TG

TILFELDIG GANG

Nr. 1, årgang 7

April 1990

Utgitt av Norsk Statistisk Forening

Innhold

Side

Hvorfor ignorerer fagfolk på andre områder budskapene fra statistikerne? *Ivar Heuch* 2

Virksomhetsplanleggingstider i Tilfeldig Gang *I. H.* 3

Fra formannen i Norsk Statistisk Forening. *Bent Natvig* 4

Hva er Bayes prinsipp? Hvem er Bayes-ianere? *Erling Sverdrup* 5

Til de to domsmenn fra Oslo. *Rolv Terje Lie* 14

Etikk og kliniske prøvninger. *Knut Liestøl* og *Odd Aalen* 16

Sannsynlighetsregning og statistikk i amerikansk skole. *Undervisningsutvalget/JL* 17

Intervju med ny professor i genetikk: Tore Skrøppa. *Ivar Heuch* 19

Hva er egentlig et Knut Vik-design? *I. H.* 23

Bokomtale. Henrik Dahl: Statistikk på lommeregner. *Trygve S. Nilsen* 25

Bokanmeldelse. R. J. A. Little og D. B. Rubin: Statistical analysis with missing data. *Stein Emil Vollset* 26

Rapport fra etterutdanningsseminaret i dataanalyse og grafiske metoder. *Ørnulf Borgan* 28

Norsk statistikermøte 10.–12. juni 1991. *Ørnulf Borgan* 29

Planlegging av Den 14. nordiske konferanse i matematisk statistikk. *Ørnulf Borgan* 30

Nytt fra universiteter og høyskoler 31

Statistisk forening i Bergen 33

Statistisk forening i Oslo 33

Stiftelsesmøte, Norsk Forening for Epidemiologi, Bergen 28.–29. mai 1990 35

Innbydelse til Den 13. nordiske konferanse i matematisk statistikk, Odense 11.–15. juni 1990 36

Kalender for internasjonale møter 37

Festskrift til professor Erling Sverdrup 38

Innbetaling av kontingent til Norsk Statistisk Forening 39

Hvorfor ignorerer fagfolk på andre områder budskapene fra statistikerne?

På side 16 i dette nummeret av Tilfeldig Gang har vi sakset et innlegg fra spalten "Synspunkt" i Tidsskrift for Den norske lægeforening. Under overskriften "Etikk og kliniske prøvninger" forklarer Knut Liestøl og Odd Aalen hvorfor de har trukket seg fra sin virksomhet som konsulenter for Statens legemiddelkontroll. Begrunnelsen de gir har sammenheng med legemiddelkontrollens rutiner for vurdering av protokoller for kliniske prøvninger. En ny praksis er innført der fleste protokollene ikke lenger skal gjennomgås av et utvalg med faglig statistisk kompetanse.

Liestøl og Aalens innlegg tar sikte på å forklare for medisinere hvorfor faget statistikk må komme inn når det planlegges utprøvning av legemidler. Innlegget understreker spesielt de negative konsekvenser av å neglisjere de statistiske sidene ved dette arbeidet. Det er vanskelig å si om budskapet fra Liestøl og Aalen er blitt riktig oppfattet i de kretsene som innlegget er rettet mot. Den aktuelle spalten i Tidsskrift for Den norske lægeforening tar angivelig sikte på "debattinnlegg", men responsen i denne sammenhengen vidner ikke nettopp om noen opprivende diskusjon.

Sett fra vår side som fagstatistikere, er imidlertid innlegget fra Liestøl og Aalen viktig som en generell markering. Det er sjelden at man ser en markedsføring av våre idéer i samme grad. I utgangspunktet skulle en tro at folk som var involvert i arbeid med kliniske prøvninger, umiddelbart ville forstå at de praktiske resultatene måtte bygge på statistiske resonnementer. Det ligger i sakens natur at det dreier seg om å presse dyrbar informasjon ut av et begrenset materiale, og at konsekvensene av feilkonklusjoner kan være alvorlige. Det skulle også være klart at statistisk kompetanse må komme inn på et tidlig tidspunkt, ved selve planlegningen av forsøkene. Den gamle holdningen til vårt fag som fremdeles finnes innenfor enkelte kretser, der statistikerne tilkalles som en slags teknikere ved den avsluttende tallbehandlingen, burde være avleggs også på dette området. Likevel finner altså to sentrale personer som Knut Liestøl og Odd Aalen å måtte ta til motmæle mot de generelle synspunktene som kommer til uttrykk ved Legemiddelkontrollens nye praksis.

Har Liestøl og Aalen måttet skrive sitt innlegg fordi folk utenfor våre rekker ikke forstår hva faget statistikk går ut på? Eller gir politikken som de angriper snarere uttrykk for at andre mener de kan praktisere innenfor vårt fag på en bedre måte enn statistikerne selv? Liestøl og Aalen gir ikke noe svar her, men en kombinasjon av de to forklaringene virker kanskje mest nærliggende. Det er selvsagt vanskelig å bedømme motivene bak forandringene i Legemiddelkontrollens praksis så lenge det ikke foreligger klart formulerte standpunkter fra dem som blir kritisert. Konsekvensene av manglende statistisk gjennomgang av forsøksopplegg for legemiddelutprøving blir trolig vurdert forskjellig, avhengig av faglig bakgrunn.

Det vesentligste ved Liestøl og Aalens innlegg er likevel at det avdekker en

haltende sammenheng i den fremherskende tankegangen på dette området. På den ene siden foreligger det uttrykte ønsker om styrket etisk vurdering, og på den andre siden skjer det en svekkelse av den vitenskapelige behandling, noe som kan få kjedelige etiske konsekvenser. Det finnes naturligvis mange andre statistikere, beskjeftiget på vidt forskjellige anvendelsesområder, som også kunne ønske å påpeke svakheter i statistiske forsøksopplegg de kommer i berøring med. Det spørs om de kan finne like vektige argumenter som de som opptrer i Liestøl og Aalens innlegg i denne situasjonen. I alle fall gir dette innlegget et godt inntrykk av hvordan statistiske problemstillinger griper inn i viktige avgjørelser som angår svært mange mennesker.

Ivar Heuch

Virkomhetsplanleggingstider i Tilfeldig Gang

Like etter at forrige nummer av Tilfeldig Gang kom ut, ble redaktøren møtt i vanligvis vennligsinnede kretser av en høylytt hilsen "God jul", til tross for at man befant seg langt ut i januar. Forklaringen lå i det budskapet som formannen i vår forening overbrakte i siste nummer, bl. a. med formuleringen "Med de beste ønsker for julen". Dessverre må redaktøren se i øynene at noe tilsvarende kan skje ved neste høytid i dette nummeret av Tilfeldig Gang. Denne gangen har riktignok formannen gardert seg med en slags minimax-strategi, ved å skrive at han håper "dere får/hadde en trivelig påske".

Det må bare innrømmes at utgivelsen av Tilfeldig Gang til en viss grad lever opp til navnet på publikasjonen. De første stadiene av produksjonen foregår i sterk konkurranse med arbeid forbundet med redaktørens datakurs for 193 begynnerstudenter i statistikk. Konkurransen om de tilgjengelige kveldstimene blir nesten bestandig vunnet av datakurset (selvsagt!). Ellers er kanskje ikke leserne klar over at kopieringen av bladet skjer et helt annet sted. Foreningen har nemlig avtale med Statistisk Sentralbyrå, som meget imøtekommende støtter opp om denne delen av produksjonen av bladet. Denne oppdelte produksjonsprosessen medfører imidlertid at redaktøren (i likhet med enkelte andre?) har følelsen av å gå uke etter uke og titte etter om Tilfeldig Gang skulle dukke opp i postkassen.

Når det for øvrig gjelder navnet på bladet vårt, har redaktøren møtt noe kritikk for den "russeavislignende forkortelsen" som delvis har vært i bruk. Dette er grunnen til at han nå beflitter seg på å skrive ut navnet skikkelig. Vignetten på forsiden får revideres ved en senere leilighet.

Det stokastiske element gjør seg også gjeldende i innholdet av bladet. Redaktøren har vært i kontakt med et temmelig stort antall statistikere for å inspirere til aktiv skriving av innlegg i Tilfeldig Gang. Han har truffet på mange positivt innstilte personer (det skulle bare mangle i vår yrkesgruppe!), men det har ikke alltid gitt seg uttrykk i håndfaste bidrag til akkurat det første nummeret.

Redaktøren vil likevel takke alle som har ydet sitt til det foreliggende nummeret. Fortsatt vil enhver som måtte ha noe på hjertet som angår vårt fag, være

hjertelig velkommen i Tilfeldig Gangs spalter. Formannens ord om "virksomhetsplanlegging" bør kunne veie tungt i denne sammenhengen. Vi tar gjerne imot både saklige innlegg i tråd med denne tankegangen, og naturligvis også bidrag i en noe lettere genre.

I. H.

FRA FORMANNEN I NORSK STATISTISK FORENING

Vår tidligere statsminister Kåre Willoch gjorde seg udødelig med ordene "Nu går alt så meget bedre" og ved å hilse amerikanske TV-seere med "Good day". Uten nærmere sammenligning forøvrig er det grunn til å hevde at vår forening akkurat nå har svært gode dager. Det skulle da også fremgå av dette TG. La meg summere opp noen grunner til at formannen smiler fra øre til øre for tiden.

1. Etterutdanningsseminaret i Dataanalyse og grafiske metoder samlet 38 deltagere og må faglig sett vurderes å være meget vellykket.
2. TG er blitt et organ for foreningen, som vi kan være bekjent av. Dette understrekes av flere meget godt gjennomarbeidete innlegg. Særlig glad er jeg for at Erling Sverdrup kommer med et interessant bidrag i dette nummer og at han har annet stoff i bakhånd. Flere av disse innleggene er velegnet til undervisningsformål. I disse virksomhetsplanleggingstider kan dessuten en skikkelig artikkel, i det velrennomerte tidsskrift for Norsk Statistisk Forening, bli redningen for mange av oss.
3. Videointervjuet med Erling Sverdrup ble gjennomført 22. februar. Vår konsulent i historie som bivånte det hele, sa at intervjuet ikke var noe mindre enn en opplevelse. Stor takk går også til Ragnar Norberg for iherdig forarbeid og til Den norske Aktuarforening for lovet støtte på kr. 5000,-.
4. Dagen etter, på Sverdrups 73. årsdag, fikk han overrakt et festskrift i anledning av fødselsdagen tre år tidligere. Igjen en stor takk til initiativtager og primus motor Ragnar Norberg og til alle bidragsytere. Kjøp boken!
5. Sist men ikke minst har styret nedsatt organisasjonskomiteer og programkomitéer både til Norsk Statistikermøte 1991 og Nordisk Statistikermøte 1992. Jeg hadde selv gleden av å forespørre de fleste kandidater. Ingen sa nei! Styret har rett og slett fått sine ønskelag. Det betyr ikke at styret har tenkt å legge seg på ryggen under forberedelsene til disse møtene. Vi ønsker i det minste å være aktive diskusjonspartnere med komiteene.

Dette ble da svært så rosenrødt vil enkelte hevde. La meg skape litt rask motvekt: sent utkommet TG, kontingentstørrelse uteglemt, underskudd på etterutdanningsseminaret, nesten-ulykker ved innbydelsen til overrekking av festskriftet til Sverdrup på hans nesten-72 års dag $\cdots$. Slik må en regne med i frivillig organisasjonsliv og formannen har hverken strammet opp seg selv eller andre. Med håp om at dere får/hadde en trivelig påske. En særlig hilsen til våre kvinnelige medlemmer. Det er sundt at NSF ikke er noen mannsforening. Det nye styret i Osloforeningen vitner sterkt om det.

