TILFELDIG GANG
Nr. 1, årgang 8
Januar 1991

Utgitt av Norsk Statistisk Forening

Innhold

Side

Stillingsannonse 2
Er den norske Bayes-debatten på riktig spor? Redaktørens små bekymringer. *Ivar Heuch* 3
Fra formannen i Norsk Statistisk Forening. *Bent Natvig* 8
Bayes-metodikkens plass i statistiske beslutningsproblemer. – Hva er subjektivt, og hvem er subjektivister? *Ragnar Norberg* 9
Ad Bayes-debatten: Anmeldelse av doktoravhandling. K. Pörn: On empirical Bayesian inference applied to Poisson probability models. *Bent Natvig* 17
Det er rom for flere matematisk-statistikere i Byrået! Intervju med Ib Thomsen, leder av Metodegruppen i Statistisk Sentralbyrå. *Ivar Heuch* 19
Normaldødelighet, overlevelsesmodeller og relativ risiko – et forsøk på en elementær framstilling. *Knut Meen* 23
Referat fra ICOTS – International Conference on Teaching Statistics. *Undervisningsutvalget/JL* 30
Sammendrag av doktoravhandling: Autoregressive models with changing structure. *John Tyssedal* 31
Sammendrag av doktoravhandling: A study of image improvement techniques applied to NMR images. *Fred Godtliebsen* 33
Bokomtale: C. W. Anderson og R. M. Loynes: The teaching of practical statistics. *Henrik Dahl* 36
Anmeldelse av programpakke: StatXact. *Stein E. Vollset* 38
Statistikere i de baltiske land bør inviteres til den nordiske konferansen i matematisk statistikk. *Steinar Bjerve* 40
Invitasjon til foredrag ved Norsk Statistikermøte 1991 41
Ny redaksjon i Scandinavian Journal of Statistics 42
Nytt fra universiteter og høyskoler 43
Statistisk Forening i Bergen 44
Statistisk Forening i Trondheim 44
Svenska Statistikersamfundets Sommarskola 1991: Nonparametric and semiparametric curve estimation 45
Norsk forening for epidemiologi – Invitasjon til medlemskap og konferanse 46
Medlemskap i Norsk Statistisk Forening 47

Stillingsannonse

STATISTIKER - CAND. REAL./CAND. SCIENT./AKTUAR

En av våre statistikere skal gå over i annen jobb. Vi søker derfor en person som kan ta over hans ansvarsområde. Stillingen er et vikariat for ett år, men med stor sannsynlighet for varig ansettelse.

Markeds- og Mediainstituttet A/S (MMI) er landets ledende private institutt for meningsmålinger, markedsundersøkelser og andre statistiske undersøkelser, og har en faglig allsidig stab med høy kompetanse. Instituttet har for tiden ca. 50 fast ansatte - hvorav to statistikere. Stillingen krever selvstendighet og resultatorientering, og gir rom for faglig egenutvikling, deltakelse i eksterne kurs, konferanser m.v.

Arbeidsområdet for stillingen er bl.a.:

- Hovedansvar for metodisk opplegg av våre undersøkelser.
- Foreta delanalyser som krever høy kompetanse i statistikk.
- Ha ansvar for kunde-orienterte prosjekter som krever matematisk statistisk kompetanse.
- Intern fagstatistisk rådgiver for den øvrige stab.

De fagområder som er mest relevante, er sampling, korrespondanseanalyse, regresjons-/variansanalyse og andre multivariate teknikker. MMI bruker bl.a. SAS som programmeringsverktøy ved siden av egenutviklede programmer for ulike spesialoppgaver. Kjennskap eller erfaring fra noen av disse områdene er en fordel, men ingen forutsetning. Nødvendig opplæring og veiledning vil bli gitt. Hovedvekten av arbeidsoppgavene er konkrete kundeoppdrag der teoretiske kunnskaper i matematisk statistikk anvendes i praksis.

MMI har kontorer på Vaterland i Oslo, og ligger svært gunstig til kommunikasjonsmessig.

Lønn etter avtale.

Spørsmål vedrørende stillingen kan rettes til Steinar Tamsfoss (tlf. 02 - 95 47 00).

Søknad med nødvendig dokumentasjon sendes snarest til MMI v/Steinar Tamsfoss - senest innen 15. februar 1991.

MMI

Markeds- og Mediainstituttet a.s

Post: Boks 9143 – Vaterland, N – 0134 OSLO 1
Kontor: Christian Krohgs g. 2A. Tlf. (02) 95 47 00

Er den norske Bayes-debatten på riktig spor?

Redaktørens små bekymringer

Bayes-debatten fortsetter i dette nummeret av Tilfeldig Gang med innlegg av Bent Natvig og Ragnar Norberg. Debatten startet her i tidsskriftet i septembernummeret 1989 med en artikkel skrevet av Bent Natvig, under den provokatoriske tittelen "På tide med Bayes-analyse i Norge nå?". Opprinnelig var dette likevel en avlegger av det som foregikk på statistikermøtet i Inderøy i juni 1989, der Bent Natvig og Emil Spjøtvoll innledet til debatt. Senere har Tilfeldig Gang også hatt innlegg av Odd Aalen og Erling Sverdrup om dette temaet, i henholdsvis desembernummeret 1989 og aprilnummeret 1990.

Norbergs artikkel i det foreliggende nummeret tar utgangspunkt i Sverdrups innlegg. Inspirasjonen for Natvigs bidrag kommer derimot utenfra, idet det utgjør en anmeldelse av en svensk doktoravhandling som Natvig har vært med på å bedømme. Aalen skrev i desember 1989 at han gjerne kunne gå med på "at Bayes-tankegangen har sin berettigelse på visse felter". Han oppfordret derfor Natvig til "å overbevise oss klassiske statistikere om dette med eksempler fra den virkelige verden". Det er nå ganske lenge siden denne oppfordringen ble gitt, og Bent Natvig har overfor redaktøren gitt uttrykk for at Aalens anmodning best kan følges opp ved å peke ut et bestemt anvendelsesområde, f. eks. pålitelighetsteori, som er temaet i Kurt Põrns doktoravhandling. Natvigs anmeldelse er opprinnelig skrevet for et annet forum, men den bør samtidig kunne bidra til debatten i Tilfeldig Gang.

Kan statistikerne forklare sitt dilemma til andre?

Naturligvis kan man ikke se isolert på diskusjonen i Tilfeldig Gang omkring dette emnet. At statistikerne i noen grad er uenige om selve idégrunnlaget for sitt eget fag, kan av og til vekke oppsikt hos brukere av faget. Redaktøren ble selv for et par måneder siden bedt om å holde et foredrag om dette grunnleggende skismaet i "Vitenskapsteoretisk seminar for realister" ved Universitetet i Bergen. Det ble samtidig gitt klar beskjed at man ville sette pris på at foredraget fremhevet de angivelige sterke motsetningene mellom Bayesianere og frekventister. Foredraget skulle ta sikte på alminnelig interesserte realister, som imidlertid ikke kunne forutsettes å ha noen tidligere kjennskap til statistikk.

Om foredraget under slike omstendigheter kunne sies å være vellykket, er ikke så enkelt å avgjøre for foredragsholderen. Det ble påpekt fra salen at den Bayesianske tankegangen i bunn og grunn måtte være i strid med "det hypotetisk-deduktive prinsipp". Dette førte nærmest til almen avsky, til tross for en relativt nøytral innstilling i utgangspunktet hos foredragsholderen. Et viktig spørsmål ble likevel rettet til oss statistikere som driver med generell folkeopplysning blant realfagstudenter av alle avskygninger: Hvis det virkelig er slik at dere er fundamentalt uenige om hovedprinsippene, burde dere ikke i større grad også gi en innføring i alternativ Bayesiansk tankegang i vanlige grunnkurs i matematisk statistikk?

Uansett hva slags balansert standpunkt man prøver å innta ellers, kan man lett erklære seg enig i dette klagemålet.

Kan vi bli frelst ved empirisk Bayes?

Under utarbeidelsen av foredraget dukket det opp en ny artikkel om temaet i internasjonal statistisk litteratur. Oversiktstidsskriftet *Statistical Science* brakte i augustnummeret 1990 et innlegg av Norman Breslow om "Biostatistics and Bayes" [**1**], med kommentarer fra en lang rekke andre statistikere. Breslow inntar prinsipielt en imøtekommende innstilling overfor Bayes-metodene, selv om han finner svært få spor etter dem i ordinær biostatistisk litteratur. Også norske statistikere kan gjerne oppfordres til å lese Breslows artikkel, men personlig satt redaktøren av Tilfeldig Gang igjen med en viss skuffelse etter et forsøk på å forstå noe av det Breslow mener er fruktbare anvendelser av Bayes-metodikk.

Det er interessant at Breslow fremhever metoder basert på *empirisk* Bayes-tankegang i flere sammenhenger, f. eks. ved simultan estimering av insidensrater for kreft i mange mindre områder gitt ved en bestemt geografisk struktur. Parametre som beskriver den stokastiske område-effekten, antas her å følge en bestemt sannsynlighetsmodell, med andre underliggende parametre som igjen blir estimert på grunnlag av observasjoner. Disse teknikkene basert på empirisk Bayes synes imidlertid å ha lite idémessig til felles med Bayes-metoder basert på *subjektive* a priori-fordelinger, som f. eks. Natvig argumenterer for. (I Natvigs innlegg denne gangen omtaler han riktignok spesielle "Bayes empirisk Bayes"-metoder, men det ser ut til å være en vri fra Bayesianerne for å erobre tilbake det som måtte være gått tapt til empirisk Bayes!)

For øvrig er det verdt å merke seg at idéen med empirisk Bayes ved estimering i mange små områder også dukker opp i intervjuet med Ib Thomsen i dette nummeret av Tilfeldig Gang.

Skal vi se på beslutningsteorien som det store idealet?

Redaktøren husker godt den første innføringen han fikk i Bayesmetoder, gjennom et kurs i beslutningsteori arrangert ved NTH for tyve år siden, med Kjell Doksum som tilkalt foreleser. Kurset lå på et relativt enkelt nivå, og det var basert på den velkjente boken *Elementary Decision Theory* av Chernoff og Moses [**2**]. På mange måter gav boken et nesten altfor elementært inntrykk. Likevel bidrog tankegangen til en generell oppklaring av de problemene man står overfor i situasjoner der man presses til å fatte en avgjørelse under usikkerhet. Man hadde virkelig medfølelse med en viss Mr. Nelson i North Phiggins, som i et konkret eksempel skulle bestemme seg for passende utebekledning (og eventuell paraply osv.), avhengig av spådommer fra en upålitelig "regnvarsler". Mr. Nelson klarte faktisk å angi hvor store tap han ville lide ved bestemte kombinasjoner av bekledningsvalg og naturlig tilstand (dvs. sol eller høljregn). Fikk han dessuten hjelp til å si hvor stor sannsynlighet det var for sol og høljregn i North Phiggins, kunne han til og med sette opp en Bayes-strategi, som skulle fortelle ham hvordan han burde kle seg straks han hadde tittet på regnvarsleren.

Eksempelet kunne virke småpussig. Likevel er det underlig hvordan en slik enkel illustrasjon kan åpne for nye perspektiver og klargjøre hvordan man ideelt sett skal gå frem ved kvantitativ analyse av vanskelige beslutningssituasjoner. I denne sammenhengen har det liten betydning at Mr. Nelsons tapsfunksjon nødvendigvis måtte bli svært vilkårlig, og at han som besøkende til North Phiggins neppe fikk mange andre med på sine a priori-sannsynligheter for sol eller høljregn. Det er den prinsipielle tankegangen som har de viktigste konsekvensene, nemlig at man under visse forutsetninger i det hele tatt kan regne seg frem til en "optimal strategi". Det blir nærmest banalt å registrere at en bestemt bruk av en optimal strategi ikke behøver å lede til den handlingen som man i ettertid ser ville gitt minst mulig tap, når man virkelig får åpenbart naturens sanne tilstand. Dette kan virke helt selvsagt, men ofte skulle man ønske at denne lærdommen kunne innprentes hos etterpåkloke journalister som går ut og kritiserer andre som har fattet viktige beslutninger under usikkerhet.

Det oppstår imidlertid mange alvorlige problemer dersom slike metoder skal utnyttes i konkrete situasjoner der man må ta avgjørelser av stor samfunnsmessig betydning. Hva bør man f. eks. gjøre i praksis med CO_2-innholdet i atmosfæren? Hvilke konsekvenser får våre avgjørelser i dag for naturens virkelige tilstand om hundre år? Selv om det foreligger usikre data som belyser problemene, er det uhyre vanskelig å sette alt materialet inn i en kvantitativ beslutningsteoretisk modell som virkelig viser vei i form av en optimal strategi. Noe må vi likevel foreta oss – om ikke annet, bare la alt skure og gå. Det er derfor mulig at en slik tankegang kan være fruktbar, til tross for at avgjørelsene ikke nødvendigvis bygger på vanlige "statistiske bevis".

Statistikk – et bagatellmessig spesialtilfelle av beslutningsteorien?

Som det ble påpekt f. eks. i Sverdrups innlegg, kan også tradisjonelle statistiske problemstillinger som hypoteseprøving og punktestimering bringes inn under den generelle beslutningsteoretiske overbygningen. Skal man benytte en Bayes-tankegang her, vil forskjellige statistikere kunne gi svært ulik tolkning av a priori-fordelingene som inngår. Som Sverdrup antyder, kan man naturligvis se på a priori-fordelingen som en slags veiing av de aktuelle parameterverdiene, og deretter bedømme valget av a priori-fordeling ut fra ytelsesfunksjonen for Bayes-metodene. Denne tankegangen stemmer likevel dårlig med holdningene til de tradisjonelle subjektive Bayesianere.

Leser man f. eks. Dennis V. Lindleys artikkel om Bayesiansk statistikk i *Encyclopedia of statistical sciences* [3], blir man slått av hans argumentasjon om at absolutt *alle* problemer skal kunne løses på denne måten. Dette er nettopp den ene av "two fundamental reasons for adopting the Bayesian position". Det er rimelig å betrakte dette som en ekstrem innstilling, slik at man i praksis heller gir rom for mange forskjellige prinsipielle angrepsmåter i bestemte problemstillinger som måtte dukke opp. Dette er mer i tråd med den generelle argumentasjon i Norbergs artikkel i dette nummeret av Tilfeldig Gang.

Så spørs det i hvilken utstrekning "subjektivisten" Bent Natvig vil godta slike kompromisser. I sitt første innlegg understreket Natvig i utgangspunktet sam-

menhengen med *beslutningsteoretiske* problemstillinger, der det kanskje ikke er så stor uenighet i noe fall. Her tenker man straks på problemer i slekt med dem som bekymret Mr. Nelson. I Tilfeldig Gang har vi ikke desto mindre sett at Natvig argumenterer ut fra klassiske p-verdier i et kontroversielt Treholt-problem. Grunnen er sikkert at kravet om objektivitet blir helt annerledes når man kritiserer de norske domstoler enn når man kjemper med været i North Phiggins. At det "objektive element" bør kunne spille en stor rolle ved valg av metode, har ofte vært brukt i generell argumentasjon for klassiske teknikker. Det kommer f. eks. frem i debatten i *American Statistician* i 1986, som ble satt i gang av Bradley Efron [4]. Dette er for øvrig også en diskusjon som gir interessante synspunkter på utviklingen videre fremover i statistikk, med bruk av ulike metoder på nye områder. Forholdet mellom objektivister og subjektivister blir ellers godt beskrevet av Norberg.

Redaktøren ble i en annen sammenheng gjort oppmerksom på et "special issue" om "practical Bayesian statistics" utgitt i tidsskriftet *The Statistician* i 1987 [5]. Det var naturlig straks å tenke på Aalens utfordring til Natvig, og lure på om man her fant slike overbevisende konkretiseringer som Aalen etterlyste. Heftet inneholder f. eks. noe så slående som "Bayesian alternatives to t-tests", men ellers blir man ikke overbevist ved raskt gjennomsyn om at dette er det helt store svaret. Anvendelsene som er beskrevet, er sikkert interessante, men det klassikerne nå trenger for eventuelt å kunne revidere sitt syn, er eksempler som kan få dem til å endre metodevalget i tilfeller der de hittil ikke ville tenkt på Bayesianske prinsipper i det hele tatt.

Kan det virkelig dukke opp nye momenter i denne debatten i Tilfeldig Gang, når emnet allerede har vært behandlet så mange ganger i internasjonale fora? Det er påfallende i hvor stor grad de kjente debattantene ser ut til å snakke forbi hverandre i internasjonale diskusjoner. Ofte virker det som de fortaper seg i mer spesielle situasjoner der det er vanskelig å følge resonnementene. Hvis forholdene er mer oversiktlige innenfor vårt beskjedne norske statistikersamfunn, bør vi lettere kunne nå frem til gjensidig forståelse av delvis divergerende synspunkter. For redaktøren av Tilfeldig Gang ser det allerede ut som om samtlige involverte i praksis er villige til å innta et både/og-standpunkt og forkaster de ekstreme enten/eller-innstillingene. Klarer vi å få de gjensidige både/og-standpunktene til å nærme seg enda mer? Redaktøren er i hvert fall takknemlig for at Bent Natvig satte i gang denne debatten.

