)} = U'(x_M), \quad i \in I, \ P\text{-a.s.}, \tag{2.14}$$

which leads to

$$U'(x_M) = \frac{\sum_{i\in I} k_i}{\sum_{i\in I}\alpha_i / \beta_i + x_M}, \quad P\text{-a.s.}, \tag{2.15}$$

and linear sharing rules

$$y_i(x_M) = \frac{k_i}{\sum_{j\in I} k_j}x_M + \left(\frac{k_i}{\sum_{j\in I} k_j}\sum_{j\in I}\frac{\beta_j}{\alpha_j} - \frac{\beta_i}{\alpha_i}\right), \quad i \in I, \quad P\text{-a.s.}. \tag{2.16}$$

Finally the positive constants k_i must be determined from the budget constraints.

5 Risk tolerance

Further consequences of Borch´s theorem are:

$$\frac{u_i''(y_i(x_M))y_i'(x_M)}{u_i'(y_i(x_M))} = \frac{U''(x_M)}{U'(x_M)}, \qquad i \in I, \quad P\text{-a.s.}, \tag{2.17}$$

which follows from differentiating (2.6). (2.17) can alternatively be written

$$\frac{y_i'(x_M)}{R(x_M)} = \frac{1}{R_i(y_i(x_M))}, \qquad i \in I, \quad P\text{-a.s.}, \tag{2.18}$$

where $R = -\frac{U''}{U'}$, and $R_i = -\frac{u_i''}{u_i'}$

stand for absolute risk aversion. Since $\sum_{i \in I} y_i'(x_M) = 1$, we see that

$$\frac{1}{R(x_M)} = \sum_{i \in I} \frac{1}{R_i(y_i(x_M))}, \quad P\text{-a.s.}. \tag{2.19}$$

The quantity 1/R is called the *risk tolerance*. Thus (2.19) says that in a Pareto optimum the risk tolerance of the market as a whole is equal to the sum of the risk tolerances of the participants. If one member is risk neutral, his risk tolerance will be infinite, and hence that of the market. This may be interpreted as saying that in a Pareto optimum all risk should be carried by the risk neutral participants. We can also easily derive the following

$$\frac{\partial y_i(x_M)}{\partial x_M} = \frac{R(x_M)}{R_i(y_i(x_M))}, \qquad i \in I, \ P\text{-a.s.}. \tag{2.20}$$

If all the syndicate´s members are strictly risk averse, then $R_i>0$, and $R>0$ follows from (2.19), so that $y_i'(x_M) > 0$ P-a.s.. This means that as the market portfolio increases, all the insurers increase their net reserves in a Pareto optimum.

6 Risk adjustment of the probability measure

The premium functional π can alternatively be represented by a risk adjusted probability measure as follows. Suppose there exists a riskless security x_0 in the economy, and assume without loss of generality that $x_0(\omega) = 1$ P-a.s.. We can then normalize such that $E\{U'(x_M)\}=1$. Suppose that $P[U'(x_M)>0]=1$. Define a new measure P^* as follows:

$$P^*(A) = \int_A U'(x_M(\omega))dP(\omega). \tag{2.21}$$

Clearly $P^*(\Omega)=1$ from our normalization assumption. Also it follows from integration theory that $P^*(\cdot)$ is countably additive, confirming that P^* is a probability measure. Finally P^* and P are mutually absolutely continuous with respect to each other, meaning that if P(B)=0 then $P^*(B)=0$ and if $P^*(A)=0$ then P(A)=0 for any $A,B \in F$. Using P^* we can express the premium as follows

$$\pi(x) = E(U'(x_M)x) = \int_\Omega U'(x_M(\omega))x(\omega)dP(\omega) = \int_\Omega x(\omega)dP^*(\omega) = E^*(x), \tag{2.22}$$

where E^* refers to the expectation operator under P^*. The interpretation is that the market premiums can be computed using an altered probability measure P^* corresponding to a world of market risk neutrality. We call P^* the risk adjusted probability measure. Notice from (2.21) that the market´s marginal utility $U'(x_M)$ corresponds to the Radon-Nikodym derivative of P^* with respect to P, i.e.

$$U'(x_M) = \frac{dP^*}{dP}. \tag{2.23}$$

This type of construction is of considerable importance in the time-continuous case (see [1]).

7 Insurance premiums

The foregoing has been formulated in terms of portfolios and market values of net reserves. To obtain market premiums of insurance contracts, we note that the net reserves of insurer i consist of assets a_i and of liabilities under the insurance contracts held by the insurer. Let the non-negative random variable $z_i(\omega)$ represent claim payments under the contracts if the state of the world becomes $\omega \in \Omega$, $i \in I$. Let the events be completely specified by $F=\sigma(z_1,z_2, \ldots ,z_I)$, so that the assets a_i are riskless, and write

(2.24) $\quad x_i=a_i - z_i, \ i \in I.$

Now we have that

(2.25) $$\pi(x_i) = a_i - \pi(z_i) = a_i - E\{U'(a_M - z_M)z_i\},$$

where $a_M=\Sigma\, a_i$ and $z_M=\Sigma\, z_i$. We define the *market's dis-utility of claim payments* by the function V, where