Oslo 8. mars 1990 Bent Natvig

Hva er Bayes prinsipp? Hvem er Bayes-ianere?

Erling Sverdrup
Matematisk institutt
Universitetet i Oslo

Jeg vil i første omgang se spørsmålet fra et desisjonsteoretisk synspunkt.

La observasjonsmaterialet X ha tetthet $f(x;\theta) : \theta \in \Theta$. La videre D være desisjonsrommet, bestående av desisjoner $d \in D$. La metoden (desisjonsfunksjonen) $\delta(\Delta|x)$ være gitt ved den betingede sannsynlighet for å påstå $d \in \Delta$ gitt $X = x$; hvor $\Delta \subset D$. Da er *ytelsesfunksjonen* (performance function)

$$\beta(\Delta;\theta) = \int \delta(\Delta|x) f(x;\theta) dx \tag{1}$$

den ubetingede sannsynlighet for å påstå $d \in \Delta$. Den er et sannsynlighetsmål som funksjon av Δ. Ved punktestimering reduserer den seg til sannsynlighetsfordelingen for punktestimatoren. Ved testing reduserer den seg til styrkefunksjonen. La $L(\theta;d)$ være tapsfunksjonen, dvs. tapet ved å påstå d når θ er den sanne verdi. Ved (1) er altså d blitt stokastisk og *risikofunksjonen* er forventet tap

$$r(\theta;\delta) = EL(\theta;d) = \int L(\theta;\cdot) d\beta(\cdot;\theta) \tag{2}$$

Med en a priori tetthet $\pi(\theta)$ er *gjennomsnittrisikoen*

$$\overline{r}(\delta) = \int r(\theta;\delta)\pi(\theta) d\theta \tag{3}$$

Minimering av $\overline{r}$ mhp. δ gir en δ_0 som er "gjennomsnittrisiko minimerende metode", og $\overline{r}(\delta_0)$ er minimum gjennomsnittrisiko.

I Bernoulli-situasjonen med $f = p^y(1-p)^{n-y}$, $\theta = p$, $x = (x_1, \ldots, x_n)$, $y = \sum x_i$; $D = \Theta = [0,1]$, dvs. desisjoner = valg av p; $d = p$; δ som angir et punktestimat $d(x)$; samt $L = (p - d(x))^2$, har vi ytelsesfunksjonen

$$\beta(\Delta;p) = \sum_{d(x) \in \Delta} p^y (1-p)^{n-y} \tag{4}$$

og risikofunksjonen

$$r(p; d(\,)) = \sum_x p^y (1-p)^{n-y}(p - d(x))^2 \tag{5}$$

Punktestimering er altså et spesialtilfelle av desisjonsteorien. Det er β som jeg anser så viktig. Herav kan man f.eks. finne $\beta(([0.2, 0.4]); 0.7)$, dvs. sannsynligheten for å påstå en verdi av p mellom 0.2 og 0.4 når $p = 0.7$. Når d er suffisient dvs. $d(x) = \overline{d}(y)$ trenger vi bare en tabell over $\sum_{j=0}^{y} \binom{n}{j} p^j (1-p)^{n-j}$.

La oss se på gjennomsnittrisikoen (3) når $L(\theta, d) = (d-\theta)^2$. Da blir minimerende gjennomsnittrisikoestimatoren

$$\hat{\theta}(x) = E(\theta|x) \tag{6}$$

Dette synes jeg det er naturlig å oppfatte som en konstruksjonsmetode for estimatorer som bør studeres etter samme prinsipper som man studerer sannsynlighetsmaksimeringsmetoden, den er i seg selv intet prinsipp. Det betyr at forventning, varians og bruttovarians må studeres.

I Bernoulli-eksemplet med

$$\pi(p) = p^{\alpha-1}(1-p)^{\beta-1} \Big/ B(\alpha, \beta) \tag{7}$$

finner vi således

$$\hat{p} \;=\; (y+\alpha)\Big/(n+\alpha+\beta) = \frac{y}{n}t + \overline{p}(1-t) \tag{8}$$

$$t \;=\; n\Big/(n+\alpha+\beta), \quad \overline{p} = Ep = \int p\pi(p)ds = \alpha\Big/(\alpha+\beta) \tag{9}$$

$\hat{p}$ er altså ved (8) et gjennomsnitt av a priori forventning $\overline{p}$ og den relative hyppighet y/n. (8) kalles ofte kredibilitetsformelen. Vi finner

$$\text{skjevhet} = E\hat{p} - p = (1-t)(\overline{p} - p) \tag{10}$$

hvor $E\hat{p}$ betyr $E(\hat{p}|p)$. Vi ser at ubetinget er E(skjevhet)=0. For den betingede varians gitt p har vi,

$$\text{var}\,\hat{p} = t^2 \frac{p(1-p)}{n} \tag{11}$$

Bemerk at $t \to 1$ når $n \to \infty$. $1/t^2$ er altså effisiensen $= \frac{p(1-p)}{n} \Big/ \text{var}\,\hat{p}$ og innføring av a priori fordeling "svarer" til å øke materialet med $100\,(1-t^2)/t^2$ prosent. Skjevheten er 0 når $p = \overline{p}$. Risikoen er bruttovariansen,

$$r(p, \hat{p}) = \frac{1}{(\rho+n)^2}\left[\alpha^2 + (n - 2\alpha\rho)p - (n-\rho^2)p^2\right] \tag{12}$$

hvor $\rho = \alpha + \beta$. Gjennomsnittrisikoen $\bar{r}(\hat{p})$ finnes ved i (12) å erstatte p og p^2 med henholdsvis $Ep = \alpha/(\alpha+\beta)$ og $Ep^2 = \alpha(\alpha+1)/\rho(\rho+1)$.

Jeg har hittil ikke brukt uttrykket "Bayes prinsipp". *Formlene (10) og (11) bygger utelukkende på at $\hat{p}$ er gitt ved (8) samt at likelihood er $p^y(1-p)^{n-y}$. Hvis vi ut fra disse tradisjonelle begreper vurderer $\hat{p}$ som et godt estimat, har vi ikke brukt Bayes prinsipp.* Da er det likegyldig at $\hat{p}$ er oppstått av a priori fordelingen (7).

Anta at vi velger $\alpha = 1$, $\alpha + \beta = \rho = 25$, altså $\bar{p} = 0.04$ og at vi a priori mener at p vil ligge i intervallet 0.01 til 0.07 (det skulle være noenlunde rimelig hvis p er sannsynligheten for at en 70-åring skal dø innen et år). Da har vi for n lik henholdsvis 10, 100 og 1000,

$n=10$; $\hat{p} = \frac{(y+1)}{35}$; $E\hat{p}-p = 0.714(0.04-p) \leq 0.0214$; effisiens $1/t^2 = 12.25$

$n=100$; $\hat{p} = \frac{(y+1)}{125}$; $E\hat{p}-p = 0.2(0.04-p) \leq 0.006$; effisiens $1/t^2 = 1.56$

$n=1000$; $\hat{p} = \frac{(y+1)}{1025}$; $E\hat{p}-p = 0.024(0.04-p) \leq 0.00073$; effisiens $1/t^2 = 1.050$

.

Vi har trukket inn a priori viten om størrelsesorden av p. Slik viten har vi svært ofte. Det synes absurd å gjøre som i klassisk statistikk å anta at p kan være hva som helst mellom 0 og 1. Vi ser at når materialet er stort er det lite vi oppnår ved å bruke $\hat{p}$ istedenfor den klassiske y/n. Det "svarer" til å øke materialet fra 1000 til 1050 mens skjevheten er ubetydelig. Men p er altså fullt akseptabel. For $n = 10$ vil effisiensen være 12.25 hvilket "svarer" til å øke materialet fra 10 til 123 observasjoner. Skjevheten kan være betydelig, men kan vel aksepteres hvis vi på død og liv må ha et estimat. (Bemerk at de angitte øvre grenser svarer til usannsynlig p ifølge (7).) Det er vel av og til at situasjonen er slik. Da kan vi altså ikke gjøre noen vesentlig innvending mot slutningen. Men i andre tilfeller kan det være naturlig å avstå fra å angi noe estimat, når situasjonen er slik som for $n = 10$ ovenfor. Vurderinger av valg mellom en av de to avgjørelser er en del av metoden.

Den drøftelse jeg har gitt ovenfor er altså typisk ikke-Bayes-iansk.

Jeg ville anta at det er omtrent samme holdning man har til sannsynlighetsmaksimeringsmetoden. Vi aksepterer den estimator vi finner hvis den tilfredsstiller de egenskaper vi forlanger ut fra prinsipper i statistisk inferensteori. Det går på forventning og varians og ikke minst, hele samplingfordelingen, dvs. ytelsesfunksjonen. Vi sier *ikke* uten videre at den er god *fordi* den er sannsynlighetsmaksimeringsestimator. Dette gjelder også for *gjennomsnittrisikominimering.* Det gir *forslag* til statistiske metoder, som kan aksepteres etter nærmere undersøkelse.

Dette skillet mellom konstruksjonsmetode på den ene side og prinsipper for statistisk inferens på den annen side, vil jeg tro skyldes Gauss. Det kommer jo så tydelig frem i det som kalles Gauss-Markoffs teorem om minste kvadraters metode. For Gauss (antagelig i motsetning til Legendre?)

var det ikke nok at $\hat{\theta}$ minimerte $\sum_i (Y_i - \sum_j x_{ij}\theta_j)^2$. For ham var det viktig å studere samplingfordelingen (ytelsesfunksjonen, risikofunksjonen) for $\hat{\theta}$. Jeg antar at det må ha vært epokegjørende nytt. Det betød begynnelsen til moderne statistisk tankegang.

Mitt hovedsynspunkt er altså at ytelsesfunksjonen må være det grunnleggende i inferensteori, enten det dreier seg om estimeringsteori (samplingfordeling) eller hypoteseprøving (styrkefunksjon), eller noe annet. Da er gjennomsnittrisikominimering bare en berikelse som ikke burde være kontroversiell blant statistikerene. Men gjennomsnittrisikominimering blir til Bayes prinsipp hvis man *begrunner* en metode utfra en gitt a priori fordeling, som man "tror" på.

Uten nødvendigvis å basere seg på tapsfunksjon og risiko kunne man definere *kredibilitetsmetode* som en metode som, på en eller annen måte, er basert på a posteriori fordelingen relatert til en a priori fordelingen. Det som er sagt ovenfor om gjennomsnittrisikominimering gjelder også om andre kredibilitetsmetoder (se ligning (8) ovenfor samt Lehmann (1986), Testing Statistical Hypotheses, p. 226–230, 262).

La meg nå forsøke meg på noen definisjoner

Definisjon 1. En Bayes-ianer er en person som går ut fra at (all?) statistisk inferens skal skje ved en kredibilitetsmetode basert på en a priori fordeling som gir uttrykk for en (subjektiv) vurdering av hvor sannsynlige de forskjellige verdier av parameteren θ er. Da anser man kredibilitetsmetoden for å være god.

Definisjon 2. En Bayes-ianer er en person som i visse tilfeller kan bruke kredibilitetsmetoden ved statistisk inferens. Han vil vurdere metoden og mulige valg av a priori fordelingen ved hjelp av ytelsesfunksjon $\beta(\Delta, \theta)$ (se (1)).

Definisjon 3. En "vanlig" ("klassisk") statistiker er en person som i en statistisk inferens-situasjon studerer ytelsesfunksjonen for de forskjellige metoder som kan komme på tale. De kan være konstruert ved sannsynlighetsmaksimeringsmetoden, sannsynlighetskvotetesten, kredibilitetsmetoden, eller er oppstått på en eller annen måte. Eksempler med den Bernoulliske p viser at i små utvalg kan en kredibilitetsmetode være å foretrekke.