De objektive a priori-sannsynlighetene for subjektive Bayesianere

At det kan være vanskelig å enes om passende a priori-fordelinger for ukjente størrelser kan kanskje illustreres ved følgende uhøviske eksempel. Man får bare håpe at ingen blir støtt. La oss tenke oss at man 1. november 1990 gav forskjellige medlemmer av Norsk Statistisk Forening dette spørsmålet: "Hva er en passende a priori sannsynlighet for begivenheten som går ut på at noen kvinne har oppnådd doktorgrad i Norge i statistikk?". Mange forhold kunne tenkes å innvirke på svarene som man ville få. F. eks. kunne man tro at kvinner selv ville angi høyere sannsynligheter enn menn, eller muligens kunne akkurat det motsatte være rime-

lig? I alle fall fremgår det av formannens spalte i dette nummeret at hans personlige sannsynlighet praktisk talt måtte være lik 0. (Rett skal være rett; andre tolkninger er også mulige.) Blant menige medlemmer ville svaret trolig avhenge litt av hvor nøye man vanligvis leste Tilfeldig Gang. Redaktørens sannsynlighet ville derimot være lik 1. For slår man tilbake i julinummeret i 1990, finner man nemlig på side 25 et sammendrag av Gyrid Johnsens doktoravhandling som ble forsvart ved Universitetet i Bergen 21. juni 1990. Kanskje andre kvinner var enda tidligere ute, men det ville ikke endret denne a priori-sannsynligheten.

På side 36 av dette nummeret av Tilfeldig Gang gir Henrik Dahl en omtale av en bok om undervisning i praktisk statistikk. Forfatterne av boken har på listeform angitt hvilke ferdigheter som generelt kreves av en statistiker. Det spørs om alle vi praktiserende statistikere med hånden på hjertet kan vedstå oss disse ferdighetene. Da dette nummeret av Tilfeldig Gang endelig var ferdig utarbeidet, slo det iallfall redaktøren at det var svært tvilsomt om han fremdeles tilfredsstilte kravene til "generelle ikke-tekniske ferdigheter" i den første kategorien!

Ivar Heuch

Referanser

1. Breslow, N.: Biostatistics and Bayes. *Statistical Science,* **5** (1990), 269–298.
2. Chernoff, H. og Moses, L.E.: *Elementary decision theory.* John Wiley, New York, 1959.
3. Lindley, D.V.: Bayesian inference. I: *Encyclopedia of statistical sciences,* Vol. 1, John Wiley, New York, 1982, 197–204.
4. Efron, B.: Why isn't everyone a Bayesian? *American Statistician* **40** (1986), 1–5.
5. Kanji, G.K. (red.): Special issue: practical Bayesian statistics. *The Statistician,* **36** (1987), 75–293.

FRA FORMANNEN I NORSK STATISTISK FORENING

I siste nummer av TG hadde redaktøren valgt å utelate sin egen og formannens spalte til fordel for en nekrolog over Else Sandved skrevet av Erik Torgersen. Det var et godt valg. Selv startet jeg min løpebane som statistiker i 1969 som hjelpelærer for Else i statistikk-undervisningen for biologer. Det var en hyggelig oppgave under en særdeles hyggelig arbeidsgiver. Else lurte aldri på om vi hjelpelærere dugde til noe; det tok hun som en à priori informasjon. Opp gjennom årene hadde jeg mange interessante diskusjoner med henne om alt fra kvinnesak, via Bayesiansk statistikk og ancillæritet til kristendom. Hun låste seg aldri fast i standpunktene sine, men kom stadig tilbake med utdypninger og utbedringer. Tross sykdom og et liv som aldri gikk lett, vil hun bli husket som den gode fe blant oss som spredde varme og humør.

Sist lørdag fikk jeg gleden av å lede dr.philos disputasen til Eva Skovlund som er den første kvinne som tar en doktorgrad i statistikkfaget. Else Sandved ville ha gledet seg stort over dette. Emnet for avhandlingen er analyse av sekvensielle to utvalgs tester i kontrollerte kliniske undersøkelser. Bruk av simuleringsverktøy er sentralt. Spesielt imponerende er det at Eva er utdannet farmasøyt og at alle avhandlingens ti arbeider enten er, eller er i ferd med å bli, publisert. Det er også all grunn til å gratulere og takke støttegruppen rundt henne der Lars Walløe har vært helt sentral, men der også Grete Fenstad og Knut Liestøl har bidratt helt vesentlig. Når Ørnulf Borgan og Knut Laake i tillegg ydet eksemplarisk opposisjon og festmiddagen var helt topp, var dette rett og slett en festdag for faget vårt.

Om ikke dette var nok, kom jeg mandag morgen på jobben og fant siste nummer av Forskningspolitikk utgitt av NAVF's utredningsinstitutt i posthylla. Her er en artikkel av Gunnar Sivertsen "Hvordan står det til med norsk forskning?" svært hyggelig lesning for statistikere. Artikkelen er basert på internasjonal statistikk fra Science Citation Index. La meg straks slå fast at dette kan være en tvilsom evalueringsmetode, hvilket drøftes i den påfølgende artikkel av Per O. Seglen "Kan siteringsanalyse brukes til evaluering av forskningskvalitet?" La oss likevel i denne førjulstid glemme denne siste artikkelen. Den første er basert på antall publikasjoner (1981-86) per capita og antall siteringer pr. publikasjon utgitt i 1981-83 og sitert i 1981-86. Vårt øye fanger deloverskriften "Matematikk - her har norsk forskning gjennomslagskraft". Her står det "Norge har ikke spesielt høyt aktivitetsnivå i matematikk, men artiklene som publiseres blir ofte sitert: Sammen med Danmark rangerer Norge fremst blant de 19 land i gjennomsnittlig siteringshyppighet".

Det som gjør vårt øye skikkelig vått er at det er kategorien "statistikk & sannsynlighet" som bidrar mest til det gode resultatet med en siteringshyppighet som er 35% bedre enn verdensgjennomsnittet (anvendt matematikk ligger 33% under, mens generell matematikk ligger 27% over). Antall registrerte norske publikasjoner i "statistikk og sannsynlighet" i perioden 1981-86 er 60 og utgjør 0.7% av de 19 lands publikasjoner, mot 0.4% i generell matematikk.

For å summere og gjenta noe jeg har tatt opp i denne spalte tidligere. Forskningsmessig har norske statistikere ingen grunn til å skamme seg - vi kan gå med løftet blikk også på den internasjonale arena. La oss fortsatt gjøre det i 1991!

11. desember 1990 Bent Natvig

BAYES-METODIKKENS PLASS I STATISTISKE BESLUTNINGSPROBLEMER - HVA ER SUBJEKTIVT, OG HVEM ER SUBJEKTIVISTER?

Ragnar Norberg
Universitetet i Oslo/Københavns Universitet

På tide med Bayes-analyse i Norge nå

Det sier Natvig (TG 6,3) og konfronterer oss med presserende saker - hjerteoperasjoner og kjernekraftverk, samt 100 metallstrenger, som krever handling, og det skal være nå. Han begynner med metallstrengene. Aalen (TG 6,4) er skeptisk, etterlyser mer konkretisering og gir et eksempel fra sitt eget problemområde hvor han mener Bayes-analyse ikke har noen plass hverken nå eller i tiden fremover. Sverdrup (TG 7,1) henter frem sin lærebok, hvor det står at det er på tide med Bayes-analyse nå og da, men han tilføyer at det ikke skal være akkurat nå - vi bør avventende betrakte ytelsesfunksjoner, og det kommer til å ta tid da det er mange av dem.

Demarkasjonslinjene er de vanlige, men Sverdrup har foreslått en god dagsorden: Det er på tide med en analyse av paradigmene Bayes og Klassisk for i alle fall å bli enige om hvor forskjellene ligger og hva uenighetene beror på. Jeg finner at det enda kan sies noe om dette.

Desisjonsproblemet

Jeg følger Natvig og Sverdrup og ser på et rent desisjonsproblem hvor vi skal treffe en eller annen beslutning (aksjon) $a \in \mathcal{A}$ i en situasjon hvor tilstanden $\vartheta \in \mathcal{T}$ er ukjent. Det foreligger observasjoner $X \in \mathcal{X}$, med en sannsynlighetsfordeling $F(\cdot;\vartheta)$, som avhenger av ϑ.

Av grunner som han ikke gjør rede for i sitt innlegg, ser Sverdrup på randomiserte desisjonsregler. Disse kan generelt konstrueres ved å utvide modellen med et stokastisk element Y som ikke har noen sammenheng med desisjonsproblemet; Y er stokastisk uavhengig av X og har en sannsynlighetsfordeling U, som ikke avhenger av ϑ. Denne Y antar sine verdier i et rom $\mathcal{Y}$ (som typisk vil være $\mathcal{A}$). En randomisert desisjonsregel spesifiserer en funksjon D: $\mathcal{X}\times\mathcal{Y} \to \mathcal{A}$ og lar desisjonen være $D(X,Y)$. Problemet består i å velge D i klassen av alle mulige desisjonsregler, $\mathcal{D}$. En kan spørre seg om det ikke er like godt å la desisjonen være en funksjon kun av X. Vel, vi kan ikke tape noe ved å se på den større klasse av randomiserte regler (slik lyder den vanlige første begrunnelse - se f.eks. Lehmann (1986), kapitel 1), og det har en viss interesse å finne ut hva Sverdrup vil oppnå med å la beslutninger om metallstrenger, eller hva det nå kan være, avhenge av terningkast o.l. (Sverdrup formulerer seg litt annerledes og sier at det er den betingede fordeling til D for gitt $X = x$ som er desisjonsregelen, dvs $\delta_D(A;x) = U(\{y;\ D(x,y) \in A\})$, $A \subset \mathcal{A}$ (A målbar). Jeg foretrekker å synliggjøre alle stokastiske

variable som representerer informasjon eller ikke-informasjon og som vi lar desisjonen avhenge av.)

Ytelsesfunksjonen

Desisjonen ved regelen D har sannsynlighetsfordeling $\beta_D(\cdot;\vartheta)$ gitt ved

$$\beta_D(A;\vartheta) = P_\vartheta\{D(X,Y) \in A\}$$

$$= \int\int_{D^{-1}(A)} F(dx;\vartheta)U(dy). \qquad (1)$$

Denne såkalte ytelsesfunksjonen forteller hvilke desisjoner regelen D typisk vil levere i forskjellige tilstander. Den inkorporerer imidlertid ingen vurdering av hva som er ønskelig og danner ikke alene et fullstendig grunnlag for å sammenligne desisjonsregler. For å kunne si noe om hvordan D bør utformes, må vi tilføre et eller annet kriterium som sier hva som er godt og dårlig - vi må formulere et matematisk optimeringsproblem.

Tapsfunksjonen

Den sedvanlige fremgangsmåte er å innføre en tapsfunksjon $L: \mathcal{A}\times\mathcal{T} \to [0,\infty)$ slik at $L(a;\vartheta)$ er vår vurdering av tapet ved å treffe desisjonen a hvis tilstanden er ϑ. På grunnlag av ytelsesfunksjonen finner vi sannsynlighetsfordelingen til tapet, som jeg vil kalle tapsfordelingen,

$$\lambda_D(l;\vartheta) = P_\vartheta\{L(D(X,Y);\vartheta) \leq l\}$$

$$= \beta(\{a;\ L(a;\vartheta) \leq l\};\ \vartheta). \qquad (2)$$

La oss vedta at regelen D' er bedre enn regelen D hvis tapet ved D' er stokastisk mindre enn tapet ved D i enhver tilstand, dvs

$$\lambda_{D'}(l;\vartheta) \geq \lambda_D(l;\vartheta) \quad \text{for alle } l \text{ og alle } \vartheta. \qquad (3)$$

(Les "bedre" = "ikke dårligere" og "mindre" = "ikke større"). I de fleste interessante situasjoner finner vi ingen uniformt beste regel med stokastisk minst tap for alle ϑ. Tapsfordelingsfunksjonene er flater, som skjærer hverandre og ikke kan ordnes på en entydig måte. Det eneste vi vel kan bli enige om så langt, er at vi kan begrense oss til å betrakte de taps-tillatte regler D som er slik at (3) kun kan gjelde med =. Det finnes mange tapstillatte regler, og vi må erkjenne at kriteriet (2) ikke fører til noen optimal løsning. Det må derfor tilføres ytterligere holdepunkter for sammenligning av desisjonsregler.

Risikofunksjonen

Et mer summarisk mål enn tapsfordelingen er det forventede tap,

$$\rho_D(\vartheta) = \int_{[0,\infty)} l\ \lambda_D(dl;\vartheta)\ \ (= \int_0^\infty \{1-\lambda_D(l;\vartheta)\}dl) \tag{4}$$

$$= \int_{\mathcal{A}} L(a;\vartheta)\beta_D(da;\vartheta) \tag{4'}$$

$$= \int_{\mathcal{Y}}\int_{\mathcal{X}} L(D(x,y);\vartheta)F(dx;\vartheta)U(dy), \tag{4"}$$

den såkalte risiko, eller risikofunksjonen når vi oppfatter den som funksjon av ϑ. Med dette kriteriet vil D' være bedre enn D hvis

$$\rho_{D'}(\vartheta) \leq \rho_D(\vartheta) \quad \text{for alle } \vartheta \in \mathcal{T}. \tag{5}$$

Uttrykket i parentes i (4), som oppnås ved delvis integrasjon, viser at (3) medfører (5). Vi vil derfor være i stand til å ordne flere par av regler ved kriteriet (4) enn ved kriteriet (2). Men selv om dimensjonen er redusert ved integrasjonen over l, er vi i de samme vanskeligheter som før - risikofunksjonene skal sammenlignes i hele sitt forløp, de skjærer hverandre, og ingen regel er best overalt. Vi kan bare bli enige om å begrense oss til de risiko-tillatte regler D som er slik at (5) kun kan gjelde med =. Det finnes mange risikotillate regler, og vi må altså sammenfatte reglenes egenskaper ytterligere for at valget av desisjons-regel skal bli et veldefinert optimeringsproblem.

Vi blir nødt til å innføre et kriterium som *ordner desisjonsreglene partielt*, slik at to gitte regler kan sammenlignes entydig. Det kan lages mange prinsipper av denne typen.

Minimaksprinsippet

En mulighet er å se på

$$\sup_{\vartheta\in\mathcal{T}} \rho_D(\vartheta), \tag{6}$$

det vil si at enhver regel vurderes alene på grunnlag av dens maksimale risiko. Vi kan da ordne alle regler etter deres verdi av (6), og den optimale regel finnes ved å minimere (6) med hensyn på D.

Bayesprinsippet

En annen mulighet er å se på den veiede risiko,

$$r_{D,G} = \int_{\mathcal{T}} \rho_D(\vartheta)G(d\vartheta), \tag{7}$$

hvor vektfunksjonen G gir uttrykk for den betydning vi vil tillegge risikoen i forskjellige tilstander. Etter dette kriteriet er regelen D' bedre enn regelen D hvis

$$r_{D',G} \leq r_{D,G}. \tag{8}$$

Vi ser at (5) medfører (8), slik at kriteriet (7) er konsistent med kriteriet (4). I likhet med minimakskriteriet introduserer kriteriet (7) en ordning av alle regler, og vi står da overfor det veldefinerte optimeringsproblem å finne den regel D_G som løser

$$r_{D_G,G} = \inf_{D\in\mathcal{D}} r_{D,G}. \tag{9}$$

Den optimale D_G kalles Bayes-løsningen mot G, og den konstrueres på følgende måte. Ved å sette uttrykket (4") inn i (7) og bytte integrasjonsrekkefølgen, fås

$$r_{D,G} = \int_{\mathcal{J}}\int_{\mathcal{Y}}\int_{\mathcal{X}} L(D(x,y);\vartheta)F(dx;\vartheta)U(dy)G(d\vartheta)$$

$$= \int_{\mathcal{Y}}\int_{\mathcal{X}}\int_{\mathcal{J}} L(D(x,y);\vartheta)G(d\vartheta;x)F_G(dx)U(dy), \tag{10}$$

hvor $F_G(\cdot)$ og $G(\cdot;x)$ er definert ved

$$F_G(dx) = \int_{\mathcal{J}} F(dx;\vartheta)G(d\vartheta), \tag{11}$$

$$G(d\vartheta;x) = \frac{F(dx;\vartheta)}{F_G(dx)}\, G(d\vartheta). \tag{12}$$

Ved inspeksjon av (10) innser vi at Bayes-løsningen finnes ved å minimere det innerste integral, det vil si å minimere

$$r_{G(\cdot;x)}(a) = \int_{\mathcal{J}} L(a,\vartheta)G(d\vartheta;x), \tag{13}$$

med hensyn på a for hver x. Løsningen $D_G(x)$ trenger kun å avhenge av G og x, ikke av y, dvs den kan velges ikke-randomisert. Vi kunne altså i utgangspunktet ha holdt oss til ikke-randomiserte beslutninger på formen $D(X)$, hvorved (1), (4") og (7) reduseres til

$$\beta_D(A;\vartheta) = F(D^{-1}(A);\vartheta),$$

$$\rho_D(\vartheta) = \int_{\mathcal{X}} L(D(x);\vartheta)F(dx;\vartheta),$$

$$r_{D,G} = \int_{\mathcal{X}} r_{G(\cdot;x)}(D(x))\, F_G(dx),$$

det siste uttrykket ved innsetting fra (13). Når Sverdrup likevel betrakter randomiserte regler, må det være fordi han vil støtte seg til kriterier som ikke er av typen (7). Jeg kommer tilbake til dette.