(2.26) $\quad V(z_M)=U'(a_M - z_M).$

Clearly $V'(z_M)=-U''(a_M - z_M)>0$ because of assumption (a) and (2.19). Formula (2.25) simply says that the market value of the insurer's portfolio is equal to his riskless assets less the market premium for insurance of the liabilities. This formula makes it easy to translate results expressed in terms of net reserve values into insurance premiums. Notice in particular that if for some portfolio x_i $\pi(x_i)<E(x_i)$, we get from (2.25) that the corresponding insurance premium satisfies $\pi(z_i)>E(z_i)$, so that the *risk premium* $\{\pi(z_i) - E(z_i)\}$ of this insurance contract is positive. After normalization, we find in general that the risk premium can be written as follows

(2.27) $$\pi(z_i) - E\{z_i\} = \mathrm{cov}\{z_i,\ V(z_M)\}, \qquad i \in I.$$

Since the marginal dis-utility of the market increases as the aggregate claims in the market increase, from (2.27) we may be tempted to believe that for claims which are positively correlated with z_M, the risk premium is positive, and for claims which are negatively correlated with z_M, the risk premium is negative. Both these cases make perfectly sense in a rational reinsurance market with risk averse insurers. However, there exist joint distributions for $z=(z_1,z_2,\ldots,z_I)'$ under which this result may not hold true. Covariances are measures of linear statistical dependance, and can only be considered as a good measure of "stochastic association" under multinormality. In insurance an assumption of jointly normally distributed claims is usually not very realistic. Among other things can claims only take on non-negative values. We are therefore reluctant to use the nice results obtainable from an assumption of multinormality in insurance. Here we cite Harald Cramér (1930) who wrote: "... in many cases the approximation obtained by using the normal function is not sufficiently good to justify the conclusions that have been drawn in this way".

From the above we observe that the premiums in a reinsurance market typically must depend on:

(i) The stochastic properties of the risk itself.

(ii) The stochastic relationship between the particular risk z and claims in the market as a whole, described by the covariance between $V(z_M)$ and z.

(iii) The attitude towards risk in the market as a whole, represented by V.

(iv) The total assets of all the insurers in the market, represented by a_M.

A realistic theory of insurance premiums must of course take all these four elements into account. This is however rarely done in actuarial risk theory. Several books have been written on insurance premium principles, some even recent, where only the first of these four elements are covered.

References

[1] Aase, Knut K. (1991a). *Premiums in a Dynamic Model of a Reinsurance Market.* Working Paper No. 2, Institute of Finance and Management Science, Norwegian School of Economics and Business Administration, Bergen.

[2] Aase, Knut K. (1991b). *Dynamic Equilibrium and the structure of Premiums in a Reinsurance Market.* Working Paper No. 4, Institute of Finance and Management Science, Norweg. School of Econ. and Busin. Admin., Bergen.

[3] Aase, Knut K. (1988). Contingent claims valuation when the security price is a combination of an Ito process and a random point process. *Stochastic Processes and their Applications* 28, 185-220.

[4] Aase, Knut K. (1990). Stochastic equilibrium and premiums in insurance. In: *Approche Actuarielle des Risques Financiers,* 1er *Colloque International AFIR*-Paris 59-79.

[5] Arrow, K.J. (1953). Le role des valeurs boursiers pour la répartition la meilleure des risques. *Colloques Internationaux du CNRS*, XL, Paris 41-88.

[6] Borch, K.H. (1960). The safety loading of reinsurance premiums. *Skandinavisk Aktuarietidsskrift* 163-184.

[7] Borch, K.H. (1962). Equilibrium in a reinsurance market. *Econometrica* 30, 424-444.

[8] Borch, K.H. (1967). The theory of risk. *Journ. of the Royal Statist. Soc., B* 29, 432-452.

[9] Borch, K.H. (1968). *General equilibrium in the economics of uncertainty.* In: Risk and Uncertainty, Borch and Mossin (Eds.) London: Macmillan.

[10] Borch, K.H. (1990). *Economics of Insurance.* Editors: Knut K. Aase and Agnar Sandmo. Advanced Textbooks in Economics Series, North Holland; Amsterdam, New York, Oxford, Tokyo.

[10] Cramér, H. (1930). *On the mathematical theory of risk.* Skandia Jubilee Volume. Stockholm.

[11] Tucker, H.G. (1967). *A graduate course in probability.* Academic Press, New York and London.

[12] Wilson, R. (1968). The theory of syndicates. *Econometrica* 36, 119-131.

Kvalitet og statistikk

Jostein Lillestøl

Norges Handelshøyskole

Kvalitet - ordet brukes i dagligtale, i reklame, i omtale av produkter og tjenester. Hva har det med statistikk å gjøre ? Som konsumenter er selv statistikere opptatt av kvalitet, men behøver vi bry oss som fagfolk.