Vi ser at definisjon 2 og 3 overlapper. Jeg har anført definisjon 2 fordi jeg tror at det kan være en oppfatning blant noen. Som det fremgår av hva jeg har sagt ovenfor er det ikke min oppfatning.

Bayes-ianerne har satt fingeren på statistikernes evigvarende problem: Hvorledes skal man uttrykke den a priori viten? I den engelske utgave av min bok "Laws and Chance Variations" (1967), vol. I, p. 214–218, tror jeg

at jeg fikk frem dette poeng. Jeg gjengir det derfor her som et supplement til det jeg har sagt ovenfor.

"4. The Bayes approach

We have hitherto strictly adhered to the point of view of considering the unknown parameters in our models as non-random. They are known a priori to be restricted to a certain region, but apart from this restriction our attitude has been that we have no reason a priori to prefer one value to another. Strictly speaking this attitude is almost always incorrect since in most cases we have some a priori ideas of which values of the parameters are more "likely" than others. We may formalize this idea by introducing a probability distribution for the unknown parameters attaching high probabilities (or probability densities) to more likely values of the parameters and low probabilities to unlikely values. This is the so-called *a priori probability distribution.* In fixing this probability distribution one will have to be guided by more or less subjective feeling of which values are likely and which are unlikely. For this reason the probabilities involved are sometimes referred to as *subjective* probabilities. Of course these probabilities will express an experienced practitioner's observations about the subject matter, observations which are not registered and systematized, since not everything observed in daily life can be registered, but which may nevertheless in many cases constitute very important observations. (If the observations had been registered they should have been added to the observational material and the whole model redefined. It is *not* that situation we have in mind here.)

Example 1. From long experience with production of cables, the engineer in the workshop certainly has some a priori ideas about the number of weak points in the insulation of a cable. In order to be specific, let us assume that he ventures to express this by choosing the following a priori probability density for $\Lambda =$ average number of weak points per unit length.

$$f_0(\lambda)d\lambda = Pr(\lambda < \Lambda \leq \lambda + d\lambda) = \frac{1}{16}\lambda e^{-\frac{1}{2}\lambda}d\lambda \tag{4.1}$$

This implies among other things that the average of Λ is

$$E\Lambda = \frac{1}{16}\int_0^\infty \lambda^2 e^{-\frac{1}{2}\lambda}d\lambda = 8\,. \tag{4.2}$$

The variation in Λ expressed by (4.1) must *not* be interpreted as de facto variation in the average number of weak points (from one cable to another for instance) but as an expression of the *degree of doubt in the mind of the engineer.*

We assume that we have observed the differences $X_1, \ldots, X_n$ between the consecutive, weak points and that their probability density is

$$\lambda^n e^{-\lambda \Sigma x_i}. \tag{4.3}$$

Hence we assume that the points follow a Poisson process. This must now be considered as the *conditional* density of $X_1, \ldots, X_n$, given $\Lambda = \lambda$. Thus the joint density of $X_1, \ldots, X_n$, Λ is

$$\frac{1}{16} \lambda^{n+1} e^{-\lambda(\frac{1}{4} + \Sigma x_i)} \tag{4.4}$$

and the unconditional (marginal) density of $X_1, \ldots, X_n$ is

$$\frac{1}{16} \int_0^\infty \lambda^{n+1} e^{-\lambda(\frac{1}{4} + \Sigma x_i)} d\lambda = \frac{(n+1)!}{16} \left(\frac{1}{4} + \sum x_i \right)^{-n-2}. \tag{4.5}$$

(Note that $X_1, \ldots, X_n$ are not independent if the engineer's doubt is introduced as a random effect.)

Thus the *conditional density* of the parameter given the observations are

$$f(\lambda | x_1, \ldots, x_n) = \frac{(\frac{1}{4} \sum x_i)^{n+2}}{(n+1)!} \lambda^{n+1} e^{-\lambda(\frac{1}{4} + \Sigma x_i)}. \tag{4.6}$$

It is obtained by dividing (4.4) by (4.5). This is the *a posteriori probability distribution of the parameter* Λ. Thus *the engineer started out by believing that* (4.1) *is the probability density of* Λ, *but he is willing to modify his attitude after having made the observations* $X_1, \ldots, X_n$. Now he believes in (4.6). *This is the essence of the Bayes approach. One starts out by tentatively choosing a certain probability distribution for the parameters, but this distribution is modified after having made the observations.*

We can now find the a posteriori expected value of Λ.

$$E(\Lambda | X_1, \ldots, X_n) = \int_0^\infty \lambda f(\lambda | X_1, \ldots, X_n) d\lambda = \frac{n+2}{\frac{1}{4} + \sum X_i} = \frac{n+2}{\frac{1}{4} + n\overline{X}}. \tag{4.7}$$

This is the Bayes estimate of λ. In general a Bayes estimate of a parameter is the expeced value of the parameter taken in the a posteriori distribution.

Let $\sum X_i = 2.45$, $n = 11$, and hence the Bayes estimate of λ is equal to 13/2.70=4.81. Thus, whereas the engineer originally believed that 8 (see eq. (4.2)) was a good "estimate" of λ, he is now willing to change his estimate to 4.81.

Without adopting the Bayes point of view we have earlier found that $\overline{X}$ is a good estimate of $1/\lambda$, hence $1/\overline{X} = n/\sum X_i = 4.49$ is a good estimate of λ. If we want the estimate of λ to be unbiased we may instead use $(n-1)/\sum X_i = 4.08$.

In order to investigate the effect of the choice of a priori distribution, let us instead of (4.1) apply

$$f_0(\lambda) = \frac{a^{\nu+1}}{\nu!}\lambda^{\nu}e^{-a\lambda} \tag{4.8}$$

as a priori distribution for Λ. In (4.1) we have $\nu=1$, $a=\frac{1}{4}$. It is seen that the different choices of a and ν represent widely different a priori beliefs concerning the size of λ. Thus $E\Lambda=(\nu+1)/a$. However, the Bayes estimate of λ is

$$(n+\nu+1)/(a+n\overline{X}) \tag{4.9}$$

which, regardless of ν and a, is approximately equal to $1/\overline{X}$ when n is large.

Earlier we tested the null hypothesis that $1/\lambda \leq 0.15$, i.e., $\lambda \geq 6.67 = g$. With our non-Bayesian attitude it did not make sense to ask for the *probability that the hypothesis is true*. Now, with f_0 given by (4.1) as our a priori probability, this equation makes sense. The a posteriori probability of the hypothesis being true is, in light of the observations that are made, equal to

$$\int_g^{\infty} f(\lambda|X_1,\ldots,X_n)d\lambda\,.$$

This probability is most conveniently computed by observing from (4.6) that $2\Lambda(\frac{1}{4}+\sum X_i)$ is chi-square distributed with $2n+4$ degrees of freedom. Hence the a posteriori probability of the null hypothesis is

$$Pr(\Lambda>g|X_1,\ldots,X_n) = 1-\Gamma_{2n+4}\left(2g\left(\frac{1}{4}+n\overline{X}\right)\right). \tag{4.10}$$

The a priori probability of the null hypothesis is obtained from this expression by setting $n=0$. Hence

$$Pr(\Lambda>g) = 1-\Gamma_4\left(\frac{1}{2}g\right). \tag{4.11}$$

With the $n=11$ we obtain an a priori probability equal to 51%, whereas the a posteriori probability is equal to 9%. Thus the observations have weakened our belief in the truth of the null hypothesis.

Example 2. A makes an offer to B to play a game of coin tossing. A pays B if the coin falls tails, and B pays A if the coin falls heads. A tosses one of his own coins. B wonders if A is a cheat in which case the coin has two heads and the probability p of head is 1. If he is not a cheat the probability of head is $p=\frac{1}{2}$. However, B accepts the game and then they play n times resulting in X heads. If $X<n$ then obviously A is not a cheat, because the probability of such a result given that A were a cheat would be

0. But if $X=n$, then A may be a cheat. With $n=10$, B would be pretty sure because the probability of this result given that he is *not* a cheat is only $(\frac{1}{2})^{10}=1/1024$. This clarifies the situation, but it doesn't answer the question: What is the probability that A is a cheat? This question cannot be answered without B being willing to express in advance his belief that A is a cheat in terms of a probability. Suppose that according to B the probability that A is a cheat is 80%. The probability that A is not a cheat and that $X=n$ is then 0.20×2^{-n}. On the other hand the probability that $X=n$, A being a cheat or not, is equal to $0.80+0.20\times 2^{-n}$. Hence the a posteriori probability of A not being a cheat given that $X=n$ is

$$0.20\times 2^{-n}/(0.80+0.20\times 2^{-n}),$$

which with $n=10$ equals 1/4097. Thus the probability that A is not a cheat has decreased from 20% to 1/4097 as a result of the experiment resulting in 10 heads. If one tail had appeared the probability would have increased from 20% to 100%.

The Bayes approach in statistics has been objected to because of the "subjective" nature of the a priori probability. It could be said in defence of the approach that the influence of the a priori choice of distribution will often diminish as the number of observations increase, such as shown in example 1 above. More important is, however, the observation that even with a non-Bayesian attitude the choice of the a priori assumptions is more or less a matter of subjective judgement. The a priori assumptions, whether they contain an a priori probability or not, will in any case be influenced by the past experiences of the experiments. It is thus a question of what language should be used in expressing this experience. Until now, most statisticians have, however, found it difficult to express a priori assumptions in a Bayes fashion when conducting practical statistical investigations.

In the examples given above it was possible to adopt both a Bayes and a non-Bayesian approach, and the non-Bayesian approach led to very satisfactory solutions. However, it should be kept in mind that in many situations the Bayes approach gives us a solution to a statistical problem when the non-Bayesian approach leaves us at a loss as to what to do. We cannot expect in general to be able to find an unbiased estimator with a uniformly smaller variance than any other unbiased estimator such as is required in (1.44). Nor can we expect in general to find a test with uniformly greater power than any other test. In such situations we would have to weigh the "importance" of the alternative values of the parameters anyhow, and it may be argued that then we could just as well go all the way, introduce the a priori probabilities and adopt the Bayes approach."

Som man ser understreket jeg i 1967 ikke så sterkt betydning av ytelses-funksjonen $\beta(\Delta;\theta)$. Til min siste setning ville jeg derfor idag bemerke at

man istedenfor å bruke Bayes bør studere ytelsesfunksjonen idet man (subjektivt) veier betydningen av de forskjellige kombinasjoner (Δ, θ) av desisjon og parameter. Men kredibilitetsmetoden som *konstruksjons*metode vil alltid være viktig. Noen vil kanskje si at navnet kan da ikke være viktig. All den stund det stadig fremheves at Bayes prinsipp er et viktig stridsspørsmål blant statistikere, er det viktig. Man bør vite hva det strides om. Bruken av kredibilitet kan jeg ikke skjønne at det kan være stor strid om.

Litteratur

Lehmann, E. L. *Testing Statistical Hypotheses.* Second eddition (1986).
Sverdrup, E. Laws and Chance Variations., vol. I (1967).

TIL DE TO DOMSMENN FRA OSLO.

Rolv Terje Lie, Forskningsstipendiat(NAVF)*

Døm ikke, for at dere ikke skal bli dømt! For dere skal selv dømmes etter den dom dere feller over andre, og det skal måles opp for dere i det målet dere selv bruker.