Andre prinsipper basert på restriksjoner på beslutningsreglene

Det essensielle felles trekk ved prinsippene omtalt i de to foregående avsnitt, er at hver desisjonsregel tilordnes et enkelt tall som måler hvor god den er, slik at vi kan finne en beste regel.

En annen type av prinsipper går ut på å restriktere klassen av desisjonsregler til en delklasse $\mathcal{D}'$ som er tilstrekkelig liten til at vi kan finne en regel med uniformt minst risikofunksjon i den restrikterte klassen. En kan for eksempel begrense seg til å se på forventningsrette estimatorer eller invariante eller styrkerette tester. Den teori som er bygget opp om slike prinsipper er rik på resultater om uniform optimalitet i restrikterte klasser - UMPU, UMPI, UMVU, BLUE, og så videre, og det er mye raffinert matematikk involvert, slik som suffisiens og kompletthet, konveksitet og projeksjoner. Dens sentrale plass i mange lærebøker og pensa i statistisk metodelære har dermed sin gode grunn. Jeg har imidlertid inntrykk av at helheten ofte tapes av syne i begeistringen over de matematiske triumfer som kan feires i passende delklasser av desisjonsregler.

For å ta kravet om forventningsretthet, så kan dette i noen situasjoner ha en selvstendig begrunnelse, for eksempel hvis estimatoren skal benyttes om og om igjen i kjøp og salg, og det kreves at selgeren ikke skal ha en gevinst eller et tap i det lange løp på grunn av systematisk målefeil. Hvis ingen slike betraktninger kan gjøres gjeldende, og tapsfunksjonen alene uttrykker hvor godt et estimat er, bør det gjøres klart at forventningsretthet er et grep som innføres for å oppnå en optimal løsning på grunnlag av det meget krevende kriteriet (4). Det bør videre sies at optimale forventningsrette estimatorer kan vise seg ikke å være risiko-tillatte og at en i visse tilfeller kan konstruere forventningsskjeve estimatorer som er bedre overalt (se f.eks. Berger (1985), kapitel 8). Det finnes også eksempler på restrikterte optimale regler som er direkte dårlige (se f.eks. Steins eksempel om invarians i Lehmann (1986), s. 305).

I teorien for styrkeoptimale tester (tap 0/1 ved riktig/gal beslutning) er kravet om styrkeretthet en vanlig restriksjon. Det er innlysende at en UMPU test er risiko-tillatt. Styrkeretthet er derfor en mindre problematisk restriksjon enn forventningsretthet idet den ikke kan bringe oss i konflikt med det mer fundamentale kriterium (4).

Det er imidlertid ett alvorlig problem med styrkeretthet og andre restriksjonsprinsipper, og det er at en uniformt optimal restriktert løsning ikke eksisterer i mange interessante modeller som er litt mer komplekse enn de vanlige lærebokseksempler. Jeg ser en fare for at jakten på restrikterte optimumsregler fører til en for sterk sentrering om enkle modeller.

Det kan passe her å komme tilbake til randomiseringens rolle da det er innenfor teorier for restriktert optimale metoder at den er nødvendig. Randomisering er det knep som gjør det mulig å gi ett og samme nivå

til tester basert på forskjellige testobservatorer, også i det diskrete tilfellet, og dermed sammenligne dem på et felles nivå og finne en overalt sterkeste (eventuelt styrkerett, invariant, e.l.).

Egenskaper ved Bayesregler

Hvordan vil så Bayesregler stå seg i forhold til de betraktninger som er gjort i avsnittet ovenfor? Omkring dette eksisterer det mye teori, som jeg ikke kan gi noen oversikt over her - Berger (1985) er en god henvisning.

For det første er Bayesregler tillatte i mange viktige, generelle situasjoner. Hvorfor det er slik, får man en ide om ved å se på definisjonen (7). For $D = D_G$ (Bayesregelen mot G) minimeres gjennomsnittet (7), og dermed kan (5) kun gjelde med = (hvis alle risikofunksjoner er kontinuerlige og G har masse overalt i $\mathcal{T}$, løst sagt). I noen situasjoner er kun Bayesregler tillatte.

For det andre finnes Bayesregelen alltid, eller i alle fall kan infimumsverdien på høyre side i (9) approksimeres vilkårlig godt så sant den er endelig. (Det kan selvfølgelig være en krevende numerisk oppgave å finne Bayesregelen hvis F, G og l er kompliserte, men det gjelder også for restrikterte optimumsregler - når de overhodet finnes.)

Hvem er Bayesianere?

Diskusjonen ovenfor har vært ført helt og holdent på den frekvensbaserte statistikks premisser. Vektfunksjonen G er innført som et middel til å sammenfatte de forskjellige beslutningsreglers egenskaper slik at de kan sammenlignes og en beste regel kan bestemmes. De regler man kommer frem til er vanligvis tillatte. Statistikere som i en desisjonssituasjon bruker en vektfordeling i denne hensikt, er Bayesianere i en rent teknisk forstand. Det er desisjonssituasjonens harde vilkår som bringer dem til denne posisjon: Konfrontert med et desisjonsproblem som må tackles her og nå, med *en* (*1*) metode, er det statistikerens oppgave å velge denne ene metode.

Også Sverdrup sier at frekvensteoretisk orienterte statistikere i visse tilfeller kan benytte en vektfunksjon til å konstruere en Bayes desisjonsregel og at de i denne forstand er en slags Bayesianere. Så langt synes jeg han legger opp til samme konklusjon som ovenfor. Men han følger ikke opp idet han understreker at Bayesregelen deretter må sammenlignes med andre regler på grunnlag av ytelsesfunksjonen. Til dette må jeg spørre: Hvordan skal disse sammenligninger utføres? Ytelsesfunksjonen (1) har to argumenter, A og ϑ, og er generelt enda mer kompliserte enn risikofunksjonen. Oppgaven kan være overkommelig i enkle testingsproblemer (bare to desisjoner) hvor modellen er så stram at det eksisterer en restriktert optimal test med ytelsesfunksjon (styrkefunksjon) som kun avhenger av en endimensjonal parameterfunksjon, dvs den kan tegnes som en kurve. Men hvis det nå dreier seg om punktestimering av en tredimensjonal parameterfunksjon, skal statistikeren da sette seg ned og granske de mange mulige estimatorers tredimensjonale fordelings-

funksjoner for forskjellige verdier av interesse- og plageparametre? I en desisjonssituasjon kan ikke statistikeren bli sittende på gjerdet og utrede ytelsesfunksjoner, og si at på den ene side er regel D god her, på den annen side er regel D' god der, osv, osv. Dette er det sikkert ingen uenighet om. Sverdrup sier da også selv til slutt at statistikeren i disse studier av ytelsesfunksjoner må (*subjektivt*) veie betydningen av de forskjellige kombinasjoner (A,ϑ). Men det skal ikke skje ved bruk av en vektfunksjon. Hvorfor skal det ikke det? Den veiede risiko er ett operativt kriterium for å treffe dette valget (minimaksprinsippet er et annet), og det er rasjonelt i den forstand at det er formulert innenfor modellens ramme - de subjektive overlegninger er lagt på bordet så alle kan se dem og forholde seg til dem. Sverdrups siste setning, hvor han går inn for kredibilitetestimatorer, er gåtefull på bakgrunn av at han like i forveien har avvist bruken av Bayeskonstruksjonen. Disse estimatorer er nettopp Bayesløsninger i visse parametriske modeller, og generelt er de lineære Bayesløsninger.

Hvem ellers er Bayesianere?

Natvig er Bayesianer da også han benytter en vektfunksjon i likhet med ovenfornevnte frekvensorienterte Bayesianer, FB. Han introduserer vektfunksjonen på et tidligere punkt i analysen, og hans motivasjon er noe annerledes idet han fremstår som subjektiv Bayesianer, SB. Imidlertid opererer begge i nøyaktig den samme matematiske struktur, og SB kan derfor ikke få hverken mer eller mindre ut av analysen enn FB. Det er bare deres fortolkninger og bruk av vektfunksjonen som skiller dem. Jeg skal forsøke å sirkle inn noen av SB's typiske standpunkter.

Vektfunksjonen G uttrykker hvor stor tro SB i utgangspunktet har på de forskjellige mulige verdier av ϑ, og han kaller den derfor apriori--fordeling. Han trenger ingen observasjoner for å utføre en statistisk analyse etter skjemaet ovenfor (bare sløyf alt som har med F og x å gjøre). Når han har noen observasjoner, multipliserer han frekvensen $F(dx|\vartheta)$ med troen $G(d\vartheta)$, normerer produktet til en sannsynlighetsfordeling, som er en ny, oppdatert tro. Hvis noen undrer seg over en slik blanding av epler og pærer, kan det hende han vil si at F slett ikke representerer en idealisert frekvens, at frekvensfortolkningen av sannsynlighet i det hele tatt er nonsens, at det følgelig ikke har interesse å studere F i andre punkter enn den realiserte verdi av observasjonene, at den er motivert ut fra symmetribetraktninger (ombyttbarhet) eller lignende og at den er like subjektiv i sin natur som selve apriori-fordelingen. Hvis ingen undrer seg, vil han ikke selv gå nærmere inn på dette dunkle punkt, men sammen med Bent haste videre med Bayes formel (12), som altså er skreddersydd. Han vil ikke være interessert i marginalfordelingen (11) til observasjonene, det er bare aposteriori-fordelingen (12) som teller. Følgelig, hvis han opererer med en tapsfunksjon, vil han ikke interessere seg for ytelsesfunksjonen (1), risikofunksjonen (4) og den veiede risiko (7), det er bare aposteriori-risikoen (13) som er relevant. Aposteriori vil han finne estimater (ikke estimatorer), testutsagn, troverdighetsintervaller, osv. (Det kan nevnes at det beste troverdighetsintervall, såkalt Highest Probability Credibility Interval, ikke er invariante overfor en-entydige transformasjoner av parameteren - de kan bli hva som helst.)

Objektivister og subjektivister - hva er subjektivt?

I et tidligere arbeid (Norberg, 1988) har jeg forsøkt å bestemme hvor skillet mellom Bayes og Klassisk går. Jeg vil runde av her med noen få tilleggsbetraktninger

Statistikeres holdninger til Bayes-metodikken henger mye sammen med hva slags anvendelser de har i tankene. Noen arbeider med rene desisjonsproblemer, ofte med sparsomme data, og kan i Bayes-metodikkens apriori-fordeling finne en kjærkommen mulighet til å formalisere det subjektive skjønn som de under enhver omstendighet er nødt til å innarbeide i desisjonen. Andre arbeider med rent vitenskapelige problemstillinger og finner at apriori-fordelinger er uforenlige med forskningens ideale fordring om objektivitet. Aalen har pekt på desisjonsproblemer hvor det er viktig å sjalte subjektive elementer ut fordi det er interessemotsetninger tilstede, og en upartisk desisjon ønskes. Jeg finner alle disse synspunktene rimelige og forståelige, og jeg synes det er utmerket at sannsynlighetsregningen har gitt muligheter for presis formulering av de forskjellige ideer.

Som sagt, er det plass for Bayes-konstruksjoner også innenfor den frekventistiske skole i statistikken, så det store skisma finnes ikke langs skillelinjen Bayes/Ikke Bayes. Slik jeg ser det, er det fortolkningene av modellene som setter det vesentlige skille, og dette skillet har sin forlengelse langt utenfor statistikkens grenser, inn i vitenskapsteorien og, mer generelt, filosofien og verdensanskuelsene. Litt skjematisk sagt, dreier det seg om skillet mellom de to kulturer objektivisme og subjektivisme.

Objektivister forestiller seg at (den fysiske) verden er styrt av faste lover, og at sikker viten om disse lover kan vinnes gjennom reproduserbare eksperimenter. Frekvensfortolkningen av sannsynlighet svarer til denne forestillingen; uavhengige og identisk fordelte variable gir en dekkende beskrivelse av den permanente og lovstyrte virkelighet, og de store talls lov sier at til slutt vil alt være visst.

Subjektivister avviser dette verdensbildet. Noen av dem vil ikke akseptere eksistensen av en ytre verden uavhengig av deres tanker i det hele tatt. Andre vil fremheve at erkjennelse er uløselig knyttet til intensjoner og interesser, og at objektivitetskravet er illusorisk.

For de fleste er ordet "objektiv" positivt ladet idet det assosieres med vidsyn, balanse og rettskaffenhet, mens ordet "subjektiv" har negative assosiasjoner til fordommer og selvsuffisanse. Det bør derfor understrekes at forskjellen mellom objektivisme og subjektivisme ikke kan uttrykkes ved å si at objektivister er objektive og subjektivister er subjektive. Det som karakteriserer en objektivist er hans (subjektive) oppfatning av verden, nemlig troen på eksistensen av noen faste, objektive forhold. I sine forsøk på å finne ut av disse forhold er han nødt til å bruke sitt subjektive skjønn. Strømmer av rene empiriske inntrykk forblir kaotiske inntil de struktureres av aprioriske overlegninger, antagelser, innsikt - eller hva vi vil kalle det, som utgår fra subjektet. Slik er det med all teori, også i de såkalte eksakte vitenskaper.

Og slik er det i alle anvendelser av statistikk, også den klassiske frekvensbaserte. Modellvalget er subjektivt. En kan muligens si at

valget av likelihood har en viss karakter av objektivitet i den forstand at det vanligvis vil herske konsensus blant statistikere på dette punkt. For å sette saken på spissen, vil jeg si at en klassisk statistiker som velger en stram parametrisk modell og så avviser bruken av en apriorifordeling fordi denne er av subjektiv natur, er en motsetningsfylt figur. Han legger først all apriori tro på et hyperplan i modellrommet, men vegrer seg for å spesifisere nærmere hvordan fasongen på aprioriforfordelingen skal være på dette hyperplanet. Videre er selvsagt tapsfunksjonen subjektiv, og det er også mange andre elementer i analysen, så som restriksjon til en delklasse av desisjonsregler, og valg av signifikansnivå i en test. Som et apropos vil jeg nevne at ved Bayes-konstruksjonen vil de to subjektive elementer tapsfunksjonen og vektfunksjonen inngå bare via deres produkt, så vi kunne like godt innarbeide vektingen i tapsfunksjonen. Det er integrasjonen over alle variable, observasjoner og parametre, som er det essensielle.

Det er ingen grunn til å vente seg at statistikerne skal løse konflikten mellom verdensbildene i sine interne diskusjoner om Bayes. En må regne med at Bayes og Klassisk vil fortsette å eksistere, anvendes i praksis og utvikles som teorier fordi de svarer til forskjellige anskuelser, og simpelthen fordi de er levende teoriområder.

Tilleggsreferanser

Berger, J.O. (1985). Statistical Decision Theory and Bayesian Analysis. Wiley.

Norberg, R. (1988). Comments on Berger's criticism of some classical statistical procedures and on Sandved's criticism of Berger's criticism. Statistical Research Report Nr. 5, 1988. Mat. Inst., Univ. i Oslo.

Ad Bayes-debatten: Anmeldelse av doktoravhandling

Kurt Pörn: On empirical Bayesian inference applied to Poisson probability models. Ph. D. thesis, defended September 21, 1990, Linköping Studies in Science and Technology, dissertation no. 234, Division of Quality Technology, Department of Mechanical Engineering, Linköping University, S–58183 Linköping.

The theme of this thesis has its origin in the work on a Reliability Data Handbook (1985) for nuclear power plants of Swedish design. The handbook, providing uncertainty distributions for constant failure rates or failure probabilities per demand of important safety related groups of components, has been developed in order to facilitate the performance of probabilistic safety studies for nuclear power plants. In these studies the failure rates of the Handbook are normally converted to average unavailabilities according to the operating mode and testing scheme of the component in question. In spite of the wide scope of the probabilistic safety studies and the large number of different component groups considered in these studies, the use of the Poisson or binomial probability model has been strongly favoured.