Moderne kvalitetsteknologi har flere viktige statistiske komponenter, både på det ideologiske plan og det metodiske plan. På det ideologiske plan dreier det seg bl.a. om forståelse av ulike typer variasjon, og hva som er fornuftige reaksjonsmåter på avvik. På det metodiske plan dreier det seg bl.a. om å sette et knippe av enkle dataanalysemetoder i system, slik at de kan bli tatt i bruk av alle i en organisasjon, uansett teoretisk bakgrunn.

Foredraget tok for seg deler av idégrunnlaget for kvalitetsstyring av spesiell interesse for statistikere, i hovedsak knyttet til metode for kvalitetsforbedring og konsekvenser for ledelse. Avslutningsvis ble det stilt spørsmål om det budskapet vi statistikere idag formidler i innføringskurser er i samsvar med behovet, og om vi ikke alt for lenge har oversett de som ønsker å bruke statistikk i sin arbeidssituasjon, dvs. voksenopplæring, som, i den utstrekning slik finnes, ofte er svært lik det vi tilbyr våre regulære studenter. Det ble spesielt pekt på den dominerende fokus på inferensproblematikk, mens systematikk for avdekking av problemer, identifisering av mulige årsaker og planlegging av endringer er utenfor interessefeltet. Man kan hevde at dette må komme i senere kurs, men problemet er at dette er den eneste sjansen vi har til å møte flertallet av studentene, og hva bør da prioriteres?

Preferansefunksjoner og inferens

Helge Blaker
Norges Tekniske Høgskole

1. Motivasjon

Standard teori for konfidensintervaller og tester henger nøye sammen. Det er noen "kjedeligheter" i teorien som det viser seg å være fruktbart å studere via preferansefunksjoner. Jeg ønsker å se på problemstillinger av typen:

- Hva bør være vårt krav til et ordningsrett ("unbiased") konfidensintervall?
- Hvordan kan man unngå urimelige konfidensintervaller, dvs. tomme intervaller med positiv dekningsgrad $1-\alpha$, uendelige konfidensintervaller med dekningsgrad under 1 og intervaller som inneholder umulige parameterverdier. Alle disse mulighetene kan oppstå i visse situasjoner.
- Tester med urimelige forkastningsområder. I Chernoff (1951) er det gitt et eksempel på en test der forkastningsområdet ikke øker med signifikansnivået, dvs. data kan være signifikant på 1% nivå, men ikke på 5%.

2. Innledning

Anta dataene er observerte verdier av en stokastisk variabel X med kjent tetthet $f_X(x;\theta)$. På grunnlag av de observerte x'er vil vi trekke konklusjoner om θ. Dette gjøres gjerne ved å presentere punktestimater, konfidensintervaller og utfallet av visse tester. Man kan reise innvendinger mot disse måtene å presentere dataene på. Konfidensintervaller setter alle verdier innenfor intervallet på like fot og skarpt adskilt fra de utenforliggende verdier. Likevel er det er klart at verdier rundt intervallgrensene er omtrent like gode eller dårlige uansett om de er innenfor eller utenfor. For å gi en kontinuerlig representasjon av vår kunnskap om θ, introduserer vi begrepet *preferansefunksjon*. Hensikten med en preferansefunksjon er å ordne alle parameterverdier etter hvor rimelige de er i lys av observasjonene. Eksempler på slike funksjoner er likelihoodfunksjonen og aposterioritettheten. I Spjøtvoll (1983) introduseres en ny preferansefunksjon, *godtagbarhetsfunksjonen* (the acceptability function), som er nærmere knyttet til standard inferensmetoder enn f.eks. likelihoodfunksjonen.

3. Preferansefunksjoner

Definisjon 1 En funksjon som til hver observasjon x assosierer en reell funksjon på parameterrommet Ω, kalles en *preferansefunksjon*. Vi skriver $\pi(\theta; x)$ for verdien i θ av funksjonen på Ω for observert x.

Med denne definisjonen kan f.eks. et konfidensintervall representeres som $\pi(\theta; x) = 1$ for θ innenfor intervallet og $\pi(\theta; x) = 0$ for θ utenfor. Videre vil P-verdien i en test $H : \theta = \theta_0$ definere en preferansefunksjon

$$\pi(\theta_0; x) = \inf_{\alpha}\{x \in \omega_\alpha\}$$

der ω_α er forkastningsområdet. En preferansefunksjon ordner parameterverdiene slik at θ_1 er bedre enn θ_2 hvis $\pi(\theta_1; x) > \pi(\theta_2; x)$.

Eksempel 1 La $X_1, \ldots, X_n$ uif $N(\mu, \sigma_0^2)$, der σ_0^2 er kjent. P-verdien i den styrkerette testen for

$$H : \mu = \mu_0 \text{ mot } K : \mu \neq \mu_0$$

er $\pi(\mu_0; x) = 2\min[P_{\mu_0}(\overline{X} \geq \overline{x}, P_{\mu_0}(\overline{X} \leq \overline{x})] = 2\Phi(-|\overline{x} - \mu_0|\sqrt{n}/\sigma_0)$. Tegnet som en funksjon av μ_0 for observert $\overline{x}$ har denne et maksimum for $\mu_0 = \overline{x}$ slik at $\overline{x}$ er den μ-verdi som er mest akseptabel. Kurven vil være konfidensintervallene for μ på alle nivåer, som foreslått i Birnbaum (1961).