Matteus 7,1–2

Er det a priori gitt at det bare er høyrefolk som jukser? Man kan sitte igjen med det inntrykket etter å ha lest innlegget til Ørnulf Borgan og Bent Natvig i forrige nummer av Tilfeldig Gang (Desember 1989). De to forfatterne foregir å ville teste hypotesen om at uttrekningen av meddommere i Treholtsaken var lotterisk. Dette gjør de på bakgrunn av at to av de fire meddommerne viste seg å være medlemmer av Bygdøy Høyre. Det er lett å forstå at folk flest ville bli fokusert på disse to høyrefolkene. Når man imidlertid skal undersøke om alle personene i domsmannsutvalget hadde like stor sjanse for å komme med blant de fire, så må man vel se på muligheten for at politikere fra andre parti også kunne bli dommere i samme sak. Dersom forfatterne hadde spesielle grunner til bare å se på alternativet med Høyre, så burde de ha gjort rede for dette. I motsatt fall ligner dette på det å lage en ensidig test etter å ha observert at den aktuelle observasjon ligger i en av halene. Kan det ligge noe Bayesiansk i det å bare se på Høyre i dette tilfellet? I så fall er det også på sin plass med en klargjøring.

Den utledningen Borgan og Natvig gir av sannsynligheten for at én person fra Høyre kommer med i utvalget virker overbevisende utfra de tall som antakelig foreligger. Det virker allikevel noe grovt å sette to av de involverte sannsynlighetene (P(D | C) og P(E | D,C)) til eksakt lik 0,5, og man må vel da være særlig tilbakeholden med konklusjoner etter å ha funnet en hale-sannsynlighet på 0,032, altså i området rundt 0,05. La oss, i et alternativ til Borgans og Natvigs fremgangsmåte, først akseptere at sjansen for at en H-mann kommer med er 0,077. Vi tar oss imidlertid den frihet å innføre et alternativt parti,

* Medisinsk fødselsregister, Universitetet i Bergen
Armauer Hansens hus, Haukeland sykehus
5021 Bergen

V–partiet som en illustrasjon. Vi gjetter på at sjansen for at en V–mann fra et typisk V–område kommer med er 0,06, altså litt forsiktig gjetning. Den begivenheten som egentlig er interessant i vårt tilfelle er da:

A = {Blant de 4 dommerne er minst 2 fra samme parti}.

A kan skrives som unionen av følgende disjunkte begivenheter:

A = {2 fra H, ingen fra V} eller {3 fra H, ingen fra V} eller {4 fra H} eller

{ingen fra H, 2 fra V} eller {ingen fra H, 3 fra V} eller {4 fra V} eller

{2 fra H, 1 fra V} eller {1 fra H, 2 fra V} eller {2 fra H, 2 fra V}.

Sannsynligheten for begivenheten A kan nå beregnes som en sum av enkle multinomiske punktsannsynligheter:

$$P(A)=6(0.077)^2(1-0.137)^2 + 4(0.077)^3(1-0.137) + (0.077)^4 +$$

$$6(0.06)^2(1-0.137)^2 + 4(0.06)^3(1-0.137) + (0.06)^4 +$$

$$12(0.06)^2 0.077(1-0.137) + 12(0.077)^2 0.06(1-0.137) + 6(0.077)^2(0.06)^2$$

$$= 0{,}052 .$$

Ut fra denne signifikanssannsynligheten (som overhodet ikke er ment å være realistisk), ville vi altså ikke velge å forkaste hypotesen om lotterisk utvalg.

Går det an å si noe eksplisitt om hva som er tenkt som alternativ hypotese i vårt tilfelle? Det ligger jo bak her en tanke om at politikere generelt har mulighet til å påvirke utfallet av uttrekningen, og dette kan altså gi et annet resultat enn om man regner som om bare høyrefolk har vilje og mulighet til å tukle med utfallet.

Etikk og kliniske prøvninger

Knut Liestøl
Institutt for informatikk
Postboks 1080 Blindern

Odd O. Aalen
Seksjon for medisinsk statistikk
Postboks 1057 Blindern

Universitetet i Oslo
0316 Oslo 3

Vi vil starte med følgende påstand: Det er etisk forkastelig å gjennomføre kliniske prøvninger som ikke holder vitenskapelig mål. Av slike prøvninger kan man ikke trekke klare og verdifulle konklusjoner. Det sløses med ressurser, og, fremfor alt, syke mennesker trekkes inn i potensielt belastende forsøk, uten at det gir tilsvarende gevinster. Det følger av dette at de organer som skal vurdere om et planlagt klinisk forsøk er akseptabelt, må kunne ta stilling til protokollens vitenskapelige gehalt. Denne omfatter blant annet de statistiske prinsipper som forsøksplanen hviler på. For å vurdere disse, må man ha fagstatistisk kompetanse.

Vi vil påpeke at slik kompetanse i dag ikke blir trukket inn ved vurderingen av flertallet av kliniske legemiddelutprøvninger, og at dette kan medføre at mange pasienter involveres i formålsløse forsøk. To organer vurderer i dag utprøvningsprotokollene: Statens legemiddelkontroll og de regionale etikk-komiteene. Statens legemiddelkontroll har hatt et eget utvalg for kliniske prøvninger som inntil for ca. ett år siden gjennomgikk nesten alle forsøksprotokoller. I utvalget var også statistisk fagekspertise representert. Statens legemiddelkontroll har nå instituert en ny praksis som innebærer at to tredjedeler av protokollene ikke skal vurderes av utvalget for kliniske prøvninger. Siden Statens legemiddelkontroll dessverre ikke har noen statistiker i sin faste stab, betyr dette at flertallet av prøvningene ikke blir gjenstand for fagstatistisk bedømmelse. De nyopprettede etikk-komiteer har heller ikke statistisk kompetanse og kan derfor ikke fullt ut vurdere det etiske aspektet som ligger i at forsøksplanen er vitenskapelig holdbar. Vi anser den svekkede evaluering av de statistiske aspekter som faglig uforsvarlig og har følt saken som såpass alvorlig at vi har måttet trekke oss som konsulenter for Statens legemiddelkontroll.

Vår erfaring som konsulenter gjennom mange år tilsier at en mangelfull vurdering av forsøksopplegget vil få betydelige konsekvenser. En stor andel av de meldte kliniske forsøk har et faglig uforsvarlig opplegg og kan ikke gi vitenskapelig (eller praktisk) anvendelige resultater.

Svakhetene kan ligge i en rekke forhold: Prøvningen kan være for liten til at den gir grunnlag for klare konklusjoner. Et alvorlig tilleggsproblem ved små forsøk er at de gir opphav til en såkalt «publication bias» som skyldes at små forsøk i overveiende grad bare rapporteres hvis de har «positivt» utfall. Det er derfor en klar oppfatning i internasjonale miljøer at man bør arbeide aktivt for å begrense antall små forsøk. Likevel opptrer slike forsøk svært hyppig blant de meldte kliniske prøvninger i Norge. Vi har også sett eksempler på at prøvninger er meningsløst store, slik at vesentlige deler av en pasientgruppe søkes trukket inn i én prøvning uten at dette har noen faglig begrunnelse (formodentlig gjøres dette av markedsføringsmessige grunner). Beregning av rimelig forsøksstørrelse er ofte vanskelig, og statistisk fagkompetanse er nødvendig dersom dette skal vurderes.

Et annet problem er sviktende kontrollgrupper. Det er relativt enkelt så lenge det er snakk om en vanlig parallellstudie. Ofte sees imidlertid mer intrikate opplegg med flere grupper, med overkrysning mellom grupper eller liknende, som krever omhyggelig statistisk vurdering. Et videre aspekt er problemer rundt frafall («drop-outs»). Hvordan planlegges det slik at man best mulig unngår dette? Hvordan gjennomføres det veletablerte «intention-to-treat»-prinsippet i praksis?

For mange alvorlige og utbredte sykdomstilstander vil selv moderate terapiforbedringer være betydningsfulle. For å oppdage slike forbedringer trenges imidlertid store forsøk, og dette har ført til en utstrakt bruk av multisenterstudier. Vår erfaring er at mange av de prøvninger som seiler under dette navnet, ikke på noen måte tilfredsstiller de internasjonalt aksepterte kravene til multisenterstudier. Standardiseringen mellom sentrene er for dårlig, ofte er det ingen styringsgruppe, eller det er ikke klargjort hvilke sentre som er med i studien. De statistiske kravene til denne type studier må gjennomføres med konsekvens hvis undersøkelsene ikke skal bli fullstendig verdiløse.

I økende grad er intrikate statistiske opplegg eller analyser beskrevet i forsøksplanene. Det kan dreie seg om diskriminantanalyse eller annen multivariabel statistisk metodikk. Slike forslag er ikke nødvendigvis gode selv om de er ledsaget av statistisk teori som kan være egnet til å gjøre inntrykk.

For noen år siden ble det meldt et skremmende antall dårlig planlagte studier. Selv om det fortsatt er mange studier med store svakheter, mener vi å kunne registrere en klar bedring. Etter vår oppfatning henger dette sammen med internasjonalt skjerpede krav til vitenskapelig kvalitet, og at disse krav har vært fulgt opp i Norge. Med redusert kontroll kan kvaliteten på prøvningene igjen gå tilbake. Det er et paradoks at man, gjennom opprettelsen av de etiske komiteer, styrker apparatet for etiske vurderinger av forsøk som involverer mennesker, samtidig som man svekker de vitenskapelige vurderinger. Resultatet kan blant annet bli svært dårlig etikk. ○

(Gjengitt med tillatelse fra Tidsskrift for Den norske lægeforening, 109 (31) 1989, 3241.)

Sannsynlighetsregning og statistikk i amerikansk skole

I forrige nr. av TG omtalte vi Everybody Counts, en fersk rapport om revitalisering av matematikken i amerikansk undervisning utarbeidet for National Research Council. Nylig har National Council of Teachers of Mathematics utarbeidet en standard for matematikkfaget på ulike klassetrinn fra Kindergarten til 12.Grade. Sannsynlighetsregning og statistikk er gitt betydelig plass. Emnene anses nødvendige for å utdanne "informed citizens", som kan ta stilling til argumentasjon basert på dataanalyse, og utnytte analyser i beslutningsituasjoner. Det legges vekt på prosjektoppgaver, og som dels knyttes til arbeidet med andre fag, og også tar sikte på å bedre elevenes forståelse av nytten av matematisk tankegang.

Vi sakser hovedpunktene i standarden hva angår sannsynlighetsregning og statistikk. Disse punktene blir utdypet i rapporten, og eksempler på aktuelle prosjektoppgaver gis. Det er ikke plass å gå i detalj her, men vi kan nevne at innsamling og presentasjon av tallmaterialer, f.eks. angående elevene selv eller fra enkle eksperimenter, starter på laveste klassetrinn. Enkel sannsynlighetsregning og beregning av forventning vil kunne foregå i 5.-8. klasse. Enkel regresjon er aktuelt tema i 9.-12. klasse. High-school elever som tar sikte på Collegestudier anbefales å bli kjent med fordelinger som normal, t og kjikvadrat, og de enkleste statistiske metodene knyttet til disse. I hvor stor utstrekning dette er implementert i amerikansk skole, er vanskelig å si, og avhenger nok sterk av lokale forhold. Undertegnede er for tiden i Madison Wisconsin, der i hvertfall elevene i 1.klasse ved vår lokale skole observerer og tegner histogrammer med liv og lyst, og i 7.klasse regner sannsynligheter og forventning, bl.a. for å velge det mest fordelaktige av flere tilbudte spill.