Although the components are grouped on the basis of their type, operating mode, size and capacity, there are certainly factors such as various environmental, operating and maintenance conditions that make it unrealistic to assume complete homogeneity within the groups with regard to the reliability. The similarities, however, are considered so significant that the groupwise treatment is deemed beneficial from the statistical or informational point of view.

To use a more or less deeply established terminology, the statistical approach in the earlier versions of the Handbook can be characterized as "parametric empirical Bayes" (PEB). This terminology derives from the fact that the prior distribution of the primary parameter is specified to its form, the (secondary) parameters of which are estimated on the basis of empirical evidence and sampling theory models.

Thus the PEB-approach is not logically consistent here because sampling theory methods are used to estimate the prior distribution, but otherwise the densities are interpreted as measures of knowledge rather than in a frequency sense. Among the more apparent consequences of this inconsistency one may mention the difficulty to find reasonable estimates of the secondary parameters. Therefore, it was quite natural to extend the Bayesian view to include also the treatment of the secondary parameters. The resulting approach, called "Bayesian empirical Bayes" (BEB) is presented in:

Deely, J.J. & Lindley, D.V. (1981) Bayes Empirical Bayes. J. Amer. Statist. Ass., 76, 833-841.

This approach will be used in the third version of the Reliability Data Handbook (1990), and this is nothing less than a great achievement.

After an introduction in Chapter 1, the conceptual framework for description and handling of uncertainty is discussed in Chapter 2 along with the multistage, BEB-approach for the solution of a common inferential problem of the empirical Bayesian type. To express the inherent "tail-uncertainty" of prior distributions a class of *contaminated distributions* is proposed and a prior distribution on a three-dimensional hyperparameter space is derived. The derivation is presented in Appendix A.

The BEB-methodology is illustrated by two applications described in Chapter 3. The applications are based on calculations performed with a computer code, the main features of which are described in Appendix B. Appendix C deals with systematic applications in the much wider context of a Reliability Handbook.

In Chapter 4 and Appendix D aspects of robustness as well as some robustness measures proposed in the literature are discussed. In this chapter the issue of robustness is extended to a decision related framework, where the concept "value of information" is used to highlight robustness properties. Much of the discussion in Chapter 4 is both original and mature.

In Chapter 5 the main conclusions are summarized whereas some further comments and suggested areas for future research are presented in Chapter 6.

As a conclusion I will congratulate Kurt Pörn with a nice piece of work getting both mathematics and philosophy right. It doesn't contain a lot of pages, but each page contains a lot. The main contribution is, however, to promote in a practical way the Bayes empirical Bayes approach to safety studies in the nuclear power industry. With these sort of studies there may be some hope for this industry. Finally, a word to my Norwegian colleagues working on safety studies in the offshore industry. "Look to Sweden (before they take over)".

Bent Natvig

Det er rom for flere matematisk-statistikere i Byrået!

Intervju med Ib Thomsen, leder av Metodegruppen i Statistisk Sentralbyrå

– Man skulle tro at nettopp statistikerne som yrkesgruppe var vel orientert om arbeidsoppgavene for Statistisk Sentralbyrå. Setter man saken litt på spissen, har jeg likevel inntrykk av at mange matematisk-statistikere går ut fra at Byrået bare publiserer data i mer eller mindre ubearbeidet og ufordøyet form. Hvordan reagerer du når du møter en slik holdning?

– Dessverre er det nok mange som har slike forestillinger, og antagelig er denne oppfatningen mer utbredt i dag enn tidligere. Faktum er likevel at vi har flere publikasjonsserier som går dypt inn i samfunnsøkonomiske spørsmål. Både ved innsamling og analyse av data er det oppgaver som burde friste matematisk-statistikere. Når oppfatningene er slik de er, må jeg dessverre selv ta mye av ansvaret. Byrået har blant andre oppgaver gitt meg ansvaret for å sikre bedre kontakt med de akademiske miljøer i statistikk. Dette er en oppgave som jeg ikke har tatt alvorlig nok, spesielt i de senere årene. I stedet for å prøve å unnskylde meg selv vil jeg bare si at jeg skal forsøke å rette på dette i fremtiden. Dette intervjuet kan sees på som et skritt i riktig retning.

– Hvor hører den matematiske statistikk hjemme i Byrået?

– Matematisk-statistikerne er forsåvidt spredt utover. I Forskningsavdelingen er det to som arbeider med mikroøkonomi, og en som er beskjeftiget med simultane tidsrekker. I Metodegruppen er vi i alt ni personer, deriblant en økonom og to personer som er utdannet i utlandet. De resterende seks har bakgrunn fra Blindern, en som ren matematiker og de andre som statistikere.

– Hvilke hovedoppgaver har disse personene?

– Oppgavene ligger vesentlig i planlegging og analyse av de utvalgsundersøkelsene som vi gjennomfører. Dette omfatter person- og husholdningsundersøkelser, og dessuten undersøkelser blant bedrifter for å følge den økonomiske utviklingen i landet.

– Utvikler dere også nye metoder?

– Bare i begrenset omfang. Vi konstruerer ikke så mange nye metoder fra bunnen av. Det viktigste for oss er ofte at vi må modifisere metoder som allerede foreligger. Slike modifikasjoner krever likevel mye fantasi i mange situasjoner.

– Kan du nevne noen spesifikke anvendelser?

– La meg starte med et felt av grunnleggende betydning for mye av det arbeid vi har gjort og kommer til å gjøre. Det gjelder inferensproblemer knyttet til utvalgsundersøkelser. Mange har det inntrykk at utvalgsteori alltid dreier seg om hypergeometriske forsøk. Dette skyldes i stor grad tradisjonen med å lese Cochrans lærebok. Dette verktøyet viste seg ganske fort å være for begrenset til å løse mange av de problemene som en møter i Byrået. Spesielt var det samarbeidet med økonometrikerne som gjorde dette klart for meg. De estimerte parametre

i hypotetiske modeller, som det ikke var plass til i den tradisjonelle teori for utvalgsundersøkelser. Jeg var meget plaget av disse problemene og fant meg selv helt isolert, både blant økonometrikere og utvalgseksperter. Jeg skrev et par artikler om problemene, og uten at jeg vil påstå at de var spesielt gode, satte de meg i forbindelse med noen få statistiske miljøer som var opptatt av samme sak.

Løsningen består i å formulere en modell for hele populasjonen, og se på populasjonen som et stort utvalg, og selve utvalget som et utvalg av et utvalg. I ettertid kan det virke trivielt, men dette har ført til at teorien for utvalgsundersøkelser ikke kan sees på som et isolert felt. På denne måten kan andre kjente statistiske metoder brukes i forbindelse med innsamling og analyse av utvalgsdata. Det er fortsatt en del uløste problemer, men i dag har modellbasert inferens i forbindelse med utvalgsdata fått mange tilhengere.

Etter at teorien for utvalg først var sett i sammenheng med vanlige statistiske prinsipper, var det ingen ende på hvilke metoder som kunne anvendes. Problemet er å velge de mest nyttige til enhver tid. Opp gjennom årene har vi vært innom mange statistiske metoder, men i dag er vi spesielt opptatt av tre hovedtyper. Det dreier seg for det første om empirisk-Bayes-tankegang for estimering innenfor små områder, for det andre om Kalmanfiltre i forbindelse med gjentatte undersøkelser, og for det tredje om latente Markov-modeller for å estimere målefeil i intervjuundersøkelser. Endelig arbeider vi med å estimere tall for diverse økonomiske undersøkelser. Her er det enda et stykke frem til målet.

– Skal alle praktiske problemer bygges inn i selve modellen?

– I utgangspunktet ja! Etter min mening må modellen ta hensyn til alle tenkelige faktorer som kan påvirke dataene. I befolkningsundersøkelser må vi f. eks. ta hensyn til frafall underveis. Vi begynte å inkorporere slike faktorer i våre modeller allerede i 1970, og nå først bekymrer teoretikerne seg. Men generelt er folk i mye sterkere grad blitt engasjert i modeller som tar hensyn til data med manglende verdier. Den nylig utkomne læreboken til Little og Rubin er typisk i så måte.

– Ja, den har vi til og med hatt anmeldelse av i Tilfeldig Gang. Men din konklusjon er altså generelt at matematisk-statistisk teori har mye å bidra med i slike situasjoner med analyse av "grumsete" befolkningsdata?

– Ja, utvilsomt.

– Får du også gehør for et slikt syn her i Byrået?

– Ja, i sin alminnelighet er det stor forståelse for dette. Likevel er det viktig at forståelsen er betinget av at vi oppnår gode resultater. Vi er kanskje litt svake her. Vi er ganske enkelt litt for glade i teorien!

– Hva mener du med "gode resultater"?

– Se f. eks. på Kalmanfilteret. Det skal gi oss bedre tall fra arbeidsmarkedsundersøkelsene. Metodene basert på empirisk Bayes skal gi oss flere og sikrere tall for små områder. Eller betrakt folketellingen som pågår nå. Den knytter det seg på forhånd stor metodologisk usikkerhet til. Den ble gjennomført med redusert datainnsamling sammenlignet med tidligere folketellinger, men metodene som vi anvender må sikre at den likevel gir brukbare resultater. Den er faktisk et skoleeksempel på rasjonell bruk av statistiske metoder som gjør det mulig å si noe om

hele populasjonen uten å spørre samtlige personer. Metodene utnytter a priori informasjon som vi har i registrene. Tar vi litt godt i, kan man si at bruk av statistisk metodelære på denne måten vil spare landet for utgifter på 30 millioner kroner.

– Klarer folk å forstå det?

– Her i huset blir det absolutt verdsatt. Men utenfor Byrået frykter en kanskje heller at en mister for mye informasjon i forhold til de 30 millionene som innvinnes.

– Blir det ikke tross alt for store feil som sniker seg inn når man betrakter små områder?

– Naturligvis må vi vente med det endelige svar på dette spørsmålet inntil de ferdige resultatene foreligger.

– Så man vet ikke på forhånd hvor nøyaktige resultatene blir med det forsøksopplegget som anvendes?

– Noe av problemet er at en ikke kjenner alle de fremtidige anvendelser av dataene. Resultatene vil bli vurdert på en annen måte enn ved andre vitenskapelige undersøkelser. Hos oss er sluttresultatene det viktigste. Forsøksopplegget bør derfor være robust overfor de mulige aktuelle brukerne.

– Er ikke mange av de problemene som du hittil har nevnt, felles for mange land?

– Jo, heldigvis kan vi utnytte det kontaktnettet vi har med andre statistiske sentralbyråer, og også med en del miljøer ved utenlandske universiteter. Vårt internasjonale engasjement har vært betydelig. Det har vært meget inspirerende, men det har også kostet mye arbeid. Vi har deltatt i flere internasjonale prosjekter, som skriving av bøker og organisering av internasjonale møter. I de senere årene har jeg dessuten vært involvert i prosjekter i utviklingsland. Her har det vist seg å være spesielt nyttig å bruke modell-basert teori for utvalgsundersøkelser, mest fordi datakvaliteten er dårligere enn hos oss. Noe av denne virksomheten må begrenses i fremtiden for å gi mer tid til å styrke kontakten med akademiske miljøer her i landet.

– Hvor ser du de største utfordringene i fremtiden?

– De ligger på flere felter. For det første er Byrået midt inne i en omorganisering som også berører Metodegruppen. Vi har fått ansvar for standarder og samordning i tillegg til statistiske metoder. Dessuten må vi se i øynene at ressursrammene vil bli noe strammere enn tidligere. Vi må derfor blir mer ressursbevisste. For et miljø som Metodegruppen er det to "grøfter" man må passe seg for: Den ene er å bli et verksted for småreparasjoner, mens den andre er å bli et hobbyverksted for matematisk-statistikere. Vår fremtid avhenger av at vi greier å holde oss midt mellom disse grøftene, noe jeg tror vi skal klare.

På det faglige området har jeg lyst til å nevne problemene innen økonomisk statistikk. Her utføres det hver måned eller hvert kvartal mange utvalgsundersøkelser for å følge den økonomiske utvikling. Samtidig utføres det totaltellinger ved slutten av året. Vi har store problemer med å få konsistens mellom de to typer undersøkelser.

Et annet viktig felt er å få tatt i bruk flere administrative registre for å regulere

omfanget av datainnsamling. Endelig håper jeg vi skal gjenoppta det fruktbare samarbeid med sosiologene om analyse av data.

– Er det plass for nyutdannede statistikere i Byrået?

– Det er mange passende jobber her, og det er stor interesse for å få flere matematisk-statistikere. Men det har ikke alltid vært helt enkelt å rekruttere nye folk, og vi har kanskje heller ikke ført så god rekrutteringspolitikk.

– Har ikke dere hatt god kontakt med universitetsmiljøene?

– De siste årene har ikke kontakten med de akademiske miljøene vært hva den tidligere var. Før var f. eks. Erling Sverdrup, Herdis Amundsen, Emil Spjøtvoll og delvis også Tore Schweder innom her. Det var en jubileumsgave fra Norges Bank som gjorde det mulig å la statistikere utenfra arbeide her i kortere eller lengre tid. Det står imidlertid fortsatt noen midler til rådighet, og i øyeblikket har jeg inntrykk av at interessen for samarbeid med Byrået er økende blant statistikerne i akademiske miljøer. Erik Bølviken hjelper oss med Kalmanfilter-prosjektet, og Jan Bjørnstad har lovet å hjelpe oss fra høsten av.

– Du representerer den matematiske statistikk i Byrået. Det skulle være velkjent at Norsk Statistisk Forening opprinnelig ble startet av den andre typen tradisjonelle statistikere, bl. a. knyttet til Statistisk Sentralbyrå, og at det for noen år siden foregikk en debatt om hvem foreningen egentlig var organisert for. Mange vil mene at foreningen i stor grad har unnlatt å ivareta de gamle byråstatistikernes interesser. Du kjenner mer til de interne forhold ved Byrået og har kanskje spesielle synspunkter på dette problemet?

– Det er en historisk kjensgjerning at det har foregått en oppsplitting av interessene i den gamle Norsk Statistisk Forening. Tar man en titt på emnelistene for møtene i foreningen, har de utvilsomt beveget seg i matematisk-statistisk retning. En del personer som tidligere sognet til foreningen, har gått over i faget demografi. Blant økonomene har det dannet seg to kategorier. Den ene har rett og slett forlatt vår forening, mens den andre ser en viss sammenheng med interesseområdet for den matematiske statistikk. En annen gruppering som egentlig kunne utgjort naturlige samarbeidspartnere for oss statistikere på samfunnssiden, er sosiologene, men dessverre har vi ikke greid å få dem til å interessere seg for foreningen vår.

– Så du mener ikke at det er noe spesielt å gjøre med forholdet til de tradisjonelle byråstatistikerne?

– Jo, man må f. eks. huske at foreningen fortsatt står som arrangør av de nordiske statistikermøtene, som nettopp tar sikte på denne kategorien statistikere. Jeg er ikke sikker på om foreningen er seg sitt ansvar bevisst her. Hvorfor hadde ikke Tilfeldig Gang noe referat fra det siste møtet i Finland f. eks.?

– Nei, som redaktør må jeg bare beklage det. Jeg gjorde faktisk et forsøk på å få et innlegg nettopp om dette arrangementet, men som så mange andre idéer førte det ikke frem. Jeg vil imidlertid absolutt oppfordre også de mer tradisjonelle byråstatistikerne til å bidra til bladet.

Ivar Heuch

Normaldødelighet, overlevelsesmodeller og relativ risiko – et forsøk på en elementær framstilling

Knut Meen

1. *Innledning*

Som statistikere kommer vi ofte i kontakt med andre fagfolk som trenger råd om bruk av relativt kompliserte statistiske metoder. I mange tilfeller må vi selv bistå ved anvendelsen av disse metodene, men likevel oppstår det lett et ønske om en noenlunde enkel forklaring som vi kan presentere for våre samarbeidspartnere. Spesielt gjelder det begrepene som ligger bak den praktiske analysen.

Denne artikkelen tar sitt utgangspunkt i et praktisk arbeid [**1**], som dreide seg om overlevelse etter akutt hjerteinfarkt. Forfatteren deltok aktivt som statistiker i dette prosjektet. I denne sammenhengen oppstod nettopp ønsket om en enkel redegjørelse for grunnleggende idéer i forbindelse med overlevelsesmodeller. Artikkelen tar sikte på lesere som ikke lar seg skremme av matematiske uttrykk generelt, men de matematiske sidene ved framstillingen er likevel holdt på et elementært nivå. Riktignok refereres det til begrep som "regresjon" og "sannsynlighetsmaksimering", men strengt tatt trenger en ikke vite mer enn at dette er to anerkjente metoder for å framskaffe anslagsverdier på ukjente størrelser. En finner verdier for de ukjente parametrene som etter bestemte kriterier gir best tilpasning mellom modell og observasjoner.