4. Godtagbarhet

Godtagbarhetsfunksjonen er definert på følgende måte: Anta X er en stokastisk variabel med tetthet $f(x; \theta)$ avhengig av en parameter θ.

1. P-verdien i sterkest test for $H : \theta = \theta_0$ mot $K : \theta = \theta_1$ er

   $$\gamma(\theta_0, \theta_1; x) = P_{\theta_0}[f(X; \theta_1)/f(X; \theta_0) \geq f(x; \theta_1)/f(x; \theta_0)].$$

   Hvis $\gamma(\theta_0, \theta_1; x) \leq \gamma(\theta_1, \theta_0; x)$ er θ_1 å foretrekke, siden den motsies minst av x.

2. Hvis det finnes en verdi $\hat{\theta}$ som alltid er å foretrekke, dvs. $\gamma(\theta, \hat{\theta}; x) \leq \gamma(\hat{\theta}, \theta; x)$ for alle θ, så er $\hat{\theta}$ mest akseptabel og brukes som referanseverdi. Imidlertid kan referanseverdier også velges på andre måter. Størrelsen $\gamma(\theta, \hat{\theta}; x)$ kalles enkel godtagbarhet for θ relativt til $\hat{\theta}$.

3. For å justere for det forhold at $\hat{\theta}(x)$ velges etter at dataene er observert, defineres godtagbarheten til θ som

   $$\alpha(\theta; x) = P_\theta[\gamma(\theta, \hat{\theta}(X); X) \leq \gamma(\theta, \hat{\theta}(x); x)]$$

I eksempel 1 vil $\alpha(\mu; x) = \pi(\mu; x)$. Mer generelt kan det vises at i kontinuerlige en-parameter eksponensielle familier

$$C(\theta)h(x)e^{Q(\theta)T(x)}$$

er mest akseptabel verdi gitt som den $\hat{\theta}$ der $P_{\hat{\theta}}(T \leq t) = \frac{1}{2}$ og godtagbarheten av θ blir

$$\alpha(\theta; x) = 2\min[P_\theta(T \geq t), P_\theta(T \leq t)],$$

dvs. P-verdien i den "likehalede" testen for $H : \theta = \theta_0$ mot $K : \theta \neq \theta_0$. For ikke-symmetriske fordelinger gir dette dermed en annen ordning av parameterverdiene enn preferansefunksjonen basert på den sterkeste styrkerette test.

Det er flere fordeler med godtagbarhetsfunksjonen $\alpha(\theta; x)$. Umulige parameterverdier ekskluderes automatisk, siden $\gamma(\theta_0, \theta_1; x) = 0$ og $\gamma(\theta_1, \theta_0; x) = 1$ hvis $f(x; \theta_0) = 0$. Videre kan konfidensintervaller og tester kan lages direkte siden

$$S(X) = \{\theta : \alpha(\theta; X) \geq \alpha\}$$

er et $1 - \alpha$-konfidensintervall for θ og testen som forkaster når $\alpha(\theta_0; X) \leq \alpha$ er en α-nivå -test for $H : \theta = \theta_0$. For fordelinger med monoton sannsynlighetskvote vil $\alpha(\theta; x)$ alltid være *ordningsrett*, hvilket betyr at sannsynligheten for en riktig klassifisering av parameterverdiene alltid er større eller lik sannsynligheten for gal klassifisering. Dette kan skrives som

$$P_\theta[\alpha(\theta; X) \geq \alpha(\theta'; X)] \geq P_\theta[\alpha(\theta'; X) \geq \alpha(\theta; X)]$$

Spesielt er da sannsynligheten for riktig klassifisering da større eller lik 1/2.

Tester evalueres vanligvis ved styrkefunksjonen, og en tosidig test sies å være ordningsrett hvis styrkefunksjonen har minimum i H. Vanligvis lager man konfidensintervaller ved å snu den styrkerette testen. For konfidensintervaller synes det imidlertid mer naturlig å bruke en ordningsrett prosedyre, siden vi her er interessert i å klassifisere parameterverdier. Neste eksempel illustrerer disse ideene.