STANDARD 11: STATISTICS AND PROBABILITY

In grades K–4, the mathematics curriculum should include experiences with data analysis and probability so that students can—

- ***collect, organize, and describe data;***
- ***construct, read, and interpret displays of data;***
- ***formulate and solve problems that involve collecting and analyzing data;***
- ***explore concepts of chance.***

Fra Undervisningsutvalget/JL

STANDARD 11: PROBABILITY

In grades 5–8, the mathematics curriculum should include explorations of probability in real-world situations so that students can—

- *model situations by devising and carrying out experiments or simulations to determine probabilities;*
- *model situations by constructing a sample space to determine probabilities;*
- *appreciate the power of using a probability model by comparing experimental results with mathematical expectations;*
- *make predictions that are based on experimental or theoretical probabilities;*
- *develop an appreciation for the pervasive use of probability in the real world.*

STANDARD 10: STATISTICS

In grades 5–8, the mathematics curriculum should include exploration of statistics in real-world situations so that students can—

- *systematically collect, organize, and describe data;*
- *construct, read, and interpret tables, charts, and graphs;*
- *make inferences and convincing arguments that are based on data analysis;*
- *evaluate arguments that are based on data analysis;*
- *develop an appreciation for statistical methods as powerful means for decision making.*

STANDARD 11: PROBABILITY

In grades 9–12, the mathematics curriculum should include the continued study of probability so that all students can—

- *use experimental or theoretical probability, as appropriate, to represent and solve problems involving uncertainty;*
- *use simulations to estimate probabilities;*
- *understand the concept of a random variable;*
- *create and interpret discrete probability distributions;*
- *describe, in general terms, the normal curve and use its properties to answer questions about sets of data that are assumed to be normally distributed;*

and so that, in addition, college-intending students can—

- *apply the concept of a random variable to generate and interpret probability distributions including binomial, uniform, normal, and chi square.*

STANDARD 10: STATISTICS

In grades 9–12, the mathematics curriculum should include the continued study of data analysis and statistics so that all students can—

- *construct and draw inferences from charts, tables, and graphs that summarize data from real-world situations;*
- *use curve fitting to predict from data;*
- *understand and apply measures of central tendency, variability, and correlation;*
- *understand sampling and recognize its role in statistical claims;*
- *design a statistical experiment to study a problem, conduct the experiment, and interpret and communicate the outcomes;*
- *analyze the effects of data transformations on measures of central tendency and variability;*

and so that, in addition, college-intending students can—

- *transform data to aid in data interpretation and prediction;*
- *test hypotheses using appropriate statistics.*

Intervju med ny professor i genetikk: Tore Skrøppa

Folk flest legger trolig lite merke til "Nytt fra statsråd" gjengitt i dagspressen, selv om enkelte av oss har betraktet dette som en slags sladrespalte. Frem til årskiftet 1989/90 hadde denne spalten spesiell interesse for universitetsfolk, og man kunne av og til finne velkjente navn som dukket opp i uventede sammenhenger i forbindelse med utnevnelser. En dag i høst kunne redaktøren av Tilfeldig Gang plutselig lese i Bergens Tidende at Tore Skrøppa var utnevnt til professor i genetikk ved Norges Landbrukshøgskole. Det er avgjort ingen dagligdags foreteelse at statistikere går inn i professorater i andre fag. Sett fra vår side er det naturligvis utmerket med en viss "faglig imperialisme", men kan overganger av denne typen kanskje antyde at vårt eget fag holder på visne bort? Det var nærliggende med et intervju for å bringe forholdene på det rene:

– Gratulerer med utnevnelsen. Hvilket fagområde er det egentlig du skal dekke?

– Jeg er professor i genetikk fra 1. mars. Jeg skal arbeide ved et nytt Institutt for bioteknologiske fag som ble dannet 1. januar, og som skal omfatte de tidligere separate instituttene for genetikk og planteforedling, kjemi og mikrobiologi. Jeg vil her være leder av en gruppe for genetikk og planteforedling. Mine egne interesser er hovedsakelig kvantitativ genetikk og populasjonsgenetikk, men i prinsippet skal vi dekke fagfeltet generelt.

– Hvilke arbeidsoppgaver har denne enheten?

– Vi skal både drive med undervisning og forskning. Det er dels snakk om grunnleggende undervisning i genetikk, og dels om undervisning på et høyere dr. scient.-nivå. Vår forskning vil særlig dreie seg om anvendt genetikk på planter. Dette betyr f. eks. arbeid med å frembringe bedre sorter. Dessuten tar vi opp spørsmål i en økologisk sammenheng, og vi ser faget vårt i et videre perspektiv innenfor miljøforskning.

– Så arbeidsgruppen er mer interessert i planter enn dyr?

– Andre grupperinger ved Landbrukshøgskolen har gjort en stor innsats i foredlingsarbeidet med husdyr. Dessverre er det ikke alltid så nært samarbeid som det kunne være ønskelig. Jeg ser det som viktig å myke opp skillene mellom de ulike grupperingene i faget. Dessuten finnes det naturligvis aktive arbeidsgrupper innenfor bioteknologi som også er aktuelle samarbeidspartnere.

– Hvor arbeidet du tidligere?

– Mesteparten av tiden var jeg ved Norsk Institutt for Skogforskning. Jeg var særlig involvert i arbeidet med skogstrær. Denne virksomheten gav en bred kontaktflate overfor personer med forskjellig bakgrunn, som biologer, landbruksfolk, og folk ved planteskoler. Generelt har det vært viktig i mitt arbeid å ha utstrakte kontakter, særlig internasjonalt. Vi kan ikke alltid ha så store miljøer i vårt land, og det er nødvendig å etablere et godt samarbeid med folk andre steder.

– Hvilken betydning har faget statistikk hatt i det arbeidet som du har utført?

– I mitt arbeid med kvantitativ genetikk har naturligvis metoder som variansanalyse, spesielt varianskomponentmodeller, spilt en vesentlig rolle. Det samme kan sies om regresjonsanalyse. Jeg har også vært opptatt med modeller for seleksjon, der man sterkt forenklet kan si at man vesentlig er interessert i noe som skjer ute i halen i en normalfordeling. Mer generelt har selvsagt statistiske metoder hatt mye å si i populasjonsgenetikk, der man også bruker helt andre ganske avanserte teknikker, hentet f. eks. fra teorien for stokastiske prosesser.

– Hva slags bakgrunn har egentlig de fagfolkene du møter i ditt arbeid?

– På mange måter har landbruksfolkene større forståelse for betydningen av faget statistikk enn andre faggrupper. Det eksisterer en gammel tradisjon på Ås som viser at folk tidlig innså betydningen av å knytte statistikere til seg ved tolkningen av kvantitative data. Jeg kom i sin tid til dette anvendte miljøet for å virke som konsulent, og det var da klart at man trengte statistikere helt fra det første stadiet med forsøksplanlegning, gjennom analysen av data, og frem til utarbeidelsen av manuskripter. Jeg har f. eks. også hatt en del å gjøre med kjemikere, og min erfaring er at de generelt stiller seg langt mer skeptiske til bruk av statistiske metoder.

– Man kan av og til ha følelsen av at de "nyere" spesialområdene innenfor genetikken har fjernet seg fra de tradisjonelle statistiske anvendelsene. Det eksisterer naturligvis moteretninger også på dette området, men mye av utviklingen som gir opphav til avisoverskrifter, ser ut til å stamme fra molekylærgenetikken. Ser du en tendens til avtagende betydning for statistikk innenfor faget genetikk?

– Det stemmer nok til en viss grad at utviklingen har gått i andre retninger der man er mer uavhengig av statistiske metoder. Likevel vil jeg sterkt understreke at statistikk her på Ås er et viktig støttefag for *alle* disipliner. Dette gjelder alle studenter som skal ta dr. scient.-graden. Det er ellers viktig å huske at et felt som populasjonsgenetikk utgjør et grunnlag for mye annen teoribygging. Man kommer ikke utenom en beskrivelse av populasjoner selv om man opererer på det molekylære planet.

– Har du inntrykk av at dine samarbeidspartnere godtar at faget statistikk er noe mer enn en samling teknikker tilpasset forskjellige anvendelser?

– Akkurat på grunnplanet hender det at man får sure reaksjoner fra landbruksstudentene som må begynne med elementær sannsynlighetsregning i det første kurset i statistikk. Likevel er jeg svært opptatt av den generelle modelltankegangen, som bør komme inn i statistikkundervisningen også for slike brukergrupper. Det er vanskelig å prioritere bestemte statistiske teknikker på dette nivået. Vi har ikke nevnt multivariable metoder, men også dette feltet spiller en stor rolle for mange anvendelser. Det forekommer nok av og til at bestemte brukergrupper legger litt for stor vekt på helt spesialiserte statistiske teknikker. I deler av husdyrforedlingen skulle man nesten tro at de statistiske spørsmålene bare dreide seg om invertering av store matriser på datamaskin. Det er viktig å ha et nært forhold til de praktiske problemene, men i undervisningen bør man legge vekt på den generelle tankegangen med statistiske modeller. Bare det at man trenger sannsynlighetsteori og diffusjonsprosesser i populasjonsgenetikk viser hvor

farlig det er å innskrenke seg her.

– Hvordan er den generelle innstillingen på ditt eget fagfelt til statistikerne? Har genetikerne en skeptisk holdning til en som trenger seg inn utenfra?

– Nei, holdningen er den stikk motsatte. Her spiller den lange tradisjonen ved Landbrukshøgskolen en vesentlig rolle. Husk f. eks. at Knut Vik-designet ble utviklet her allerede i 20–30-årene. Jeg tror statistikerne som gruppe nyter stor stor respekt.

– Når du ser tilbake på din egen bakgrunn, kan man som fagmann på et annet område trekke noen spesiell lærdom for utdannelsen av statistikere? Var den oppdragelsen du fikk i faget passende for den karrieren du har hatt?

– I det store og hele mener jeg at man i min tid fikk et godt grunnlag for å arbeide med anvendelser på et annet fagområde. Jeg har likevel noen ganger beklaget at det ikke ble presentert flere konkrete situasjoner med datasett. Et slikt arbeid med reelle data betyr noe spesielt når man siden stilles overfor virkelige problemer. Jeg tror at man med fordel f. eks. kunne hatt semesteroppgaver som skulle vise mer konkrete anvendelser, og man kunne kanskje også ha trukket inn flere lærekrefter utenfra. Muligens er disse problemene annerledes i dag enn for 10–15 år siden. Jeg ville anta at bruken av datamaskiner har gjort det mer naturlig å legge inn praktiske illustrasjoner i undervisningen for kommende fagstatistikere. Man kommer ikke bort fra at en del av teorien som ble presentert var virkelighetsfjern. F. eks. var det liten hjelp å få i praksis med spørsmål av denne typen: Kan jeg bruke normalfordeling i en gitt praktisk situasjon? Dessuten har jeg følelsen av at man burde hørt mer om bestemte teknikker for tilpasning av ikke-normale fordelingsklasser. Akkurat nå arbeider jeg med praktiske problemer med vekstkurver for granplanter, der vi studerer innvirkningen av ulike økologiske faktorer. Her er det bl. a. bruk for tilpasning av Weibullfordeling. Jeg har inntrykk av at statistikerne som kom ut fra Blindern før i tiden, ikke stilte særlig sterkt overfor problemer av denne typen.

– Hvordan er det å bevege seg over i et annet fagområde slik du har gjort? Føler du deg fremdeles som statistiker, eller har du forlatt faget?

– Til en viss grad beklager jeg at jeg har mistet noe av kontakten med det som skjer i det statistiske miljøet. Det er f. eks. vanskelig å holde seg skikkelig à jour med den statistiske litteraturen. Når man er beskjeftiget på et slikt anvendt felt, blir det gjerne til at man konsentrerer seg om et lite delområde av statistikken. Men slik er det vel også når man arbeider som statistiker i egentlig forstand? For øvrig vil det være naturlig å ta opp mer prinsipielle problemer som oppstår underveis ved et samarbeid med eventuelle fagstatistikere som finnes ved ens egen institusjon. Her på Ås planlegger vi bl. a. samarbeid om utvikling av et programbibliotek for spesielle metoder som vi er interessert i.