2. *Enkel sannsynlighetsregning med dødelighetstabeller*

Tabell 1 viser et utdrag av dødelighetstabellene som er publisert i Statistisk Årbok [**2**]. Vi skal ta utgangspunkt i tabellene for 1980–81.

Dødelighetsraten pr. 1000 er for 20-årige menn oppgitt til å være 1.32. Dette betyr at for beregningsperioden 1980–81 har 1.32 promille av alle som fylte 20 år i 1980 dødd før de fylte 21. Vi skal operere med sannsynligheter som tall mellom 0 og 1, dvs. som relative andeler, og vi skal derfor si at sannsynligheten for at en 20-åring skal dø i løpet av ett år er lik 0.00132. Dette er nå bare en tilnærmelse til virkeligheten, først og fremst ved at vi antar at dødsratene ikke har forandret seg over den tiden som har gått siden 1981, og dernest ved at vi antar at anslagsverdien 1.32 promille er presis. I realistiske overlevelsesmodeller som spenner over en lengre tidsperiode (20–30 år eller enda lenger), vil en benytte tidsavhengige rater, men det vil ikke være nødvendig å trekke inn her.

Som vi ser av tabell 1, er dødsratene klart alders- og kjønnsavhengige. Vi skal benytte symbolet $q_a^{(k)}$ for dødsraten ved alder a og kjønn k. Indeksen k skal være lik 0 for kvinner og 1 for menn.

La $S(t|a,k)$ være sannsynligheten for at et tilfeldig valgt individ av alder a og

TABELL 1

Dødelighetstabeller 1980 - 1981

alder	menn	kvinner	alder	menn	kvinner
0	8.74	6.79	37	1.49	0.77
1	0.76	0.46	38	1.60	0.83
2	0.60	0.39	39	1.68	0.93
3	0.48	0.32	40	1.82	1.03
4	0.44	0.28	41	2.08	1.16
5	0.39	0.22	42	2.39	1.24
6	0.37	0.19	43	2.74	1.31
7	0.31	0.15	44	3.02	1.52
8	0.29	0.14	45	3.35	1.69
9	0.26	0.13	46	3.73	1.88
10	0.22	0.15	47	4.10	2.09
11	0.22	0.14	48	4.72	2.40
12	0.26	0.16	49	5.33	2.64
13	0.31	0.20	50	5.83	2.82
14	0.39	0.25	51	6.40	2.98
15	0.54	0.29	52	7.01	3.35
16	0.79	0.34	53	7.64	3.51
17	0.98	0.36	54	8.38	3.72
18	1.09	0.38	55	9.33	4.00
19	1.21	0.36	56	10.47	4.56
20	1.32	0.37	57	11.55	4.96
21	1.31	0.34	58	12.58	5.55
22	1.26	0.34	59	13.86	6.17
23	1.20	0.33	60	15.17	6.85
24	1.15	0.33	61	16.67	7.45
25	1.07	0.32	62	18.74	8.07
26	0.98	0.34	63	21.12	9.01
27	0.98	0.34	64	23.22	10.05
28	1.01	0.38	65	25.66	10.98
29	1.03	0.36	66	27.67	12.33
30	1.06	0.42	67	29.92	13.41
31	1.05	0.43	68	32.46	14.92
32	1.11	0.45	69	35.14	16.73
33	1.18	0.54	70	38.80	18.81
34	1.26	0.62	71	42.44	21.44
35	1.40	0.67	72	46.47	24.10
36	1.49	0.73	73	51.25	27.17

Dødsfallsraten er pr. 1000 . Tabellen er fra [2] .

kjønn k overlever minst t år til. Da er

$$S(t|a,k) = [1-q_a^{(k)}][1-q_{a+1}^{(k)}]\dots[1-q_{a+t-1}^{(k)}]$$
$$= \prod_{j=a}^{a+t-1}[1-q_j^{(k)}] \qquad (1)$$

for $a = 0,1,2,\dots$, $t = 1,2,\dots$ og $k = 0,1$. (Vi skal selvfølgelig være forsiktige med å la t bli for stor på grunn av at ratene ikke er tilnærmet konstante over lange perioder.)

For å gi en begrunnelse for (1) kan vi tenke som følger: Skal personen leve minst t år til, så må han/hun først leve ett år, og det skjer med sannsynlighet $1-q_a^{(k)}$. Så må personen leve enda ett år (hvis $t \geq 2$), og siden han/hun er blitt ett år eldre (fra a til $a+1$), skjer dette med sannsynlighet $1-q_{a+1}^{(k)}$. På denne måten er sannsynligheten for å overleve minst to år lik

$$S(2|a,k) = [1-q_a^{(k)}][1-q_{a+1}^{(k)}].$$

Det skulle nå være lett å fortsette til vilkårlig t. Sannsynligheten for at en 55 år gammel mann overlever 5 år er etter dette

$$S(5|55,1) = (1-0.00933)(1-0.01047)\ldots(1-0.01386) = 0.9435.$$

Sannsynligheten for at en 40-årig kvinne lever minst 5 år til er

$$S(5|40,0) = (1-0.00103)(1-0.00116)\ldots(1-0.00152) = 0.9938.$$

Modellen (1) er en diskret modell i den forstand at alderen a og tiden t (som begge kan betraktes som kontinuerlige variable) bare tillates diskrete verdier. I neste avsnitt skal vi se hvordan vi kan bøte på dette.

3. *En kontinuerlig overlevelsesmodell*

I forrige avsnitt formulerte vi modellen

$$S(t|a,k) = \prod_{j=a}^{a+t-1} [1 - q_j^{(k)}]. \tag{2}$$

Vi skal her benytte følgende tilnærmelse til ekponensialfunksjonen:

$$e^{-x} = 1 - x, \tag{3}$$

som gjelder når $|x|$ er liten. Hvis vi bestemmer oss for å holde oss til alder under 73 år, er dødssannsynlighetene mindre enn 0.05, og tilnærmelsen i (3) er rimelig god for x-verdier av denne størrelsesorden. I ligning (2) setter vi altså

$$1 - q_j^{(k)} \approx e^{-q_j^{(k)}},$$

slik at

$$S(t|a,k) \approx \exp\Big(-\sum_{j=a}^{a+t-1} q_j^{(k)}\Big). \tag{4}$$

Tilnærmelsen i (4) gir verdiene 0.9438 og 0.9938 for henholdvis $S(5|55,1)$ og $S(5|40,0)$, og disse tallene må sies å være svært gode når vi sammenligner med de verdiene som (1) produserte.

Det er med utgangspunkt i (4) at vi skal bringe inn den kontinuerlige modellen. La nemlig $q_k(s)$ være trappefunksjonen som er lik $q_j^{(k)}$ for $j \le s < j+1$. Da er

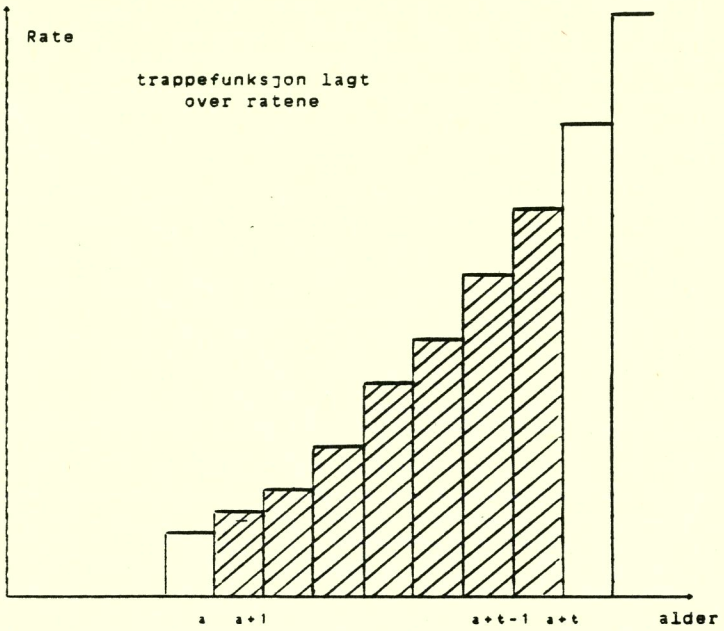
$$\sum_{j=a}^{a+t-1} q_j^{(k)} = \int_a^{a+t} q_k(s)\,ds \tag{5}$$

(se figur 1). Ligningene (4) og (5) gjør at vi kan skrive

$$S(t|a,k) \approx \exp\Big(-\int_a^{a+t} q_k(s)\,ds\Big), \tag{6}$$

og her er det ingenting i veien for å la a og t ha andre verdier enn heltall, for integralet vil alltid være definert.

FIGUR 1



$\sum_{j=a}^{a+t-1} q_j^{(k)}$ = sum av rater = areal av rektangler

$= \int_a^{a+t} q_k(s)\, ds$

Siden trappefunksjoner ikke er spesielt hensiktsmessige å arbeide med, vil vi forsøke å glatte ut de to funksjonene $q_0(s)$ og $q_1(s)$ med to relativt enkle funksjoner $h_0(s)$ og $h_1(s)$. For å få en idé om hvordan disse funksjonene bør velges, kunne vi forsøke å plotte dødsratene. Men på grunn av de relativt store variasjonene i ratene er det bedre å plotte logaritmene. Det er gjort i figur 2, og det som slår oss med én gang er at for alder over 35 år ligger $\log q_j^{(0)}$ og $\log q_j^{(1)}$ på hver sin rette linje, med samme stigningskoeffisient, men med forskjellige konstantledd. Vi har allerede begrenset oss til alder under 73 år, og nå innskrenker vi ytterligere ved å betrakte alder over 34 år. Da virker det rimelig å sette

$$\log h_k(s) = \beta_1 s + \alpha_0 + \beta_2 k, \qquad k = 0, 1.$$

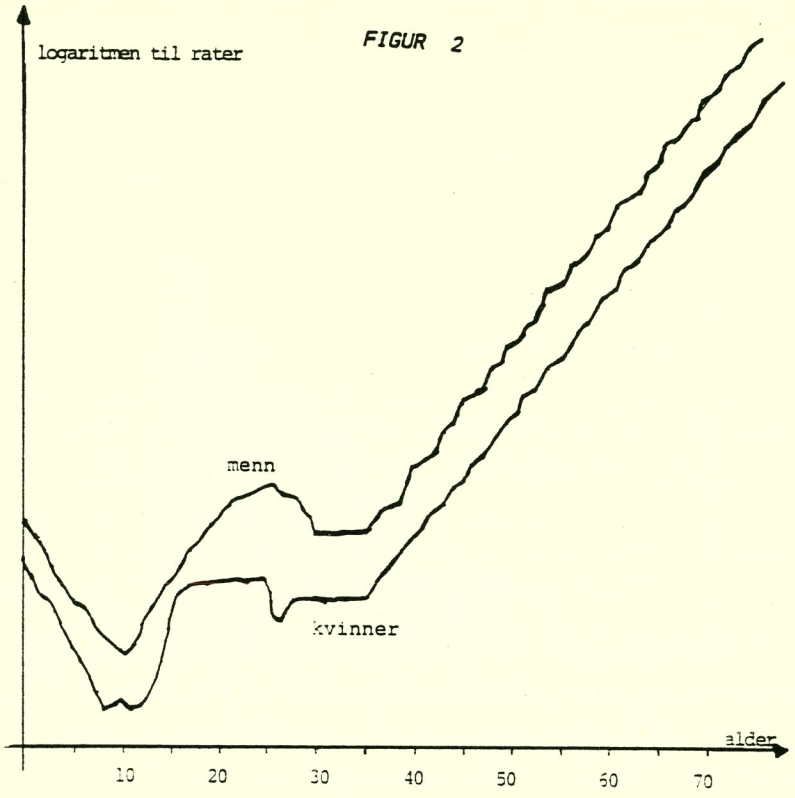
Hvis vi skriver $\lambda = e^{\alpha_0}$, har vi at

$$h_k(s) = \lambda e^{\beta_1 s + \beta_2 k},$$

som gjelder for $k = 0, 1$ og $35 \leq s \leq 72$. Siden $h_k(s)$ er en tilnærmelse til $q_k(s)$, og vi dessuten har tilnærmelsen i (6), setter vi

$$S(t|a,k) \approx \exp\Big(-\int_a^{a+t} h_k(s)ds\Big)$$

$$= \exp\Big(-\int_0^t h_k(s+a)ds\Big).$$



FIGUR 2

Vi skriver så

$$h(s|a,k) = h_k(s+a),$$

og får den endelige modell

$$S(t|a,k) \approx \exp\Big(-\int_0^t h(s|a,k)ds\Big), \tag{7}$$

hvor

$$h(s|a,k) = \{\lambda e^{\beta_1 s}\}\, e^{\beta_1 a + \beta_2 k}. \tag{8}$$

Hensikten med denne skrivemåten vil bli klar senere. Men for å kunne bruke modellen (7)–(8) må vi bestemme parametrene λ, β_1 og β_2. Dette gjøres ved en regresjonsteknikk, og anslagsverdiene for disse størrelsene blir

$$\lambda = 2.3 \cdot 10^{-5}, \qquad \beta_1 = 0.095, \qquad \beta_2 = 0.767. \tag{9}$$

Når $h(s|a,k)$ er gitt ved (8), blir

$$\int_0^t h(s|a,k)ds = \lambda e^{\beta_1 a + \beta_2 k}\,(e^{\beta_1 t} - 1)/\beta_1, \tag{10}$$

og overlevelsesfunksjonen er tilnærmet gitt ved

$$S(t|a,k) \approx \exp\big(-\lambda e^{\beta_1 a + \beta_2 k}(e^{\beta_1 t} - 1)/\beta_1\big)$$

for $a \geq 35$, $a + t \leq 72$ og $k = 0, 1$.

Når λ, β_1 og β_2 er kjent (eller som her gitt ved anslagsverdiene i (9)), er (10) enkel å legge inn på en programmerbar lommeregner, og en kan beregne overlevelsessannsynligheter raskt og smertefritt. Høyresiden i (10) med (9) innsatt gir verdiene 0.9428 og 0.9934 for henholdsvis $S(5|55,1)$ og $S(5|40,0)$. Mine egne sjanser for å bli minst 70 år er etter formelen (10) lik 67.7%.

4. Overlevelsesmodeller generelt og Cox-modeller spesielt

Vi har utviklet en modell for normaldødelighet som spesifiserer en overlevelsesfunksjon av formen

$$S(t) = \exp\Big(-\int_0^t h(s)ds\Big). \tag{11}$$

Dette kan virke som en spesiell form, men i virkeligheten er den meget generell. En kan faktisk vise at enhver kontinuerlig og deriverbar overlevelsesfunksjon $S(t)$ kan representeres slik. Funksjonen $h(s)$ kalles hasardraten eller hasardfunksjonen, og integralet

$$H(t) = \int_0^t h(s)ds$$

er den kumulative hasardfunksjonen.

Når en skal spesifisere overlevelsesfunksjonen for ett bestemt individ – eller kanskje mer riktig – et individ av en spesiell type, vil det være rimelig å gjøre denne funksjonen avhengig av betsemte karakteristika som alder og kjønn. Det var jo også slik vi startet ut da det var snakk om et individ tilfeldig utvalgt fra normalpopulasjonen.

Hvis vi skal studere overlevelse etter akutt hjerteinfarkt, kan det være riktig å trekke inn opplysninger fra pasientens sykejournal og andre opplysninger om forhold forut for hjerteinfarktet. La nå $\mathbf{z} = (z_1, z_2, \ldots, z_m)$ være en vektor som inneholder opplysninger om forhold som en mener er relevante for overlevelsesfunksjonen. Hver z_i er en numerisk størrelse som karakteriserer ett bestemt forhold, og vi kaller z_i for en kovariat. Hvis vi betrakter et individ j, skal vi la z_{ij} være dette individets verdi av kovariat nr. i, og vektoren av kovariater som er knyttet til dette individet er $\mathbf{z}_j$. Fra (11) ser vi at overlevelsesfunksjonen er entydig bestemt av hasardfunksjonen, og hvis $h_j(s)$ er hasardfunksjonen til individ j, vil det være tilstrekkelig å spesifisere hvordan denne funksjonen avhenger av kovariatvektoren $\mathbf{z}_j$.

Vi sier at vi har en Cox-modell dersom

$$h_j(s) = \{\lambda(s)\} \exp(\beta_1 z_{1j} + \ldots + \beta_m z_{mj}), \tag{12}$$

hvor $\beta = (\beta_1, \ldots, \beta_m)$ er en vektor med tall som beskriver hvordan hasardfunksjonen (og dermed også overlevelsesfunksjonen) avhenger av de ulike kovariatene.

Hvis vi ser tilbake på modellen for normaloverlevelse, ser vi at hasardfunksjonen (8) i dette tilfellet nettopp er en slik Cox-rate i kovariatene alder og kjønn. Cox-modeller er spesielt interessante av to grunner. For det første har de funnet en lang

TABELL 2 - HJERTEINFARKTDATA.