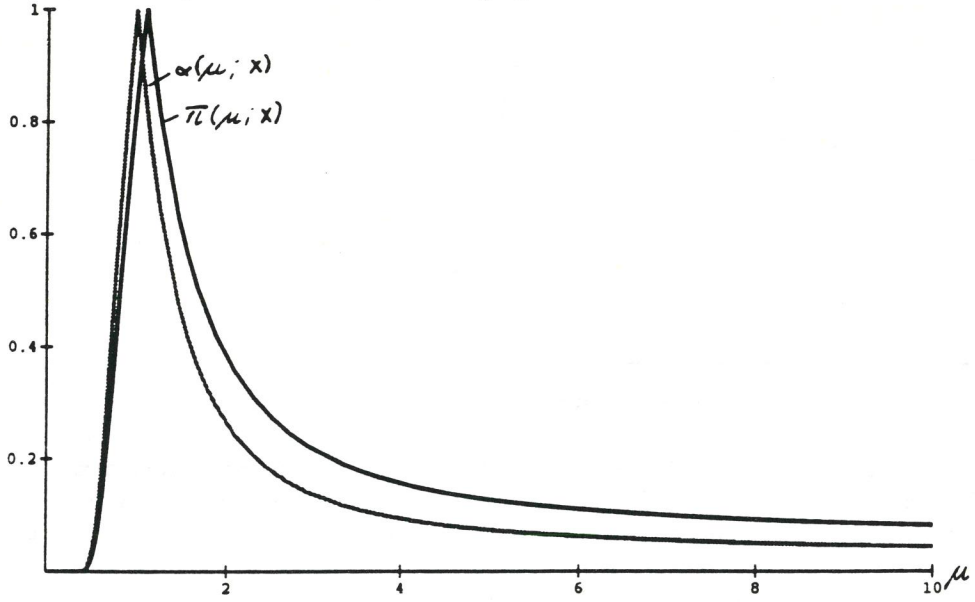
Eksempel 2 La $X_1, \ldots, X_n$ være uavhengige og invers Gaussfordelte $IG(\mu, \lambda_0)$ der λ_0 er kjent. Det kan her vises at

$$\alpha(\mu; x) = 2\min[P_\mu(\overline{X} \geq \overline{x}, P_\mu(\overline{X} \leq \overline{x})]$$

mens P-verdien i sterkeste styrkerette test er

$$\pi(\mu; x) = 2\Phi\left(-\sqrt{\frac{\lambda_0 n}{\mu^2 \overline{x}}}|\overline{x} - \mu|\right).$$

Disse funksjonene er plottet for $\overline{x} = 1$, $n = 5$ og $\lambda_0 = 1$.



Figur 1. $\alpha(\mu; x)$ og $\pi(\mu; x)$

Vi ser at konfidensintervallene basert på $\alpha(\theta; x)$ vil bli lengst. Derimot viser det seg at $\pi(\theta; x)$ ikke er ordningsrett. Det lar seg vise at $P_\mu[\pi(\mu; X) \geq \pi(\mu'; X)]$ og $P_\mu[\alpha(\mu; X) \geq \alpha(\mu'; X)]$ blir som på figur 2 (tegnet for $\mu = 1$).

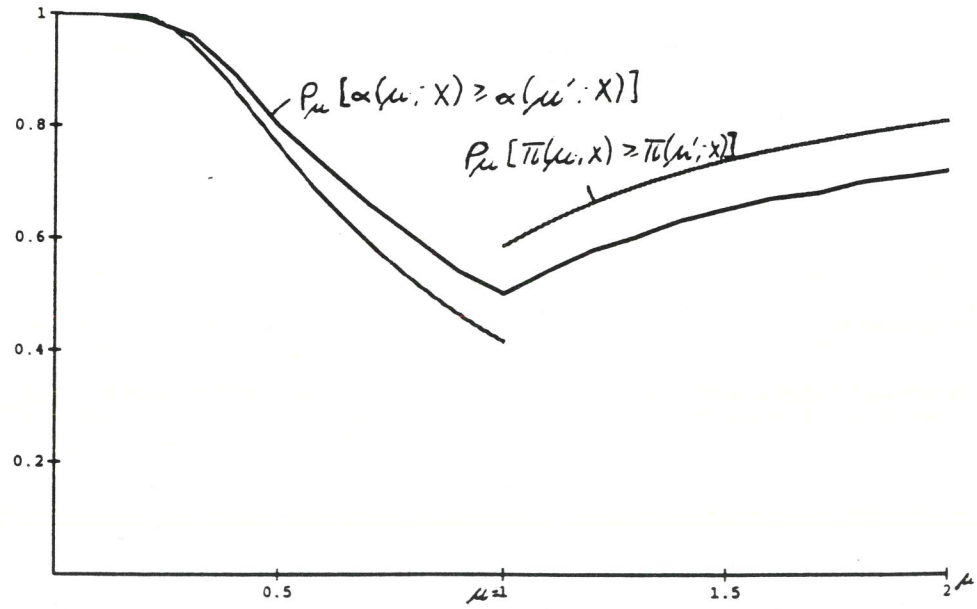


Fig. 2 Sannsynlighet for riktig ordning.

5. Noen spesielle eksempler

Eksempel 3 La $X \sim N(\mu_1, 1)$ og $Y \sim N(\mu_2, 1)$. Vi ønsker et konfidensintervall for $\theta = \mu_2/\mu_1$. Siden vi har flere parametre kan ikke $\alpha(\theta; x, y)$ beregnes direkte. Ved å se på

$$H : \frac{\mu_2}{\mu_1} = \theta_0 \text{ mot } K : \frac{\mu_2}{\mu_1} = \theta_1$$

og finne P-verdien i den sterkeste testen i den betingede fordelingen for Y gitt $t = x + \theta_0 y$, kan vi bruke apparatet som før og finne $\alpha'(\theta; x, y) = 2\Phi(-|y - \theta x|/\sqrt{1+\theta^2})$ som også er P-verdien i den tosidige testen for θ. Ved å tegne $\alpha'(\theta; x, y)$ ser man hvorfor man kan få merkelige konfidensintervaller i denne situasjonen.