– Hvis folk møter deg tilfeldig, hva vil du karakterisere deg selv som? Er du statistiker eller genetiker?

– Som professor i genetikk er jeg vel i slike situasjoner nødt til å svare genetiker. Men på mange måter føler jeg meg samtidig som representant også for flere andre faglige retninger. Det blir liksom både snakk om det å være planteforedler,

databehandler og i siste omgang kanskje dataanalytiker. På denne måten kan det være vanskelig å få fast fotfeste noe sted, selv om det hjelper å skape sin egen nisje rent forskningsmessig.

– Det skulle vel passe bra med den filosofien noen av oss prøver å legge frem på elementærforelesninger i statistikk for brukere. Iallfall ynder jeg å gi det forenklede budskapet at faget statistikk må utgjøre verdens midtpunkt, med forgreninger i alle retninger ut til andre fag.

– Det kan man nok til en viss grad være enig i, men ellers trodde jeg egentlig at det var genetikken som inntok en slik fremtredende plass! For øvrig vil jeg understreke at jeg synes utdannelsen i statistikk nettopp gir et egnet grunnlag for å trenge inn i et annet fagområde slik jeg har gjort. Jeg kan godt forestille meg at nyutdannede personer i dag kan anbefales å slå inn på en slik vei. Det krever imidlertid at man er villig til å sette seg inn i problemene slik de presenteres av brukerne selv. Man må gjerne spandere ganske mye tid til å studere grunnlaget for det faget man vil arbeide innenfor. Selv har jeg bl. a. studert planteforedling, genetikk og botanikk ved University of California. Som kuriositet kan det nevnes at jeg tror jeg må være den eneste norske statistiker som har oppholdt seg et år i Berkeley *uten* å studere statistikk!

– Du var heldigvis villig til å ta dette intervjuet på svært kort varsel. Du ymtet noe om at du stod på farten til Budapest?

– Jeg reiser i morgen med en kasse med 1500 grankvister. Vi samarbeider med det ungarske skogforskningsinstituttet om å prøve ut norske frøplanter under andre klimatiske forhold. De norske kvistene skal podes på halvmeterhøy gran på et plantefelt. Jeg tar med kassen med kvister som en annen koffert.

– Ser vi overskriftene i Dagbladet i morgen? Kanskje "Norsk genetiker tatt i grensekontrollen i Ungarn med uleselig innførselstillatelse for norsk gran." Jeg skal innrømme at oppslaget bare lyder forvirrende hvis man erstatter betegnelsen "genetiker" med "statistiker". I alle fall takk for intervjuet.

Ivar Heuch

Hva er egentlig et Knut Vik-design?

Under samtalen med Tore Skrøppa dukket det opp et begrep som intervjueren mente å ha hørt tidligere, men som ikke akkurat tilhørte barnelærdommen. Andre er sikkert langt mer kompetente til å gi utredninger om dette, men en ganske enkel forklaring syntes i alle fall å være på sin plass i forbindelse med begrepet "Knut Vik-design".

Det vanlige hjelpemiddelet redaktøren tyr til i slike situasjoner med oppnøsting av uklare begrep, er det utmerkede verket Encyclopedia of Statistical Sciences. Det viser seg ganske riktig å ha et eget nøkkelord "Knut-Vik design," men noenlunde forståelig blir temaet først i den mer omfattende artikkelen "Latin squares, Latin cubes, Latin rectangles, etc.", skrevet av D. A. Preece. Her finner man virkelig en henvisning til et arbeid publisert av Knut Vik i 1924, oppført som *Meld. Nor. Landbrukshøisk.* **4**, 129–181. Uten noe dypt detektivarbeid får man altså bekreftet at tradisjonen fra Ås har spilt en viktig rolle på et tidlig tidspunkt. Akkurat denne artikkelen i Encyclopedia virker imidlertid ikke så inspirerende rent statistisk. Den ramser opp en rekke underlige kategorier av forsøksplaner og tar opp forskjellige kombinatoriske resultater. Betydningen av oppleggene for selve den statistiske behandlingen blir bare diskutert ganske kort til slutt.

Mange vil kjenne til *latinske kvadrater* som et hjelpemiddel til å gjennomføre treveisgruppering i variansanalyse med det samme beskjedne antall faktorkombinasjoner som man ellers trenger i toveisgruppering. Vi kan tenke oss et landområde inndelt i et rutemønster med n rader og n kolonner. Vi skal sammenligne virkningene av n "behandlinger" av plantene som dyrkes på de forskjellige rutene i skjemaet. Det er naturlig å anvende hver behandling på til sammen n av de n^2 rutene i kvadratet, men hvordan skal behandlingene fordeles utover? La behandlingene bli betegnet med A, B, C, osv. I et latinsk kvadrat vil tilordningen av behandlinger foregå slik at hver behandling forekommer nøyaktig én gang i hver rad, og én gang i hver kolonne. Med $n = 5$ kan det f. eks. gjennomføres som vist nedenfor:

A	B	C	D	E
E	A	B	C	D
D	E	A	B	C
C	D	E	A	B
B	C	D	E	A

Poenget med et slikt opplegg er at eventuelle virkninger av selve plasseringen av en rute i en bestemt rad eller kolonne vil forsvinne når vi betrakter *gjennomsnittsverdien* av avlingene som fås med en gitt behandling. For hver bestemt behandling vil jo et tillegg i forventet avling som er typisk for rad 1, komme inn i én enkelt observert verdi, og tillegget som hører til rad 2 kommer inn i en annen observert

verdi, osv. Det samme skjer med alle tilleggene i forventet avling som skriver seg fra kolonneeffektene. Ved summering av obervasjonsverdiene tilhørende en gitt behandling forsvinner altså egenvirkningene for rad og kolonne. Opplegget forutsetter at det ikke er samspillseffekter til stede mellom faktorene "rad", "kolonne" og "behandling". Studerer vi på tilsvarende måte gjennomsnittsverdiene for de aktuelle radene i skjemaet, vil virkningene av "kolonne" og "behandling" falle bort.

I dette opplegget kan det imidlertid tenkes at det kan forekommer spesielle "diagonaleffekter", som representerer tillegg i forventet avling på grunn av plasseringen på skrålinjer nedover mot høyre eller oppover mot venstre i skjemaet. I eksempelet ovenfor vil spesielt eventuelle effekter representert ved diagonalene nedover mot høyre kunne forveksles med virkningene av behandlingene. Bokstavene A står f. eks. bare nedover langs hoveddiagonalen. Vil man ta hensyn til slike mulige diagonaleffekter, kan man benytte et *Knut Vik-design*, der plasseringen av behandlinger utover i skjemaet pålegges ytterligere betingelser. Her skal nemlig hver behandling bare forekomme én gang i hver venstrediagonal og én gang i hver høyrediagonal, i tillegg til de vanlige restriksjonene i et latinsk kvadrat. (Utenfor hovediagonalene må vi se på *avbrutte* diagonaler som består av to deler med til sammen n ruter.)

Skjemaet nedenfor gir derfor eksempel på et Knut Vik-design:

A	B	C	D	E
D	E	A	B	C
B	C	D	E	A
E	A	B	C	D
C	D	E	A	B

Dette gir et overfladisk inntrykk av hovedidéen bak dette forsøksopplegget. Jeg har dessverre ikke klart å få tak i den opprinnelige publikasjonen fra Landbrukshøgskolen, men kanskje er det andre lesere som kan bidra med mer informasjon om hvordan dette egentlig foregikk? Om personen Knut Vik (1881–1970) sier Aschehougs konversasjonsleksikon at han var professor i plantekultur og leder av Landbrukshøgskolens åkervekstforsøk i tiden 1921–1951. Han oppnådde meget betydningsfulle resultater i planteforedlingen, særlig med hvete, og utførte banebrytende arbeider i forsøksmetodikk.

I. H.

Bokomtale

Henrik Dahl: Statistikk på lommeregner. Kristiansand: ADH-serien 11, 1989. ISBN 82-7117-217-4. 30 sider, kr. 40.

Da jeg fikk denne lille trykksaken i hende, gikk tankene til min studietid på NTH i begynnelsen av 1960-årene. Den gangen var det regnestaven som var vårt hjelpemiddel. Den er ypperlig til multiplikasjon, divisjon og trekning av kvadratrøtter. Men den kommer til kort ved addisjon, og den er således av begrenset hjelp i statistikk når vi skal beregne middelverdier og kvadratsummer. Vi fikk derfor alltid pene tall til eksamen slik at ikke all tid skulle gå med til tallregningene. Ved Universitetet i Oslo ble eksamen i det første kurset i statistikk arrangert over to dager. Den første dagen hadde en teoretiske oppgaver av den type som vi fremdeles kjenner. Den andre dagen hadde en praktiske oppgaver der en satt med mekaniske håndkverner og sveivet frem middelverdier og kvadratsummer i kamp med klokken.

Det er ikke underlig at statistikere som hadde vært utsatt for den slags oppdragelse, hoppet i taket av begeistring da lommeregnere, og spesielt programmerbare lommeregnere, kom for omtrent 10 år siden. Henrik Dahl er en av disse entusiastene. Allerede i 1981 var han ute med skriftet "Ta sjansen med Casio FX-3500P. Noen programmer for den programmerbare lommeregneren Casio FX-3500P." Heftet som omtales her er en lett omarbeidet versjon av dette for Casio 180P. Dette er en av de rimelige programmerbare lommeregnerne. Den kan ta 38 programsteg og koster kr. 380.

Dahl viser hvordan Casio 180P kan brukes til ulike beregninger som en møter i den elementære statistikkundervisningen: fakultet, binomialkoeffisienter, simulering av Bernoulli-forsøk og normalfordelte størrelser. Han har også med et kapittel om tabulering av binomial- og normalfordelingene. I kapittelet om standardavvik diskuteres problemet med avrundingsfeil og tap av signifikante sifre.

Fremstillingen er interessant, og det er underholdende å sette seg ned og gå gjennom programeksemplene. Heftet som er i A-5 format, har en tiltalende fremtoning, men figurene lider av at de er forminsket.

Jeg er usikker på formålet med skriftet. En får inntrykk av at forfatteren beveger seg på grensen av hva Casio 180P klarer, og at målet hans er å vise hva en enkel programmerbar lommeregner er i stand til. De fleste programmene er minst like vanskelige å forstå som de problemene de er ment å illustrere. De kan derfor virke som en avsporing fra det egentlige temaet dersom de brukes i statistikkundervisningen.

Dette er egentlig et alment problem i undervisning. Selv om vi eldre synes at nye metoder og eksempler illustrerer et poeng godt, ja, kanskje til og med gir ny innsikt, er det ikke alltid slik for de unge som møter stoffet for første gang. Mange av våre aha-opplevelser kommer på grunn av den erfaring vi har, og de vil

gjerne gå hus forbi hos dem som ikke har den samme bakgrunn. Jeg tror at dette er en fare som vi fra "regnestav-generasjonen" skal vokte oss for. Videre er det ikke sikkert at de unge deler vår entusiasme for lommekalkulatorteknologien. De ønsker kanskje vel så gjerne å ta PC'ene i bruk med én gang.

Til tross for disse reservasjonene tror jeg at innholdet i Dahls hefte vil virke aktiviserende på en del studenter.

Trygve S. Nilsen

Bokanmeldelse

Roderick J. A. Little og *Donald B. Rubin:* Statistical Analysis with Missing Data. New York: John Wiley, 1987. ISBN 0-471-80254-9. 278 sider, kr. 470.