	Gruppe 1 40-55 år	Gruppe 2 56-60 år	Gruppe 3 61-66 år
antall	186	134	199
døde	25	32	69
% døde	13.4	23.9	34.7

rekke anvendelsesområder, men vel så viktig er det at Cox-modellene er behagelige matematisk sett, og at det er utviklet avanserte teknikker og programvare for å tilpasse Cox-modeller til overlevelsesdata.

5. Normaldødelighet og relativ risiko

I tabell 2 er 519 hjerteinfarktpasienter som overlevde sykehusoppholdet fordelt på tre aldersgrupper. Pasientene er fulgt i fem år, antall døde er talt opp, og det er regnet ut en dødelighetsprosent. Vi ser at det er en klar økning i dødsrisikoen ved økt alder, men skyldes dette at det er farligere å få hjerteinfarkt i høy alder enn som ung, eller er det bare den naturlig økte risiko ved alder som her kommer til uttrykk?

Vi må sammenligne de observerte antall døde med noe som kan kalles et normalt antall døde, eller forventet antall døde. For hver pasient j har vi opplysninger om alder a_j, kjønn k_j og en tid t_j, hvor

$$t_j = \min(\text{levetid}, 5 \text{ år}).$$

La $\mathbf{z}_j = (a_j, t_j)$ være kovariatvektoren knyttet til person j. Vi antar at hasardfunksjonen for en hjerteinfarktpasient i aldersgruppe i ($i = 1, 2$ eller 3) kan skrives som

$$h_j(s) = \theta_i \, h(s|\mathbf{z}_j), \tag{13}$$

hvor $h(s|\mathbf{z}_j)$ er hasardfunksjonen som hører til normaldødeligheten, gitt ved (8) og (9).

Størrelsen θ_i representerer den relative risiko ved hjerteinfarktet for en pasient i aldersgruppe i. Hvis $\theta_1 < \theta_2 < \theta_3$, er det relativt sett farligere å få hjerteinfarkt i høy alder enn som ung, men hvis $\theta_1 > \theta_2 > \theta_3$, er det de unge som kommer dårligst ut, sett i forhold til normalpopulasjonen.

Nå er det ingenting i modellen (13) som knytter den spesielt til hjerteinfarkt, og gruppeinndelingen ved indeksen i trenger ikke gå på aldersgrupper, men kan være hva som helst som en måtte ønske å gruppere pasientene etter. Det er altså en svært generell modell som er beskrevet her, selv om den er en forkledd Cox-modell.

En kan benytte det såkalte sannsynlighetsmaksimeringsprinsippet for å estimere størrelsene θ_i. Hvis vi lar n_i stå for det observerte antallet døde i gruppe i

og setter

$$m_i = \sum_{j \in i} \int_0^{t_j} h(s|z_j)ds,$$

er estimatene gitt ved

$$\theta_i^* = n_i/m_i, \qquad i = 1,2,3.$$

Hjerteinfarktdataene gir følgende verdier

$$\theta_1^* = 3.9, \qquad \theta_2^* = 3.9, \qquad \theta_3^* = 3.8,$$

og det er vel ingen grunn til å slutte at det er noen spesiell alderseffekt ved hjerteinfarktet, utover den naturlig økte risikoen som følger med alderen.

Sammenhengen med normaldødeligheten kommer inn ved m_i, som beregnes som total akkumulert normalhasard (eller risiko) som pasientene i gruppe i blir utsatt for i observasjonsperioden. Størrelsen m_i er en stokastisk variabel, og en kan vise at den har forventning lik det forventede antall døde i en normalpopulasjon (med samme alders- og kjønnssammensetning som den observerte populasjonen) over den gitte observasjonsperioden. Se [**3**] i denne forbindelsen.

Forfatteren vil gjerne få takke redaktøren for bearbeidelse av artikkelen.

Referanser

[**1**] Mæland, J. G. & Meen, K. Predicting long-term mortality after myocardial infarction from routine hospital data. *Acta Med. Scand.* **224** (1988), 539–547.

[**2**] *Statistisk Årbok 1983.* Statistisk Sentralbyrå, Oslo 1983.

[**3**] Berry, G. The analysis of mortality by the subject-years method. *Biometrics* **39** (1983), 173–184.

ICOTS

International Conference on Teaching Statistics

Denne konferansen ble holdt på New Zealand i august uten at Norge var representert, trass i iherdige forsøk på å skaffe reisepenger.

Undervisningsutvalget kan imidlertid bidra med et referat, mottatt etter anmodning fra gode kilder på New Zealand:

"To mention ICOTS.... It was middling.
None of the invited speakers really made you sit up.
The one on statistical graphics was particularly disappointing"

Undervisningsutvalget/JL

AUTOREGRESSIVE MODELS WITH CHANGING STRUCTURE

Samandrag av dr. scient.-avhandling forsvart i april 1990
ved Universitetet i Bergen
av
John Tyssedal

Autoregressive modellar har fått ein brei plass i modellering av korrelerte datasett. Dette skuldast ikkje minst at dei er lette å tolke, at ein kan nytte enkle metodar i estimeringsfasen og at dei er eit godt verktøy for korttidsprognoser.
I autoregressive prosessar av orden p (AR(p)) er samanhengen oftast gitt som

$$X_t - \phi_1 X_{t-1} - \phi_2 X_{t-2} - \cdots - \phi_p X_{t-p} = e_t + \alpha$$

og vanlege standardantakelsar er:
1. Følgja $\{e_t\}$ består av ukorrelerte eller uavhengige identisk fordelte variable med forventing 0 og varians σ^2.
2. Koeffisientane: $\phi_1, \phi_2, \cdots, \phi_p$ er konstantar som tilfredstiller at det karakteristiske likning:

$$1 - \phi_1 z - \phi_2 z^2 - \cdots - \phi_p z^p = 0$$

har nullpunkt utanfor einingssirkelen i det komplekse z-plan.

Elles er autoregressive prosessar alt godt presenterte i dei 2 føregåande nummer av TG.

Under antakelsane ovanfor er prosessen 2. ordens stasjonær, og ein har veletablerte teknikkar både for modellering og for å lage prognoser. Problem får ein når 1 eller 2 ikkje er oppfylt og særleg når variansen og autokovariansen endrar seg over tid.

I denne oppgåva studerer vi modellar der variansen til følgja $\{e_t\}$ får lov til å variere over tid, og der koeffisientvektoren $\Phi^T = [\phi_1, \phi_2, \cdots, \phi_p]$ får lov til å vere tidsavhengig. Naturleg nok blir kompleksiteten i modelleringsfasen større, og iterasjonsteknikkar tvingar seg fram.

For å illustrere, la Φ vere stykkevis konstant. Utfrå ei realisering skal ein avgjere kor mange sett av verdiar Φ kan ha, når Φ skiftar verdi for deretter å estimere dei ulike verdisetta. Tar ein vegen om dobbelt stokastiske modellar og lar Φ følgje ei ikkje reduserbar, aperiodisk Markov kjede, kan spørsmålet om overgangssannsyn og stasjonærfordeling og bli av interesse.

Hovudvekt er lagt på estimeringsteknikkar. Vi byrjar med å la tidsavhengig varians for følgja $\{e_t\}$ vere einaste avvik frå standardantakelsane. To estimatorar for dei autoregressive parameterane er føreslått, veia og ikkje veia minste kvadratsums metode. Begge viser

seg å vere konsistente, men for "korte" tidsrekkjer (ca. 100 observasjonar) vil dei veia estimatorane vere klart best.

Situasjonar der variansen til $\{e_t\}$ er ukjend er prøvd ut. Simuleringar indikerer at også her er det noko å hente ved å la vere å bruke dei uveia estimatorane.

Forandringar i parameterane $\phi_1, \ldots, \phi_p$ vil normalt føre til forandringar i kovariansstrukturen til prosessen. Med Markov antakelsen på parameterane og konstant varians for følgja $\{e_t\}$ vil $\{X_t\}$ framleis kunne vere ein 2.ordens stasjonær prosess under visse vilkår. I nokre situasjonar vil det vere mogeleg å bruke momentestimatorar til å estimere dei forskjellige verdisetta som parametervektoren kan anta. Desse estimatorane vil vere konsistente, men konvergensen er svært sakte.

Mykje betre resultat kan ein oppnå ved å bruke ei to stegs minste kvadratsums algoritme, iallfall når overgangssannsyna frå ein tilstand til ein annan er av størrelsesorden 0.05. I tillegg kan ein då estimere overgangssannsyn, stasjonær sannsyn og skiftepunkt. Algoritma byggjer ikkje på Markov antakelsen. Estimering av skiftepunkt er eit steg i algoritma. Ulike metodar for å gjere dette er prøvd ut og evaluert, vesentleg ved simuleringar.

Har ein strukturforandringar som er styrt av sannsynslover, treng ein nye måtar å generere prognoser på. For modellen der parametervektoren Φ følgjer ei Markov kjede, har vi utvikla prognoseteori og vist korleis resultat frå estimeringsfasen kan nyttast til å generere prognoser.

Vanleg ARIMA modellering vil ofte gje inntrykk av å ha modellert korrelasjonsstrukturen i eit datasett og kunne difor tenkjast å vere eit eigna prognoseverktøy også i slike situasjonar. Eit simuleringseksperiment er utført der vi samanliknar desse to metodane å generere prognoser på. Dette indikerer at ein i mange situasjonar har mykje å vinne ved å bruke den meir komplekse modellen og at ein risikerar lite ved å gjere det dersom alternativet er vanleg ARIMA modellering.

Oppgåvå består av 4 arbeid:

[1] Tyssedal, J. S. and Tjøstheim, D. Autoregressive processes with a time dependent variance. J. Time Ser. Anal., 3, 1982,209-217.

[2] Tyssedal, J. S. and Tjøstheim, D. An autoregressive model with suddenly changing parameters and an application to stock market prices. J. Roy. Stat. Soc. Ser. C: Applied Statistics, 37, 1988, 353-369.

[3] Tyssedal, J. S. Forecasting with an autoregressive model with suddenly changing parameters.

[4] Tyssedal, J. S. Comparison of some techniques for detecting and estimating change points in autoregressive processes.

A study of image improvement techniques applied to NMR images

Sammendrag av dr. ing.avhandling forsvart 6. desember 1989
ved Norges Tekniske Høgskole

Fred Godtliebsen

1. Bakgrunn og hensikt

I stadig flere anvendelser (f.eks. satelittfjernmåling, ultralydbilder osv.) blir informasjonen presentert i form av digitale bilder. Jeg har utelukkende betraktet todimensjonale bilder, og derfor defineres intensitetsfunksjonen $f(i,j)$ som verdien for bildet f i punktet (pikslet) (i,j). Denne funksjonen beskriver bildets intensitet (gråtone) i piksel (i,j). Ofte vil det være hensiktsmessig å operere bare med en indeks. Dette gjøres ved å sette $b = (i,j)$.

Selv om metodene som blir betraktet i dette arbeidet er relativt generelle, så er de spesielt rettet mot magnetisk resonans (MR) bilder. MR bilder kan brukes til å illustrere vevsammensetningen i et vilkårlig snitt av menneskekroppen. Av denne grunn er slike bilder et viktig hjelpemiddel i medisinske diagnoser. I dagens MR utstyr forbedres bildekvaliteten ved å midle over flere målinger av samme snitt. Et problem ved denne framgangsmåten er at den er svært tidkrevende. Dette betyr at relativt få pasienter blir behandlet per dag. Dessuten vil sannsynligheten for at pasienten beveger seg i løpet av opptakstiden øke, og slike bevegelser vil gi dårligere kvalitet på bildene.

Hovedtanken i dette arbeidet var å oppnå dagens bildekvalitet fra færre målinger ved å anvende nye versjoner av statistiske metoder. Dette er viktig både av hensyn til pasientene og for mer effektiv utnyttelse av kostbart medisinsk utsyr.

2. Observasjonsmaterialet og støyprosessen

I undersøkelsen har vi brukt 8 (T1-vektede transversale) bilder av samme snitt i forfatterens hjerne. Ved å midle disse 8 enkeltmålingene, får vi en temmelig bra fasit for det sanne bildet f.

Det faktum at midling forbedrer bildekvaliteten indikerer at feilen i hvert piksel er fordelt omkring null. Av denne grunn synes det rimelig å tro at det vi observerer i piksel b, g_b, betraktes som en sum av den sanne verdien, f_b, og tilfeldig støy ϵ_b. Mer presist så antar vi at

$$g_b = f_b + \epsilon_b. \tag{1}$$

Ved å sammenligne korresponderende piksler i et enkeltbilde og gjennomsnittsbildet fikk jeg informasjon om støyen i MR bilder som kan oppsummeres slik:

- Støyen i hvert piksel følger en normalfordeling med forventning null.
- Støyen i forskjellige piksler ser ut til å være ukorrelert.
- Det virker ikke som det er korrelasjon mellom støyen og signalets størrelse.
- Støyvariansen kan estimeres fra bakgrunnen av bildet.

3. Metoder

3.1. Tradisjonelle metoder

Jeg startet ut med å forsøke enkle, velkjente teknikker som medianfilter og gjennomsnittsfilter. Ingen av disse teknikkene ga gode resultater i MR bilder.

3.2. Markovfeltmetoder

Ifølge Bayes formel har vi

$$P(F = f|G = g) \propto P(G = g|F = f)P(F = f) \tag{2}$$

I (2) beskriver $P(G = g|F = f)$ en modell for støyen mens $P(F = f)$ er et uttrykk for aprioriforde lingen til det sanne bildet. Med uavhengig og normalfordelt støy blir

$$P(G = g|F = f) \propto \Pi_{b=1}^{N} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}\sum_{b=1}^{N}(g_b - f_b)^2} \tag{3}$$

der N betegner antall piksler i bildet.

Naboene til piksel b kalles $\mathcal{G}_b$ og er de pikslene som ligger nærmest piksel b i geografisk avstand. F.eks kan $\mathcal{G}_b$ representere de åtte nærmeste naboene til piksel b. Som regel er det rimelig å si at Markovegenskapen

$$P(F_b = f_b|\text{resten av bildet}) = P(F_b = f_b|\text{naboene til piksel } b) \tag{4}$$

gjelder. Dette er ekvivalent med at $P(F = f)$ har en såkalt Gibbsfordeling, dvs.

$$P(F = f) = \frac{1}{Z}e^{-U(f)} \tag{5}$$

der $U(f)$ betegnes energifunksjonen og Z er en normaliseringskonstant.

Av beregningsmessige årsaker lar det seg ikke gjøre å bestemme aposteriorifordelingen fullstendig. Det er derfor vanlig å estimere det sanne bildet ved den f som maksimerer høyresiden i (2). En teknikk som kalles simulert avkjøling (Geman (1984)) vil under visse forutsetninger gi det globale maksimum for aposteriorifordelingen. Nå er imidlertid denne teknikken nokså tidkrevende. Derfor har jeg brukt en enklere teknikk utviklet av Besag i 1986. Denne kalles ICM og gir et lokalt maksimum av $P(F = f|G = g)$. Hvis imidlertid det observerte bildet ikke er altfor dårlig, har det erfaringsmessig vist seg at ICM fungerer bra. Derfor var det rimelig å bruke ICM istedetfor simulert avkjøling i MR bildene.

Idéen i ICM er å maksimere verdien i hvert piksel i henhold til all informasjonen man har tilgjengelig. Hvis vi betegner $\hat{f}_{S\setminus b}$ for estimatet i alle piksler bortsett fra piksel b, så ønsker vi m.a.o. å estimere gråtonen i piksel b ved den f_b som maksimerer

$$P(F_b = f_b|F_{S\setminus b} = \hat{f}_{S\setminus b}, G = g). \tag{6}$$

Ut fra antagelsene ovenfor finner vi at

$$P(F_b = f_b|F_{S\setminus b} = \hat{f}_{S\setminus b}, G = g) \propto e^{-[\frac{1}{2\sigma^2}(g_b - f_b)^2 + \beta V(f_b, f_{\mathcal{G}_b})]} \tag{7}$$

der $V(f_b, f_{\mathcal{G}_b})$ er en funksjon som bare avhenger av gråtonene i piksel b og dets nabogråtoner. Parameteren β avgjør hvor glatt det estimerte bildet blir. En viktig del i modellformuleringen er valget av V-funksjonen. Det er viktig å velge denne funksjonen slik at både flate områder og kanter gis stor apriorisannsynlighet. Erfaringsmessig har valget

$$V(f_b, f_{\mathcal{G}_b}) = \sum_{j \in \mathcal{G}_b} \frac{-1}{1 + (\frac{f_b - f_j}{\delta})^2} \tag{8}$$

vist seg å fungere bra.