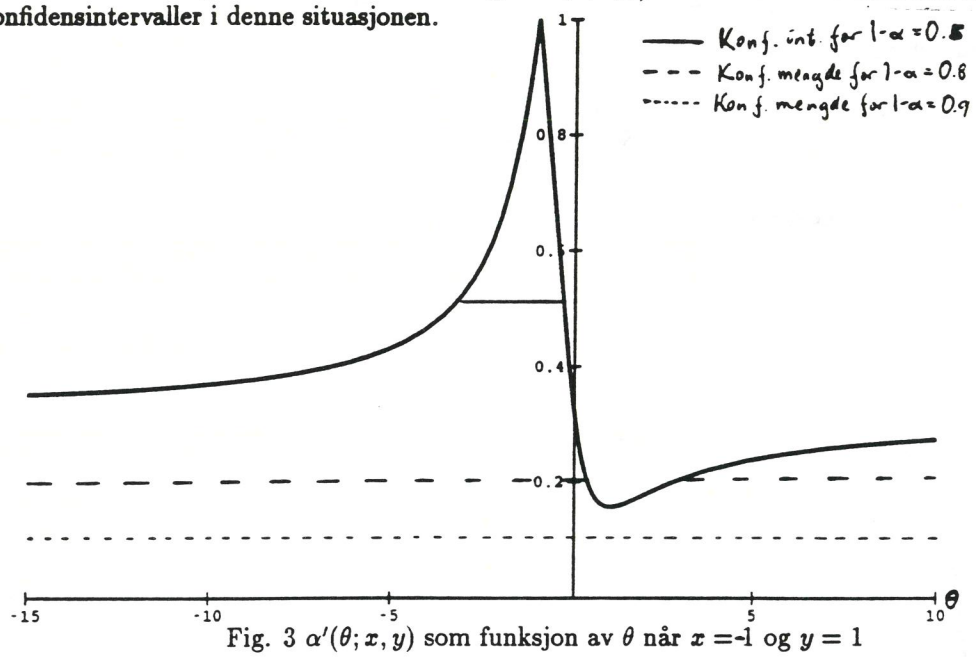


Fig. 3 $\alpha'(\theta; x, y)$ som funksjon av θ når $x = -1$ og $y = 1$

Eksempel 4 La $X \sim N(\theta, 1/(1+\theta))$ der $\theta > -1$. Chernoff (1951) studerte problemet å lage en test for $H : \theta = 0$ mot $K : \theta \neq 0$. Det viser seg at en lokalt sterkeste test finnes, men har de urimelige egenskaper omtalt i innledningen. P-verdien i testen for $H : \theta = \theta_0$ mot $K : \theta = \theta_1$ er

$$\gamma(\theta_0, \theta_1; x) = \begin{cases} \gamma_1(\theta_0, \theta_1; x) & \theta_0 < \theta_1 \\ 1 - \gamma_1(\theta_0, \theta_1; x) & \theta_0 > \theta_1 \end{cases}$$

der $\gamma_1(\theta_0, \theta_1; x) = \Phi((|x - \theta_0 - \theta_1 - 1| + \theta_1 + 1)\sqrt{1+\theta_0}) - \Phi((-|x - \theta_0 - \theta_1 - 1| + \theta_1 + 1)\sqrt{1+\theta_0})$. Da er $\alpha(\theta; x) = 2\gamma(\theta, \hat{\theta}(x); x)$ der $\hat{\theta}(x)$ er løsningen av $\gamma_1(\hat{\theta}, \hat{\theta}; x) = \frac{1}{2}$. Dette gir en helt rimelig test for Chernoffs problem; på nivå 0.10 er akseptområdet f.eks. $X \in (-1.78, 1.63)$.

Referanser

Birnbaum (1961) *Confidence curves.* JASA 56 246-49.
Chernoff (1951) *A property of some type A regions.* AnnMathStat 22 472-76.
Fieller (1954) *Some problems in interval estimation.* JRSS Ser B. 16 175-83
Spjøtvoll (1983) *Preference functions.* I "A Festschrift for Erich L. Lehmann", Wadsworth, Belmont, California p.409-32.

Estimering av loddebestand

Knut Sølna
Norsk Regnesentral

For å sikre en god utnyttelse av fiskebestandene i Barentshavet og hindre overbeskatning er det viktig med gode modeller for bestandsutvikling av artene. Ved Havforskningsinstituttet i Bergen foregår det for tiden utvikling av en flerbestandsmodell for torsk og lodde. Dette arbeidet startet etter at loddebestanden i

Barentshavet kollapset i 1983–1986. En viktig årsak til kollapsen var trolig økning av torskebestanden med tilsvarende økning av torsks predasjon på lodde.