Dette er en unik bok. Med utgangspunkt i et rektangulært datasett diskuterer den statistisk analyse når en eller flere celler i datamatrisen mangler. Bokens første del er en historisk oversikt over metoder som anbefales når data mangler innen variansanalyse, innen utvalgsundersøkelser og innen multivariat analyse. Grovt sett deles metodene i fire hovedgrupper: (1) Metoder basert på analyse av komplette observasjoner (alle rader med huller i datamatrisen utelates); (2) metoder basert på "imputering" (forskjellige metoder til å fylle hullene); (3) metoder basert på vektningsprosedyrer (innen utvalgsundersøkelser baseres inferens ofte på "design"-vekter: observasjoner kan tillegges vekter omvendt proporsjonalt med sannsynligheten for at observasjonsenheten skulle havne i utvalget; denne metoden føres videre, og observasjonen vektes også med et estimat for sannsynlighet for nonrespons); (4) modell-baserte metoder hvor manglende data bygges inn i modellen, og inferens baseres på denne modellens rimelighetsfunksjon. I bokens andre del er det nettopp den modellbaserte angrepsmåten som videreføres. Her kan det anmerkes at det også er svært nyttig for forståelsen av tradisjonelle metoder å se disse generalisert til å omfatte manglende observasjoner.

Bokens andre del, rimelighets-baserte tilnærminger til analyse av manglende data, gir først et elementært, men absolutt lesverdig introduksjonkapittel til generell rimelighetsbasert inferens. En sentral distinksjon er mellom to klasser av manglende data: nonrespons som kan ignoreres, og nonrespons som ikke kan ignoreres. Man har nonrespons som kan ignoreres når observasjonsenheter med samme verdier for observerte variabler ikke er systematisk forskjellige for verdier av variabler som mangler hos nonrespondentene. I motsatt fall har man nonrespons som ikke kan ignoreres, og mekanismen som fører til at data mangler, må bygges inn i modellen. Begge typer nonrespons behandles, men metodene er naturlig nok utviklet i størst grad når nonresponsmekanismen kan ignoreres. Det

gis en god innføring i EM-algoritmen, som igjen anvendes på en rekke vanlige problemer når data mangler for multivariat normalfordelte variabler: (1) estimering av gjennomsnittsvektor og kovariansmatrise, (2) multippel lineær regresjon som inkluderer ANOVA og multivariat regresjon, (3) modeller for repeterte målinger, og (4) utvalgte tidsrekkemodeller. Analyse av kategoridata omhandles i et eget kapittel; likeledes estimeringsprosedyrer innen utvalgsundersøkelser, hvor særlig variansestimering synes å dra fordel av forfatternes modellbaserte metoder (f. eks. multippel imputering).

Denne boken er forfriskende siden den bryter med den lange kjeden av nokså like innføringsbøker i anvendt statistikk ved å bringe nytt stoff over i bokform. Den setter derfor større krav til teoretisk skolering hos leseren, og selv om boken er siktet inn mot brukere av statistiske metoder, skyter den til tider over målet og henvender seg til metodeforskeren innen feltet. Å ta metodene i bruk straks er heller ikke mulig siden det nok tar mange år før disse modellene finner veien inn i statistisk programvare. Boken anbefales.

Stein Emil Vollset

Rapport fra etterutdanningsseminaret i dataanalyse og grafiske metoder

Foreningens etterutdanningsseminar i Dataanalyse og grafiske metoder ble avholdt ved Matematisk institutt ved Universitetet i Oslo 5.-7. februar. Kurset ble organisert av en arrangementskomite bestående av Ørnulf Borgan (Matematisk institutt, UiO), Eivind Damsleth (Norsk Hydro) og Kjetil Halvorsen (Norsk Regnesentral).

Kurset samlet 38 deltagere, hvorav 5 ikke var fra Oslo-regionen. Som kjent hadde foreningen vært så heldig å få William S. Cleveland fra Bell Laboratories som foreleser og kursleder. Etter forslag fra Cleveland hadde arrangementskomiteen i tillegg fått Geir Harald Strand fra Norsk Regnesentral til å forelese deler av stoffet. Ved siden av de ordinære forelesningene var det gruppediskusjoner og illustrasjon av dynamiske grafiske metoder på video.

Kurset var såvidt arrangementskomiteen kan vurdere det, på grunnlag av egene observasjoner og ved samtaler med kursdeltagerene, faglig sett meget vellykket. Deltagerene fikk illustrert og diskutert ulike grafiske teknikker fra de helt enkle til de mer avanserte. Spesielt viktig var det kanskje at deltagerene ble nødt til å tenke igjennom hvordan ulike grafiske plott fungerer - hvilke gir rent visuelt det riktige budskapet og hvilke gir et annet budskap enn det en ønsker å formidle. Endelig fikk deltagerene en smak på det som kanskje blir framtidens grafiske metoder, nemlig de dynamiske.

Delvis på grunn av for lite grundig budsjettering fra arrangementkomiteens side, og delvis på grunn av ekstra utgifter som vi vanskelig kunne forutse, fikk kurset økonomisk sett et lite "Mongstad-preg". Det vil gå med et underskudd på over 10 000 kr. Underskuddet skyldes mangelfull komunikasjon mellom Cleveland og arrangementskomiteen før utsendelsen av innbydelsesbrosjyren når det gjaldt antall overheads som måtte kopieres og omkostningene forbundet med at hver deltager fikk et eksemplar av første utgave av Clevelands bok "The Elements of Graphing Data". Arrangementskomiteen tar på seg det fulle ansvaret for at disse forholdene ikke ble sjekket bedre opp før prisen for kurset ble fastsatt og innbydelsesbrosjyren sendt ut. I tillegg fikk vi uforutsette utgifter ved at AV-tjenesten ved Universitetet i Oslo, i motsetning til det inntrykket vi fikk da vi snakket med dem, ikke klarte å framskaffe video-utstyr som kunne spille Clevelands videoer. Video-utstyr måtte derfor leies inn for anledningen. Da alle overskridelsene skyldtes utgifter som direkte kom deltagerene til gode, og foreningen som kjent har et betydelig fond som kan dekke underskudd ved slike arrangementer, valgte arrangementkomiteen å prioritere å arrangere et godt kurs i samsvar med omtalen av kurset i innbydelsesbrosjyren i stedet for å prøve å kutte ned på utgifter som ville redusere det faglige utbyttet for deltagerene. Vi håper at foreningens medlemmer er enig i denne prioriteringen.

For arrangementskomiteen, Ørnulf Borgan

Norsk statistikermøte 10.-12. juni 1991

Styret i NSF har sammen med det gamle og det nye styret i Oslo-foreningen diskutert det norske statistikermøtet som skal holdes i Oslo-området neste år. Tidspunktet for møtet ble fastsatt til 10.-12. juni. Til orientering for medlemmene gjengis videre følgende fra referatet fra fellesmøtet mellom styret i NSF og styrene i Oslo-foreningen om det norske statistikermøtet:

Henriette Eide, Øystein Evandt og Bent Natvig hadde på forhånd undersøkt mulige arrangementssteder for møtet i nærheten av Oslo. Spesielt hadde Bent og Henriette reist ned til Jeløy folkehøgskole ved Moss. Dette er en forholdsvis nybygd folkehøgskole med tilhørende kurssted som drives av Frelsesarmeen. Standarden på rom og auditorier er god. Tross i de vanlige "folkehøyskoleproblemene" når det gjelder alkoholservering, var det enighet om at dette var et godt alternativ som de tilstedeværende kunne slutte seg til.

Styret i Oslo-foreningen ble valgt til organisasjonskomite for møtet.

Hovedtemaet for møtet ble diskutert, og det ble enighet om at dette skulle være anvendt statistikk. Programkomiteen settes derfor sammen med representanter for anvendte statistikk-miljøer innen landbruksrettet statistikk, medisinsk statistikk, statistikk rettet mot teknologiske anvendelser og forsikring. Inge Helland ble valgt til formann i programkomiteen. Styret vil videre forespørre Aage Tverdal, Geir Storvik og Morten Folkeson om å gå inn i komiteen. Programkomiteen bør ha hovedprogrammet klart innen 1. desember slik at det kan tas inn i det nummeret av TG som kommer rett før jul. En folder med invitasjon til møtet og blankett for påmelding bør sendes ut i februar 1991. Denne folderen bør inneholde et (nesten) endelig program for møtet. Det var enighet om at ordningen med en sesjon for doktorgrads- og hovedfagsstudenter fra siste norske møte bør videreføres. (Påmeldingsfristen til denne sesjonen bør antagelig være noe senere enn for det øvrige programmet.) Videre tenker en seg et møte med et noe mindre stramt program enn forrige gang, for eksempel på bekostning av bedriftsbesøket.

Som reflektert i stedsvalget ønsket de tilstedeværende å følge opp lavprispolitikken for de norske møtene fra de senere årene. Det bør være en egen lavere pris for studenter. Styret bør også som ved siste norske møte åpne opp for muligheten for studenter om å søke støtte fra NSF til dekning av reiseutgifter.

De som har blitt spurt om å sitte i programkomiteen har sagt seg villige til dette. Styret har dermed nå oppnevnt en programkomite for møtet med den sammensetningen som framgår ovenfor.

Ørnulf Borgan

Planlegging av Den 14. nordiske konferansen i matematisk statistikk

I 1992 skal Norsk Statistisk Forening arrangere den 14. nordiske konferansen i matematisk statistikk. Dette vil være en av de viktigste oppgavene for foreningen de neste årene. Styret har derfor alt begynt å diskutere arrangementet. Til orientering for medlemmene gjengis her følgende fra referatet fra styremøtet hvor konferansen ble diskutert:

Arrangementssted for møtet ble diskutert. Det var enighet om å undersøke følgende alternativer i første omgang: Røros, Lillehammer eller en Sørlandsby.

Styret oppnevnte Leiv Solheim som formann i organisasjonskomiteen.
Det var enighet om at det vil være mest hensiktsmessig hvis komiteens to øvrige medlemmer også kom fra Oslo-området. I første omgang vil Thore Egeland og Tormod Næs bli spurt om å gå inn i komiteen. Organisasjonskomiteens første oppgave vil være å komme fram med et begrunnet forslag til sted for det nordiske møtet. Dette arbeidet bør utføres i vår slik at styret kan fastsette arrangementssted 1.juni d.å. Styret går inn for at organisasjonskomiteen i sitt arbeid får bruke den hjelpen fra profesjonelle kongressarrangører de finner hensiktsmessig.

Styret diskuterte sammensetningen av programkomiteen for møtet.
Det var enighet om at denne bør settes sammen med erfarne statistikere fra hele landet med bred og variert kontaktflate. I første omgang vil styret forespørre følgende personer om å sitte i programkomiteen: Jostein Lillestøl (formann), Nils Lid Hjort, Emil Spjøtvoll og Ib Thomsen. Programkomiteen bør ha hovedforedragene med foredragsholdere (som har bekreftet at de er villige) klare til 1.mars 1991. Temaene for gruppesesjonene med (villige) gruppeledere bør være klare til 1. juni 1991. Ørnulf Borgan fungerer som styrets kontaktperson i forhold til programkomiteen.

Styret diskuterte endelig kort omfanget av det faglige programmet.
Det var enighet om at antall grupper bør være mindre enn tilfellet er for Odense-møtet nå i sommer. Et passende tall er etter styrets mening 6-8 grupper. Det var videre enighet om at tidsplanen for møtet bør legges opp slik at den passer for de deltagere som ønsker det reise hjemmefra mandag morgen og returnere i løpet av fredagen. Omfanget av programmet mandagen og fredagen må derfor tilpasses stedsvalget og tidstabeller for tog og fly. Programmet forøvrig må også tilpasses opplegget fra organisasjonskomiteen når det gjelder utflukter, tilgang på lokaler, m.m. Det er derfor viktig at programkomiteen og organisasjonskomiteen holder kontakt og samordner sitt arbeide.