3.3. Alternative teknikker

Flere teknikker blir beskrevet i avhandlingen. Her skal jeg nøye meg med å nevne Gaussfilteret.

La D_b betegne et vindu (oftest 3×3) sentrert i piksel b. Gaussfilteret estimerer gråtonen i piksel b ved

$$\hat{f}_b = \sum_{j \in D_b} \frac{1}{v} e^{-\frac{1}{2\tau^2}(g_j - g_b)^2} g_j \tag{9}$$

der

$$v = \sum_{j \in D_b} e^{-\frac{1}{2\tau^2}(g_j - g_b)^2} \tag{10}$$

Parameteren τ^2 må estimeres i den anvendelsen vi betrakter.

4. Resultater og evaluering

Innen bildeforbedring er det ofte vanskelig å evaluere hvor gode resultatene er. Dette skyldes at man ikke kjenner det sanne bildet. I MR anvendelsen er imidlertid situasjonen litt spesiell siden vi kan framskaffe en god tilnærmelse til fasiten. De metodene vi har brukt er evaluert ved å sammenligne de prosesserte bildene med gjennomsnittsbildet. På denne måten kan vi gi objektive kriterier på hvor mye bedre de prosesserte bildene er enn det observerte. Et opplagt kriterium er midlere kvadratisk feil (MSE). I tillegg har vi sammenlignet differansene mellom nabopiksler i prosesserte bilder med de korresponderende differansene i gjennomsnittsbildet. Det siste kriteriet blir kalt FDMSE i avhandlingen og gir uttrykk for hvor godt de enkelte metodene "gjenskaper" kantene i det sanne bildet. Ut fra MSE og FDMSE oppnår vi betydelige forbedringer både ved bruk av Markovfeltmetodene og Gaussfilteret. Disse metodene gir essensielt samme midlere kvadratisk feil, men det virker som Gaussfilteret gjengir kantene noe bedre (ca. 17%) enn Markovfeltmetodene.

Ved å se på forskjellen mellom observerte og prosesserte bilder får vi informasjon om hva metoden gjør mens differansen mellom prosesserte bilder og gjennomsnittsbildet viser hvilke feil metoden gjør. Bildet som framkommer fra differansen mellom det observerte og gjennomsnittsbildet rettferdiggjør også veldig godt de slutninger vi tidligere har gjort om støyen i MR bilder.

Dessuten har radiologer ved MR-senteret i Trondheim og ved Philips Medical Systems i Eindhoven evaluert metodene subjektivt. Disse evalueringene tyder på at bildekvaliteten er forbedret uten at detaljer er blitt fjernet (eller nye detaljer introdusert).

5. Diskusjon og konklusjon

Det blir pekt på en del svakheter ved både Markovfeltmetodene og Gaussfilteret. Spesielt virker det viktig å gjøre bruk av den simultane konfigurasjonen av piksler i vinduet D_b. I dagens implementasjoner blir dette ikke gjort.

Et hovedresultat for dette arbeidet er at man kan oppnå omtrent samme bildekvalitet ved å anvende Gaussfilteret på et enkeltbilde som vi oppnår ved å midle tre enkeltbilder.

Referanser

Besag J. (1986) : *On the statistical analysis of dirty pictures.* JRSS B, **48**, 259-302.

Geman S., Geman D. (1984) : *Stochastic relaxation, Gibbs distribution, and the Bayesian restoration of images.* TPAMI, **6**, 721-741.

Bokomtale

C. W. Anderson og *R. M. Loynes:* The teaching of practical statistics. John Wiley, 1987. ISBN 0-471-91572-6. 199 sider. GBP 26.50.

Den første rene undervisningsstilling i statistikk kom så sent som i 1911 (Karl Pearson, University College). Det er derfor ikke så underlig at undervisningspraksis i dette faget fortsatt er under debatt. Det er hovedtesen til forfatterne av denne boka at statistikkfaget ikke kan sees løsrevet fra anvendelser, at statistikkundervisning må ta hensyn til dette, og at fordelene ved å undervise statistisk praksis kan være betydelige.

Det er et problem for statistikkfaget at det er så vanskelig å definere på en måte som er rimelig presis, samtidig som den har mening for annet enn fagfolk. Efron(1982) har følgende forslag til fagets grunnleggende idé:

That useful information can be accrued from individual small bits of data.

For å klargjøre hva som kreves av en statistiker setter forfatterne opp en liste over ønskelige ferdigheter:

1. Generelle ikke-tekniske ferdigheter
   a) Å kunne samarbeide.
   b) Å kunne overholde tidsfrister.
   c) Å kunne kommunisere klart og effektivt, muntlig og skriftlig.
   d) Å forstå at i praksis må det finnes et svar, selv om dette ikke alltid er tilfredsstillende.

2. Generelle delvis tekniske ferdigheter
   a) Å forstå statistikerens etiske stilling.
   b) Å fastsette målsettingen med undersøkelsen og rammen, dvs. hvordan data defineres og samles inn.
   c) Å oversette generelle mål til rimelig presise og realistiske oppgaver, dvs. at visse faktorer er relevante og andre ikke.
   d) Å gjenkjenne situasjoner som krever undersøkelse av datakvaliteten og å lage hensiktsmessige kontrollrutiner.
   e) Å organisere arbeidet effektivt, dvs. datainnsamling og bearbeiding.
   f) Å forstå grensene for hva vi vet.
   g) Å finne fram til og lese annet stoff både i statistikk og det aktuelle fagområdet.
   h) Å tolke og/eller anvende resultatene av analysen.
   i) Å forstå hva statistikk kan og ikke kan gjøre.

3. Ferdigheter som avhenger av tekniske ferdigheter
   a) Å innse hvilke teknikker som er gyldige og/eller brukbare.
   b) Å anvende teknikker, tolke resultater og trekke riktige slutninger, dvs. forståelse.
   c) Å anvende teknikker, beregning og tilsvarende ferdigheter.

d) Å finne og bruke hovedkilder av publiserte data.
e) Å lære og bruke en tidligere kjent teknikk.

4. Ferdigheter som avhenger av teknisk vurdering
a) Å forstå at virkelige data har svakheter og reagere fornuftig på vansker.
b) Å ha oversikt over de ulike nivåer av teknisk raffinement i analysemetode og tilpasse disse til data med ulik relevans og pålitelighet.
c) Å velge eller utvikle en passende plan for undersøkelsen.
d) Å sette sammen tilsynelatende ubeslektede fakta til et mønster.
e) Å oversette et problem til statistisk form.
f) Å bygge opp modeller.
g) Å utvikle nye metoder.

Ferdighetene er ordnet slik at punkt 1 svarer til ferdigheter en må kunne kreve uansett utdanning. Punkt 2 svarer til en viss faglig modenhet i statistikk, mens punkt 3 svarer til en noe mer teknisk faglig modenhet i faget. Punkt 4 representerer ferdigheter en fullt utdannet statistiker bør mestre.

Det er neppe mulig å lage et undervisningsopplegg som sikrer de ferdige kandidatene alle de ønskede ferdigheter, som f. eks. 2a). Andre som 2d) og 4d) egner seg dårlig for et tradisjonelt undervisningsopplegg. Det at framtidige statistikere forstår betydningen av slike ferdigheter, gjør at de lettere vil lykkes i en jobbsituasjon.

Forfatterne går så gjennom ulike undervisningsformer og diskuterer hvilke av punktene ovenfor som blir tilgodesett. Til slutt ender de opp med sitt eget forslag til undervisningsopplegg basert på mange små prosjekter.

Resten av boka består av en presentasjon av slike prosjekter. Varigheten varierer fra $\frac{1}{2}$ uke til 4 uker. Prosjektene handler om mange slags ulike problemstillinger, fra sammenhengen mellom familiestørrelse og kriminalitet til franske presidentvalg og edderkoppens adferd. Alle prosjektene er beskrevet i detalj og burde uten videre kunne gjennomføres også her i landet, men enkelte av referansene og datasettene bør nok erstattes med tilsvarende norske.

Denne boka bør finnes på alle universiteter og høgskoler der det undervises i statistikk.

Henrik Dahl

Anmeldelse av programpakke

StatXact (ver. 1.0), Cytel Software Corp., 137 Erie Street, Cambridge, MA 02139, USA. Pris (direkte fra produsent): ca. 1800 kr. for universiteter og ca. 3000 kr. for andre.

Uten å gjøre det til fulltidsbeskjeftigelse er det umulig å holde seg orientert på dagens programvaremarked i statistikk. Man bør møte nye programpakker med skepsis og stille seg disse spørsmålene:

1) Inneholder den nye programpakken rutiner som etablerte pakker (som for eksempel BMDP, SAS, SPSS) mangler?
2) Er de eventuelle nyskapningene nyttige?
3) Er pakken brukervennlig og godt dokumentert?
4) Inneholder pakken mange feil eller unøyaktigheter?
5) Hvem har skrevet pakken? Støttes den av en levedyktig organisasjon?
6) Står pris i forhold til ytelse?

For StatXacts vedkommende faller svarene på disse spørsmålene ut til pakkens fordel. StatXact er skrevet av Cyrus Mehta og medarbeidere. Den representerer programvarefruktene av et decenniums forskningsvirksomhet ved Harvards biostatistikkavdeling. Mehta driver nå sitt eget firma og markedsfører pakken sterkt. Det er god respons fra Cytel ved forespørsler angående pakken.

Pakken beregner P-verdier for tester hvor det er beregningsmessig mulig å finne den eksakte fordelingen til testobservatoren. P-verdier basert på slike eksakte fordelinger benevnes gjerne eksakte P-verdier. Gjennomgående gis også P-verdier basert på asymptotiske approksimasjoner. I tilfeller der det er svært tidkrevende å finne den eksakte P-verdien, finnes det opsjoner for å approksimere den eksakte fordelingen ved spesielle utvalgsteknikker (importance sampling); det siste benevnes Monte Carlo-inferens.

StatXact kan benyttes på IBM-kompatible PC-er med DOS versjon 2.0 eller høyere. Den krever minst 640 kb RAM og hard disk. Det blir anbefalt at pakken kjøres på maskiner med matematisk koprosessor, men strengt tatt er ikke koprosessoren nødvendig.

Pakken har 3 hovedkomponenter: (a) To-populasjons lineære rang-tester, (b) tester for $R \times C$-krysstabeller, (c) tester og intervallestimering i en serie 2×2-tabeller.

De lineære rang-testene omfatter Wilcoxons to-utvalgstest, normal-score-tester (Van der Waerden), log-rang-testen, trend-tester og generelle permutasjonstester. Programmet gir P-verdier basert på den eksakte fordelingen av testobservatoren, samt P-verdier beregnet ved bruk av asymptotiske approksimasjoner.

I en $R \times C$-krysstabell beregner StatXact eksakte og asymptotiske P-verdier for Fishers eksakte test for en $r \times c$-tabell (Freeman-Halton), en test basert på Pearsons kji-kvadrat-testobservator, en test basert på en likelihood-ratio-testobservator, Kruskal-Wallis-testen og Jonckheere-Terpstra-testen.

Programpakkens tredje hoveddel gjør eksakte beregninger i en serie 2×2-tabeller. Programmet produserer eksakte og asymptotiske P-verdier for tester for odds-ratio-homogenitet og test for at en felles odds-ratio er forskjellig fra 1. StatXact gir stort sett P-verdier alene. Det er ofte verdifullt å kunne gi et effekt-estimat (for eksempel odds-ratio) med tilhørende konfidensintervall. StatXact gjør dette for en felles odds-ratio i en serie 2×2-tabeller.

Med StatXact følger en velordnet og grundig manual. Den er lesverdig som en introduksjon til eksakte metoder for kontingenstabeller, selv om man er uinteressert i selve programpakken. Å påvise eventuelle feil og unøyaktigheter er en meget stor og tidkrevende oppgave. Anmelderen har i så måte kun arbeidet med pakkens tredje del. De eksakte resultatene synes å ha tilstrekkelig nøyaktighet. Ved en av de asymptotiske metodene, konfidensintervall for odds-ratio basert på Robins-Breslow-Greenland-estimatoren, er det for noen datasett unøyaktigheter allerede i 3.–4. siffer (f. eks. i datasettene i Table 4 i artikkelen av T. Sato i *Biometrics* **46** (1990), 71–80).

Trenger vi eksakt inferens? Svaret må bli: prøv selv! Man bør også merke seg at de eksakte metodene til syvende og sist baserer seg på en én-dimensjonal betinget fordeling. Inferensen er derfor ikke nødvendigvis analog til asymptotiske metoder som er i bruk for samme problemstilling.

I fremtidige utgaver av pakken ønsker man seg at det i større grad blir mulig å beregne effektestimater med tilhørende konfidensintervaller. F. eks. finnes det algoritmer for eksakt logistisk regresjon. Disse er pr. i dag ikke tilgjengelige i kommersiell programvare.

Prisen på pakken synes rimelig. Den fyller et tomrom i metodemenyen basert på allerede etablerte programpakker. StatXact anbefales og bør være tilgjengelig ved enhver statistikk-avdeling.

Stein E. Vollset

Statistikere i de baltiske land bør inviteres til den nordiske konferansen i matematisk statistikk

Jeg sendte et brev med teksten nedenfor til arrangementskomiteen for det nordiske statistiker-møtet i 1992, med kopi til de Nordiske statistiske foreningene. Jeg foreslår at brevet med noen tilføyelser jeg har gjort etter at brevet ble sendt, tas inn i TG.

Brevets tekst:

Jeg vil foreslå at statistikere i de Baltiske land blir invitert til å delta på møtet i Norge i 1992. Det er åpenbart argumenter både for og imot.

Jeg vil nevne momenter som jeg mener taler for:

1) Det er et sterkt ønske i Nordisk Råd for å styrke kontakten mellom landene rundt Østersjøen på alle områder. Det har også vært ymtet frampå om å invitere dem til medlemskap i Nordisk Råd. Interessen er sjølsagt stor blant randstatene. Årsakene til dette kjenner vi alle. Nordisk Råd åpner nå informasjonkontor i Vilnius, Riga og Tallin.

2) Det har jo vært et ønske om å holde de Nordiske møtene på et Skandinavisk språk, men det er jo mer eller mindre gitt opp. Kommunikasjonen fungerer godt på Engelsk.

3) De andre fora hvor det måtte være naturlig for Balterne å delta er vel Bernoulli-konferansene. Der vil kanskje valuta-spørsmålet være mere hindrende enn den vil være i Norden som er nærmere geografisk.

4) I Norge søkes den akademiske kontakten med Balterne styrket. NAVF's Cultural exchange pogramme har nedfelt prioritering av Balterne.

5) Det er tatt initiativ ved det Akademiske kollegium i Oslo for å styrke kontakten. Bevilgninger er avsett gjennom Utenriksdepartementet. Her er det kanskje kilder for reisestøtteordninger.

6) Finland er vel det landet blant oss som har best kontakt med Østersjøstatene lenger mot sør. Dette gjelder sjølsagt først og fremst Estland. Sjøl Island ser ut til å føle en spesiell solidaritet med Balterne. Dette viste seg med CSE konferansen i Paris nylig. De arbeidet sammen med Danskene her. (Norges rolle var lite å skryte av. Svenskene ga Balterne sterk støtte, sjøl om de er de eneste i Norden som har anerkjent Balternes innlemmelse i Sovjetunionen).

Dette er også et forsøk på å sette i gang en debatt. Konkret håper jeg mitt forslag til den Norske organisasjonskommite blir tatt til følge.

Vennlig hilsen

Steinar Bjerve

Jeg vil bare føye til en kommentar:

Et tilsvarende initiativ som det jeg foreslår i brevet, er tatt av arrangørene av "Third Finnish-Soviet Symposium on Probability Theory and Mathematical Statistics", som i 1991 skal foregå i Turku/Åbo 20.-23. August. De har sendt invitasjon til Statistikere i Skandinavia med opplysning om at det er på tale for framtida å gjøre denne serien med symposia om til et "Scandinavian-Soviet joint venture". Mitt inntrykk er at denne serien har mer vekt på Probability Theory enn det vi er vant til på de Nordiske møtene.

Steinar Bjerve

Invitasjon til foredrag ved Norsk Statistikermøte 1991.

Norsk Statistikermøte 1991 skal avholdes på Jeløya utenfor Moss i tidsrommet 10.–12. juni. I programmet er det satt opp en egen sesjon med bidrag fra doktor– og hovedfagsstudenter på mandag, og en sesjon med øvrige påmeldte fordrag på onsdag.

Programkomitéen inviterer herved aktuelle kandidater til å komme med bidrag. Det er beregnet 20–25 minutter til hvert foredrag i første kategori, og 30 minutter i den andre.

Påmelding til

Morten Folkeson
Aktuar Skade H10–7H
Storebrand Forsikring
Postboks 1380 Vika
0114 OSLO 1

innen utgangen av februar 1991.