Som grunnlag for bestandsmodelleringen er det tilgjengelig et meget stort datasett basert på målinger av det biologiske miljøet i Barentshavet. Datasettet karakteriseres bl. a. av uregelmessighet i rom og tid. Tre hovedtyper målinger er tilgjengelige: Ved *biologiske målinger* plukkes et visst antall fisk tilfeldig fra trålen og endel biologiske parametre registreres. *Integratordata* fås ved akustisk måling som gir grunnlag for beregning av bestandsmengde. Endelig har en funnet *magedata* ved at et stort antall torskemager, ca. 30 000, har blitt samlet fra Barentshavet over noen år, og type/mengde byttedyr er registrert. Norsk Regnesentral har nylig startet et samarbeid med Havforskningsinstituttet der formålet er å ta i bruk statistisk metodikk for å bedre utnyttelsen av disse datakildene.

Et eksempel på dette finnes ved konvertering av akustiske målinger til mengdeestimater. Ved å betrakte fiskebestanden som et romlig stokastisk felt og eksplisitt modellere romlig korrelasjon, kan presisjonen på bestandsestimatet økes og usikkerheten reduseres.

Et annet eksempel finnes ved modellering av modning. Med dette menes identifisering av den lodda som er gytemoden. Nesten all lodde som gyter dør, og andelen av bestanden som er moden hvert år er derfor avgjørende for bestandsutviklingen. Ved biologiske målinger bestemmes parametre som er nært knyttet til graden av gytemodenhet. Dette gir grunnlag for å relatere f. eks. lengde til en sannsynlighet for gytemodenhet. Videre foretas det målinger over flere år, og eksplisitte målinger av gytebestanden, noe som også gir grunnlag for å karakterisere den lodda som gyter og dør. Totalt muliggjør dette et rimelig presist estimat for sannsynligheten for at en lodde er gytemoden basert på kjennskap til modellparametrene alene, dvs. lengde, kjønn, alder og lokasjon for lodda.

NYTT FRA UNIVERSITETET I OSLO

Uteksaminerte cand. scient.

Knut Utne Hollund: *'Importance Measures, Dependence and Structural Reliability.'* Veileder: Bent Natvig.

Pål Perger: *'AIDS og livsforsikring.'* Veileder: Walther Neuhaus.

Bård Espen Storvik: *'Tetthetsestimering.'* Veileder: Nils Lid Hjort.

Jon Ketil Grønnesby: *'Yrkesastma i primær aliminiumsindustri.'* Veiledere: Odd Aalen og Ørnulf Borgan.

Hans Wilhelm Mørch: *'En anvendelse av multinær pålitelighetsteori på et eksisterende rørledningsnettverk for gass.'* Veileder: Bent Natvig.

Helene Bjørkholt: *'Simulering av et forsikringsselskap ved hjelp av EVENT.'* Veileder: Ørnulf Borgan.

Ansettelse

Eva Skovlund tiltrer som førsteamanuensis fra 1. januar 1992. Hun vil spesielt ta seg av undervisning og veiledning av farmasistudenter.

Publikasjoner

Nils Lid Hjort: *'The exact amount of t-ness that the normal model can tolerate,'* Statistical Research Report No. 2, 1991.

Nils Lid Hjort: *'Some exponential distributions associated with Brownian motion,'* Statistical Research Report No. 3, 1991.

Jørund Gåsemyr & Bent Natvig: *'Using expert opinions in Bayesian estimation of component lifetimes in a shock model – a general predictive approach,'* Statistical Research Report No. 4, 1991.

Torfinn Taxt, Nils Lid Hjort & Line Eikvil: *'Statistical classification using a linear mixture of two multinormal probability densities,'* Statistical Research Report No. 5, 1991.

Referat fra årsmøte i Norsk statistisk forening

Jeløya, 10. juni 1991

1. **Godkjenning av innkalling og dagsorden**
   Innkalling og dagsorden ble godkjent uten bemerkninger.

2. **Valg av møteleder og referent**
   På lederens forslag ble Trond Haider og Geir Egil Eide ved akklamasjon valgt til h.h.v. møteleder og referent.

3. **Beretning v/foreningens leder Bent Natvig**
   Sakspapir utsendt: Beretning fra styret i NSF 1989–1991.
   Natvig gjennomgikk beretningen punktvis:
   Ad. medlemsblad: Redaktøren Heuch fikk applaus fra årsmøtet.
   Ad. SJS: Natvig orienterte om skifte av forlag.
   Ad. 14. Nordiske Konferanse i matematisk statistikk: Lillestøl orienterte om arbeidet med programmet. Natvig orienterte om at organisasjonskomitéen var utvidet med Tyssedal.
   Ad. Festskrift for Sverdrup: Natvig orienterte om finansieringen.
   Ad. Medlemmer: Svært mange kontingenter utestår. Purring må intensiveres.

4. **Regnskap**
   Kassereren John Tyssedal orienterte. Regnskapet ble godkjent.

5. **Medlemskontingent**
   Ble vedtatt som før.

6. **Forslag om innmelding av NSF i ISI**
   Natvig orienterte: Kontingent kr. 1 000,-.

7. **Valg av styre, revisorer og undervisningsutvalg**
   Alle valg ble foretatt ved akklamasjon:
   Nye i styret 1991–93:

Leder:	Trygve Nilsen
Medlemmer:	Jan Bjørnstad
	Geir Egil Eide
	Ole Lauvskar
	Leif Solheim
	John Tyssedal
Varamedlemmer:	Edvin Bredrup
	Harald Johnsen
Revisorer:	Herdis Thorén Amundsen
	Steinar Tretli

Hele undervisningsutvalget ble gjenvalgt, dvs.:

Jostein Lillestøl
Henrik Dahl
Grete U. Fenstad

Etter møtet takket Trygve Nilsen det forrige styret for utmerket innsats, samt likeså redaktøren av TG. Natvig luftet et forslag fra Leif Solheim om en egen seksjon for samfunnsstatistikk i NSF.

Bergen 910619

Geir Egil Eide
referent

Planlagt program ved 14. Nordiske konferanse i matematisk statistikk

Røros, 15.–19. juni 1992

Inviterte hovedforedrag:

1. Erik Bölviken & Dag Tjøstheim, Norge
   "Non-linear time series. regime models and related topics"

2. Grace Wahba, Wisconsin USA
   "Spline Models in Statistics"

3. Hermann Thórisson, Island
   "Coupling Methods in probability theory"

4. Lene Theil Skovgaard, Danmark
   "Repeated Measurements Designs"

Gruppesesjoner (med forbehold om mindre justeringer):

1. Principles of Statistical Inference
   Organisator: Jan Bjørnstad, Norge (Trondheim)

2. Computational Statistics and Graphics
   Organisator: Knut Conradsen, Danmark (Lyngby)

3. Reliability (and Quality)
   Organisator: Bengt Klefsjø, Sverige (Luleå)

4. Biostatistics:
   Organisator: Odd Aalen, Norge (Oslo)

5. Spatial Statistics (and Marked Point Processes)
   Organisator: Aila Särkkä, Finland (Jyväskylä)

6. Teaching Statistics
   Organisator: Hans Stenlund, Sverige (Umeå)

7. Statistics of Stochastic Processes
   Organisator: Michael Sørensen, Danmark (Aarhus)

8. Latent Models in Social Statistics
   Organisator: Ib Thomsen, Norge (Oslo)

9. Regression: Recent theory and applications (med forbehold)
   Organisator: NN

Gruppesesjonene vil bestå av flere kortere bidrag. Kan du tenke deg å bidra, meld din interesse til organisatoren av vedkommende sesjon. Bedre tidlig enn sent!

Nærmere opplysninger (adresser etc.) kan fåes fra programkomiteen ved:

Jostein Lillestøl
Norges Handelshøyskole
Helleveien 30
5035 Bergen-Sandviken
Norge

Telefon +47 5 95 92 48
EMail (Internet) MAT_JL@DEBET.NHH.NO

En offisiell bulletin kan ventes utpå høsten 1991.

Programkomiteen

Medlemskap i Norsk Statistisk Forening

Kontingenten i foreningen er på kr. 90 pr. år for regulære medlemmer og kr. 30 for studenter. Korrespondanse om medlemskap og innbetaling av kontingent skal skje til foreningens kasserer:

Norsk Statistisk Forening v/Ole Lauvskar
Vital Forsikring
5020 Bergen

Innbetalinger skal gjøres på foreningens postgirokonto 5 15 10 55. Medlemmer som er usikre på når de betalte kontingent sist, vil nederst til høyre på adresseseddelen for Tilfeldig Gang finne angitt hvilket år siste betaling er registrert for. Vær imidlertid oppmerksom på at adressesedlene for bladet ligger noe etter ajourføringen av medlemsregisteret, slik at nylig foretatte innbetalinger ikke vil være tatt med her.

Nye medlemmer melder seg til kassereren under adressen oppgitt ovenfor. Slike medlemmer får automatisk tilsendt Tilfeldig Gang, med forbehold om at det tar noe tid før tilføyelser og forandringer i medlemsregisteret gjenspeiler seg i adressesedlene til bladet. Adresseforandringer meldes også til kassereren. Ved utsendelsen av Tilfeldig Gang benyttes det kopier av det vanlige medlemsregisteret, så adresseforandringer behøver ikke meldes separat til bladet.

Annen korrespondanse med foreningen skal foregå med formannen under denne adressen:

Norsk Statistisk Forening v/Trygve Nilsen
Matematisk institutt
Universitetet i Bergen
Allégt. 55
5007 Bergen

Bidrag til Tilfeldig Gang

Neste nummer av Tilfeldig Gang vil forhåpentligvis komme ut i september 1991. Alle slags bidrag til bladet er velkommen, enten det gjelder nye temaer av interesse for norske statistikere, eller man har kommentarer til innlegg som allerede har stått i i bladet. Stoff til neste nummer må være redaktøren i hende senest 15. september. Adressen til den nye redaktøren som overtar f. o. m. neste nummer er:

Tilfeldig Gang v/Jan Bjørnstad
Institutt for matematikk og statistikk
Universitetet i Trondheim
Den allmennvitenskapelige høgskolen
7055 Dragvoll

TORGERSEN, ERIK
MAT. INST. AVD. C
P.B. 1053, BLINDERN
0316 OSLO 3 91

B



Returadresse:

Tilfeldig Gang v/Ole Lauvskar

Vital Forsikring A.S

5020 Bergen