Program for møtet

Mandag 10.06.91

10.00 – 11.15	Registrering
11.15 – 11.30	Åpning av møtet

Hovedtema: Hvordan er statistikernes rolle forandret p.g.a. datamaskinen?

11.30 – 12.15	Rolf Volden: Om programpakker
12.15 – 12.35	Trond Haider: Diskusjonsinnlegg med utgangspunkt i SAS
12.35 – 13.00	Pause
13.00 – 13.45	Erik Bølviken: Statistikere i EDB–alderen: Utnytter vi mulighetene?
13.45 – 14.05	Ivar Heuch: Diskusjonsinnlegg
14.05 – 14.30	Pause
14.30 –	Sesjon for doktor- og hovedfagsstudenter

Kveldsprogram:

18.00 – 20.00	Hovedmøte i Norsk Statistisk Forening
20.00 – 22.00	Video med Sverdrup

Tirsdag 11.06.91

Forsikringsmatematikk

09.00 – 09.45	Arild Kristiansen: Om solvens i skadeforsikring
09.45 – 10.30	Knut Aase: Syndikater og prising under usikkerhet
10.30 – 10.50	Pause

Medisinsk statistikk

10.50 – 11.35	**Rolv Skjærven: Medisinsk fødselsregister – en unik kilde for epidemiologisk forskning**
11.35 – 12.20	Leiv Sandvik: Vekselvirkning epidemiologisk prospektive undersøkelser og kliniske forsøk
12.20 – 16.00	Utflukt på Jeløya

Rom– og tidsvarierende fenomen

16.00 – 16.45	Knut Sølna: Estimering av loddebestand
16.45 – 17.25	Fred Godtliebsen: Bruk av statistiske metoder i medisinsk bildebehandling.
17.25 – 17.45	Pause
17.45 – 18.25	Gudmund Høst: Overvåkning av luftforurensning

Kveldsprogram

20.00 –	Festmiddag på Refsnes Gods (Andebryst og rødvin?)

Onsdag 12.06.91

Industristatistikk

09.00 – 09.45	Jostein Lillestøl: Kvalitet og statistikk
09.45 – 12.00	Påmeldte foredrag
12.00 – 12.05	Avslutning
12.05 –	Lunsj

Ny redaksjon i Scandinavian Journal of Statistics

Formannen i styret for Scandinavian Journal of Statistics (SJS), Niels Keiding, har gjort kjent at det er utpekt nye medlemmer i redaksjonen og styret. I brev til moderforeningene datert 22. november 1990 beskriver han forholdene slik:

Den komplicerede valgprocedure for SJS Styrelse og Redaktion 1991–92 er omsider afsluttet. Resultatet blev, at de svenske og finske medlemmer af såvel Styrelse som Redaktion blev genvalgt, mens Danmark og Norge har valgt ny national redaktør (Mats Rudemo og Bo Lindqvist afløser Søren Johansen og Tore Schweder, som trækker sig tilbage, begge efter mangeårigt virke). Desuden har Dag Tjøstheim ønsket at udtræde af Redaktionen ved afslutning af 6 års indsats. Styrelsen har for den følgende periode valgt Elja Arjas som redaktør og som nye bestyrelsesmedlemmer valgt Per Kragh Andersen (København) og Kjell Doksum (Harvard).

NYTT FRA AVD. C
Matematisk institutt, Universitetet i Oslo

Uteksaminerte cand. scient.

Anders Engeland: *'Sammenligning av metoder for analyse av dyreforsøk.'* Veileder: Ørnulf Borgan.

Frode Georgsen: *'A posteriori simulering av segmenterte tidsrekker.'* Veileder: Erik Bølviken.

Dr. scient.

Gutorm Høgåsen: *'Multistate fault tree analysis'.* Veileder: Bent Natvig. Bedømmelseskomité: Terje Aven, Høgskolesenteret i Rogaland, Petter Bjørstad, Institutt for informatikk, Universitetet i Bergen, Bent Natvig, Matematisk institutt, Universitetet i Oslo.

Nyvalg

Erik Torgersen overtar som avdelingsbestyrer og **Erik Bølviken** som undervisningsleder fra 1. januar 1991.

NYTT FRA UNIVERSITETET I BERGEN

Uteksaminert cand. scient.

Håkon K. Gjessing: *'Some convergence results for Ito diffusions and optimal stopping'.* Veileder: Jostein Paulsen.

Birgitte Espehaug: *'En studie av metoder for relativ overlevelsesanalyse'.* Veiledere: Geir E. Eide og Trygve Nilsen.

Ansettelse

Håkon K. Gjessing er ansatt som NAVF-stipendiat ved Matematisk institutt fra 27. november 1990.

NYTT FRA UNIVERSITETET I TRONDHEIM

Uteksaminerte cand. scient.

Solfrid E. Lilleeng: *'Bruk av EDB i statistikkundervisningen'.* Veileder: Emil Spjøtvoll.

Svenn Fjell Olsen: *'Estimering under ordningsantakelser i Markov-modellen'.* Veileder: Bo Lindqvist.

Birgit Abelsen: *Optimale stopperegler; forslag til stopperegler for delvis spesifiserte og helt uspesifiserte fordelinger og en undersøkelse av deres egenskaper ved simuleringer'.* Veiledere: Steinar Engen og Eva Seim.

Ansettelser

Steinar Engen, Ph. D., er ansatt som professor ved Universitetet i Trondheim fra 1. april 1990.

Professor **Jan F. Bjørnstad**, Ph. D., er ansatt som professor ved Universitetet i Trondheim fra 1. juli 1990.

Cand. scient. **Svenn Fjell Olsen** er ansatt som stipendiat fra 15. oktober 1990.

Cand. scient. **Birgit Abelsen** er ansatt som vitenskapelig assistemt fra 15. oktober 1990.

Permisjon

Førsteamanuensis Eva Seim har permisjon i studieåret 1990–91. **Amanuensis Harald Horten** er ansatt som vikar.

Statistisk forening i Bergen

Årsberetning for 1990

Årsmøtet for 1989 ble holdt 5/12 og møtet godkjente regnskapet og beretningen for 1989. Det har ikke vært krevet særskilt kontingent til Statistisk Forening i Bergen, men det forutsettes at medlemmene betaler årskontingent til Norsk Statistisk Forening.

Styret for 1990 har hatt følgende sammensetning og funksjon:
Trygve Nilsen har vært formann og har først og fremst hatt ansvaret for møtenes faglige innhold. Rolv Terje Lie har vært sekretær og sørget for å sende ut innkalling til møtene. Valborg Baste har vært kasserer og Bjørn H. Auestad har som styremedlem blant annet sørget for mat og drikke på møtene.

Foreningens arbeid har således hovedsakelig bestått i å avholde de fire årlige møtene. Alle møtene har vært holdt på tirsdager og alle i Jahnebakken 6 (Grans hus). De inviterte forleserne var:

13/3 Stein Emil Vollset: Binomiske konfidensintervall.
24/4 Jiri Andel: Statistical analysis of non-negative time series.
30/10 S. Rao Jammalamadaka: Some aspects of directional data.
4/12 Jostein Lillestøl: Splines for statistikere.

Styret vil med dette få takke for en hyggelig periode.

For styret:

Rolv Terje Lie
Sekretær

Nytt styre valgt for 1991

Trygve Nilsen, formann
Valborg Baste, kasserer
Grethe Albrektsen, sekretær
Jan-Harald Aarseth, styremedlem

Statistisk forening i Trondheim

Nytt styre valgt for 1991

Per Hokstad, SINTEF, formann
Steinar Engen, AVH
Fred Godtliebsen, NTH
Randi Hammervold, TØH

Tilfeldig Gang er blitt bedt om å ta inn en annonsering av "Svenska Statistikersamfundets Sommarskola 1991". Sekretæren i foreningen, Lena Zetterqvist, skriver: "I mån av plats kan vi även ta emot deltagare från övriga nordiska länder."

Svenska Statistikersamfundets

SOMMARSKOLA 1991

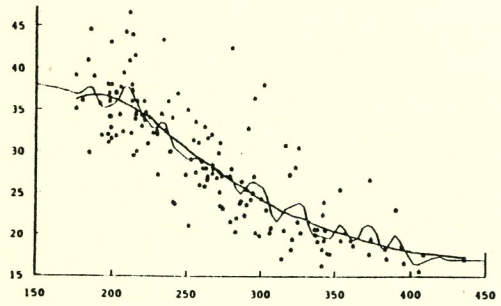
behandlar

"Nonparametric and semiparametric curve estimation"

den 10 - 14 juni 1991 i

Breanäs

vid sjön Immeln i nordöstra Skåne



Sommarskolan startar på morgonen måndagen den 10 juni, avslutas på eftermiddagen fredagen den 14 juni. Antalet föreläsningstimmar blir ca 25–30. Ett antal persondatorer kommer att finnas tillgängliga för demonstration och egna experiment.

Onsdag kväll njuter vi av en **båttur** och en god middag på kryssningsfartyget M/S "Immeln". Då besöker vi också Harry Martinsons födelsehem i Nyteboda vid Immelns norra spets.

Inkvartering sker i dubbelrum på konferenshotellet Breanäs i nära anslutning till föreläsningssalarna.

Antalet konferensdeltagare är begränsat till ca 60 st.

Konferensavgiften är ännu inte bestämd. Vi hoppas att kostnader för föreläsarna kan täckas av externa medel. Eventuellt kommer priset att bli differentierat med en lägre kostnad för doktorander. Kostnaden för helpension på Breanäs (inklusive båtutflykt) är ca 4 kkr.

Sista anmälningsdag är 1 april 1991 men gör gärna en tidig intresseanmälan.

Anpassning av funktioner är ett problem som uppkommer inom de flesta områden. Under de senaste åren har en snabb utveckling skett vad det gäller ickeparametriska och semiparametriska tekniker för bl.a. utjämningar, täthets- och regressionskattningar. Sommarskolan kommer att spegla något av denna spännande utveckling.

Den som är intresserad av en lättläst introduktion till området rekommenderas att läsa "Density Estimation for Statistics and Data Analysis" av B.W. Silverman (Chapman and Hall, 1986)

Preliminärt program:

Steve Marron (Chapel Hill, University of North Carolina): "Nonparametric Curve Estimation".

Steve kommer att behandla bl.a. skattningar av täthets- och regressionsfunktioner, kärnskattningar, val av bandbredd och kärna, korsvalidering och censurering, (8–10 timmar).

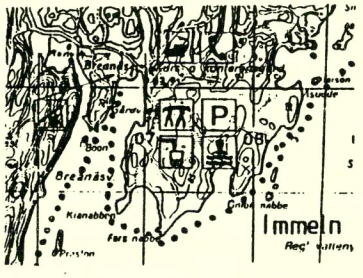
Kjell Doksum (Harvard and Berkeley): "Graphical Statistical Inference", dvs ickeparametriska och semiparametriska tekniker för estimation av funktioner, (8–10 timmar).

Mats Rudemo (Den Kgl Veterinær- og Landbohøjskole, Köpenhamn): "Nonparametric and Semiparametric Methods in Image Analysis", (ca 4 timmar).

Doktorander och andra deltagare är givetvis mycket välkomna med egna bidrag.

"Sunda ickeparametriska idéer i en sund kropp"

I Breanäs finns rika möjligheter till **friluftsliv** för den som vill; bad och fiske i Immeln och vandringar på den närbelägna Skåneleden. Framför allt är det kanotpaddling som lockar – sjösystemet Halen – Raslången – Immeln är ett av södra Sveriges bästa kanotvatten.





Vidare upplysningar ges av Ulla Holst och Lena Zetterqvist.

Adress: Institutionen för matematisk statistik, Box 118, 221 00 Lund.

Tel: 046 – 10 85 49 (Ulla) och 046 – 10 48 03 (Lena)

e-mail: Ulla.HolstÉmatstat.lu.se och Lena.ZetterqvistÉmatstat.lu.se

Telefax: 046 – 10 46 23

Anmälan görs till Lena Zetterqvist; Svenska Statistikersamfundet; c/o Inst. f. matematisk statistik; Box 118; 221 00 Lund

NORSK FORENING FOR EPIDEMIOLOGI

vil arrangere den første norske epidemiologikonferansen 23 og 24 mai 1991 i Bergen.

Medlemsskap i foreningen kan tegnes ved å betale 200 kr til

Norsk forening for epidemiologi
Institutt for samfunnsmedisinske fag
Eirik Jarlsgate 10
7030 Trondheim

postgirokonto 0824 0554985

INVITASJON

Vi har gleden av å invitere til Den første norske epidemiologi-konferansen i Bergen, 23. og 24. mai 1991.

Norsk forening for epidemiologi ble stiftet i Bergen i mai 1990. Styret som ble valgt på stiftelsesmøtet, ser det som sin viktigste oppgave å etablere en faglig møteplass for epidemiologer i Norge.

For å få i gang en faglig diskusjon, inviterer vi i år alle interesserte til å presentere egne prosjekt og resultater. Konferansen er dermed avhengig av mengden og kvaliteten på deltakernes innsendte bidrag. Vi håper derfor at så mange som mulig vil benytte denne muligheten til å utveksle erfaringer og dele sine resultater med kolleger. De innsendte arbeidene, som vi ikke legger noen tematiske restriksjoner på, vil bli trykket i et eget hefte og foreligge ved konferansens begynnelse. Vennligst følg veiledningen for SAMMENDRAG nøye.

På slutten av 2. dag vil det bli avholdt årsmøte i Norsk forening for epidemiologi.

Professor Jussi Huttunen, direktør ved Folkehelseinstituttet i Helsinki holder åpningsforedraget hvor han vil diskutere utviklingen av hjerte-kar epidemien i Finland. Professor Elizabeth Barrett-Connor, University of California at San Diego vil holde det andre hovedforedraget på konferansen. Tema for hennes innlegg er nyere viten om kolesterol og hjerte- karsykdom.

For deltakere med interesse for infeksjonsepidemiologi har vi gleden av å meddele at Avdeling for forebyggende infeksjonsmedisin, Bergen kommune, arrangerer et en-dags seminar onsdag 22. mai. Tema for møtet er salmonella- og streptokokk-infeksjoner. Detaljert program blir sendt ut seinere.

Velkommen til Bergen!

Styret i Norsk forening for epidemiologi

FRIST FOR SAMMENDRAG (ABSTRACT): 15. FEBRUAR 1991
FØRSTE FRIST FOR PÅMELDING: 15. FEBRUAR 1991

FORELØPIG PROGRAM FOR
DEN FØRSTE NORSKE EPIDEMIOLOGI-KONFERANSEN
ARRANGERT AV NORSK FORENING FOR EPIDEMIOLOGI

Torsdag 23. mai 1991

10^{00} - 11^{00}	Registrering og kaffe
11^{00} - 11^{05}	Åpning
11^{05} - 11^{50}	Prof. Jussi Huttunen, The National Public Health Institute, Finland: Possible explanations for the rise and fall of the cardiovascular disease epidemic in Finland.
12^{00} - 13^{00}	Sesjoner basert på innsendte foredrag
13^{00} - 14^{00}	Lunsj
14^{00} - 15^{45}	Sesjoner basert på innsendte foredrag
16^{00} - 18^{00}	Paneldebatt: Skal vi i fellesskap satse på en omfattende prospektiv studie av årsakene til kroniske sykdommer? Innledere: Prof. Leiv S. Bakketeig og førsteamanuensis Gunnar Kvåle
20^{00}	Festmiddag

Fredag 24. mai 1991

09^{00} - 09^{45}	Prof. Elizabeth Barrett-Connor, University of California, San Diego, U.S.A.: Recent results on cholesterol and cardiovascular disease.
10^{00} - 12^{30}	Sesjoner basert på innsendte foredrag
12^{30} - 13^{30}	Lunsj
13^{30} - 15^{00}	Sesjoner basert på innsendte foredrag
15^{15} - 17^{00}	Årsmøte i Norsk forening for epidemiologi

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/John Sølve Tyssedal
Institutt for matematiske fag
Norges Tekniske Høgskole
7034 Trondheim-NTH

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/Bent Natvig
Matematisk institutt
Universitetet i Oslo
Postboks 1053, Blindern
0316 Oslo 3

Bidrag til Tilfeldig Gang

Neste nummer av Tilfeldig Gang vil forhåpentligvis komme ut i april 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 3. april. Det kan gjerne sendes som ASCII-filer, eventuelt tilpasset TEX, på diskett eller med elektronisk post. Redaktørens adresse er:

Tilfeldig Gang v/Ivar Heuch
Matematisk institutt
Universitetet i Bergen
Allégt. 55
5007 Bergen

Elektronisk post: heuch@mi.uib.no (internet)
nmaih@nobergen (bitnet)

Telefonnummer: (05) 21 28 35 (direkte)
(05) 21 28 38 (instituttkontoret)



B

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

89

Returadresse:

Tilfeldig Gang v/Ivar Heuch

Matematisk institutt

Universitetet i Bergen

Allégt. 55

5007 Bergen