Alle de som har blitt spurt om å delta i program- og organisasjons-komitene har sagt seg villige til dette. Styret har dermed nå oppnevnt komiteer med den sammensetningen som framgår ovenfor.

Ørnulf Borgan

NYTT FRA AVD.C
Matematisk institutt, UiO

Dr. philos.

Ragnar Norberg holdt 18. desember 1989 sine prøveforelesninger for den filosofiske doktorgrad:
"Hierarkisk empirisk Bayes" (selvvalgt emne) og *"Nyere teori for avsetting av IBNR-reserver"* (oppgitt emne)

Den 19. desember forsvarte han sin avhandling:
"Empirical Bayes in the Unbalanced Case – Basic Theory and Applications to Insurance Problems"

Sakkyndig komité :
Professor Emil Spjøtvoll, Norges tekniske høgskole (1. opponent)
Professor Bjørn Sundt,Universitetet i Oslo (2. opponent)
Professor Jan M. Hoem, Universitetet i Stockholm

Forskningsrapporter

Grete U. Fenstad & Eva Skovlund : *'A Two-sample Sequential Rank Test by Sen Investigated by Stochastic Simulation'*
Statistical Research Report, No 5 1989

Walther Neuhaus : *'Dynamic Linear Models and the Discrete Kalman Filter'*
Statistical Memoirs, No 1 1989

Gjest

Karol Andrzejczak fra Poznan, Polen oppholder seg som statsstipendiat ved avdelingen i vårsemestret.

NYTT FRA UNIVERSITETET I BERGEN

Uteksaminert cand. scient.

Inger Elin Lilland: *'Verdisetting av renteopsjoner.'* Veileder: Jostein Paulsen.

Ansettelse

Stein Emil Vollset er ansatt som førsteamanuensis i medisinsk statistikk ved Seksjon for medisinsk informatikk og statistikk, Universitetet i Bergen fra 1. februar 1990.

Forskningsrapport

Dag Tjøstheim og Bjørn Auestad: Identification of nonlinear time series. First order characterization and order determination. Statistical Research Report No. 20, Dec. 1989.

NYTT FRA GRUPPE FOR STATISTIKK, NTH

FERDIG DR.ING.

Fred Godtliebsen: "Flerdimensjonale stokastiske prosesser innen billedbehandling".

Sakkyndig komité:

Professor Peter Green, University of Bristol
Førsteamanuensis Nils Lid Hjort, Universitetet i Oslo
Professor Emil Spjøtvoll, NTH (veileder).

FERDIGE SIVILINGENIØRER

Olav Bakken: "Regression models for censored life time data, with applications to reliability analysis of safety valves". (Veileder: Bo Lindqvist).

Sigurd Borge: "Multinære strukturer med delvis ordnede system- og komponenttilstander". (Veileder: Bo Lindqvist).

Oddgeir Drevdal: "Pålitelighet av brannalarmsystemer i større bygninger". (Veileder: Stein B. Jensen).

Einar Gulbrandsen: "Modellering ved hjelp av tidsrekkeanalyse av data fra en smelteovn for produksjon av ferrosilisium". (Veileder: Emil Spjøtvoll)

Helge Hellebust: "Exact and approximate calculations of uncertainty in system reliability evaluations". (Veileder: Bo Lindqvist).

Frank Jaegtnes: "Aortaventilkirurgi ved Regionsykehuset i Trondheim 1983-1987. Analyse av risikofaktorer, mortalitet og ventilrelaterte komplikasjoner". (Veileder: Emil Spjøtvoll).

Lars H. Katteland: "Optimalisere krav til påliteligheten i systemer". (Veileder: Stein B. Jensen).

Magnar Lillegård: "Om undersøkelse av levetid for smelteovner til aluminiumsproduksjon". (Veileder: Arnljot Høyland).

Jon Daniel Nesje: "Datasikkerhet og sårbarhetsanalyse". (Faglig ansvarlig: Stein B. Jensen. Ekstern veileder: Frank Wettland, Siktec A/S).

Kjersti Aas: "Empiriske Bayes-metoder i bildeforbedring". (Veileder: Emil Spjøtvoll).

GJEST

Professor Kjell Doksum, Harvard University, gjester instituttet i tiden 31.3 - 4.4.1990. Tirsdag 3. april vil han holde et foredrag i Statistisk Forening Trondheim. Foredraget har tittelen "Avhengighetsmål i ikke-normale fordelinger. Korrelasjon som funksjon av kovariante verdier".

AMANUENSISSTILLING

Det har meldt seg 3 søkere til den utlyste amanuensisstillingen.

UTNEVNELSE

Marvin Rausand, som hittil har vært avdelingsleder ved SINTEF, Avdeling for sikkerhet og pålitelighet, er utnevnt til professor i pålitelighetsteknikk ved Universitetet i Trondheim, NTH.

STATISTISK FORENING I BERGEN

ÅRSBERETNING 1989

Forige årsmøte ble avholdt 13/12 1988. Årsberetning og regnskap for 1988 ble da godkjent, og ordningen med gratis medlemskap i lokalforeningen ble opprettholdt for 1989.

Styret for 1989 har hatt følgende sammensetning:

Formann Jostein Paulsen, Matematisk institutt, UiB
Sekretær Rolv Terje Lie, Medisinsk fødselsregister, UiB,
Kasserer Anne Berit Salen, Televerket
Styremedlem Ole Lauvskar, Norges kollektive pensjonskasse

Styret har forberedt fire møter i 1989:

14/3 David Jacobs: Uses of Statistics in Epidemiology.

30/5 Tore Høiseter: Noen statistiske problemstillinger innen marinbiologi. (avlyst p.g.a. sykdom)

3/10 T.W. Anderson: Asymptotisk robusthet i tidsrekkeanalyse: Regresjon og autoregresjon.

5/12 Trond Olsen: Optimalt investeringstidspunkt under usikkerhet.

Rolv Terje Lie
Sekretær

ÅRSMØTE FOR STATISTISK FORENING I OSLO

Mandag 12.2.1990 kl 1900.

Referat:

Årsmøtet ble holdt på Norsk Regnesentral, Gaustadalleen 23.

a) Øystein Evandt ble valgt til møteleder og Inge Helland til referent.
b) Årsberetningen for 1989 ble godkjent. Det ble opplyst at hovedforeningen har vedtatt å overføre et beløp på kr 3000,- til Oslo-foreningen.
c) Det reviderte regnskapet for 1989 ble godkjent.
d) Årskontingent blir fortsatt innkrevd av hovedforeningen.
e) Det ble mot 1 stemme vedtatt å forandre betegnelsen "formann" i foreningen til "leder".
f) Henriette Eide, Nycomed ble enstemmig valgt til leder i foreningen for 1990.
Styremedlemmene blir:

Øystein Evandt (gjenvalg)
Frøydis Bjerke (ny)
Doris Tove Kristoffersen (ny)
Magne Aarset (ny)

Leiv Solheim og Per Lea ble gjenvalgt som revisorer.

Etter årsmøtet holdt Tore Schweder (på kort varsel) et foredrag med tittel "Den Internasjonale Hvalfangst-kommisjonen, en slagmark for statistikere".

Inge Helland
Referent

ARSBERETNING 1989 FOR STATISTISK FORENING I OSLO

Følgende personer ble valgt til tillitsverv på årsmøtet 28.februar 1989:

Formann:	Øystein Evandt	Veritas	(ny som formann, gjenv. i styret)
Styre-medlemmer:	Thore Egeland,	UiO	(gjenvalg)
	Henriette Eide,	Nycomed	(gjenvalg)
	Inge Helland	NLH	(gjenvalg)
	Rolf Volden	Norsk Regne-sentral	(gjenvalg)
Revisorer:	Per Lea	MATFORSK	(gjenvalg)
	Leiv Solheim	SSB	(gjenvalg)

Styret konstituerte seg med Henriette Eide som sekretær og Thore Egeland som kasserer. Det har vært holdt 2 styremøter i 1989. Nødvendig kommunikasjon mellom styremedlemmene har forøvrig foregått over telefon.

Innkallinger til medlemsmøtene har vært sendt til alle som er registrert på medlemslistene i hovedforeningen og som har postnummer lavere enn 3999.

Det har ikke vært noen årskontingent til den lokale Oslo-foreningen, da denne har fått overført en sekkepost på kr 3000,- fra hovedforeningen. Det er gitt tilsagn om det samme beløp i 1990. Foreningens regnskap for 1989 er sendt til revisjon, og vil bli lagt fram på årsmøtet 12. februar 1990.

Foreningens viktigste aktiviteter har vært 4 foredrags- og diskusjonsmøter, med sosialt samvær og enkel servering. Fremmøtet har variert fra vel 10 til ca. 25 medlemmer. Avholdte møter:

28.2.89: Årsmøte og medlemsmøte.
Professor Bent Natvig, UiO
"Bayesians in the night?"
Møtested: Norsk Regnesentral

28.3.89: Sjefsanalytiker Erik Langaker, Delphi A/S
"Teknisk analyse av aksjekurser på Oslo Børs"
Møtested: Nycomed

23.10.89: Professor Fred Wenstøp, BI
"Prognoser for utbredelse av AIDS i New York"
Møtested: Norsk Regnesentral

20.11.89: Forsker Tormod Næs, Matforsk
"Faglige erfaringer fra et arbeidsår i USA"
Møtested: Norsk Regnesentral

Styret vil takke Norsk Regnesentral og Nycomed for å ha stilt møtelokaler til disposisjon, og Nycomed for rekvisita og porto i forbindelse med utsendelse av papirer til medlemmene.

Styret

Tilfeldig Gang har fått oversendt annonsering av to møter som skal foregå denne våren, der de offisielle påmeldingsfristene allerede er gått ut. Arrangørene gir imidlertid uttrykk for at de fortsatt er interessert i flere deltagere som måtte melde seg, selv om det kan bli problemer med innkvartering.

STIFTELSESMØTE

NORSK FORENING FOR EPIDEMIOLOGI,
BERGEN 28. – 29. MAI 1990

VITENSKAPELIG PROGRAM

Mandag 28. mai

10.00–10.05	Introduction (L.M. Irgens)
10.05–10.15	Welcoming remarks from the University of Bergen (Rector/Director)
SESSION I	**Epidemiology, a scientific discipline with community responsibilities. How can Norway contribute?** Chairman: K. Bjartveit, co-chairman E. Arnesen
10.15–11.00	Epidemiology: visions of the future (O.S. Miettinen, Canada)
11.00–11.45	Epidemiological research and public health. (G. A. Rose, U.K.)
11.45–12.15	Break. Coffee/Tea
12.15–13.00	A new Europe. Needs for and roles of epidemiological research and services (M.F. Lechat, Belgium)
13.00–14.30	LUNCH
SESJON II	**Grunnlag for epidemiologisk forskning i Norge** Møteledere: L. Bakketeig, P. Magnus
14.30–15.00	Epidemiologi i Norge. Hva har vi oppnådd og hvor går veien videre? (F. Mellbye)
15.00–15.30	Helsevesenets behov for epidemiologisk forskning (T. Mork)
15.30–16.00	Datagrunnlag for epidemiologisk forskning i Norge. Trenger vi en sentral informasjonsbase for epidemiologisk forskning? (T. Bjerkedal)
16.00–16.30	Folkehelse og personlig integritet. Konflikt eller harmoni? (G. Apenes)
16.30–16.45	Orientering om stiftelsesmøte for Norsk forening for epidemiologi, 29. mai
18.00–	Mottagelse i Grand selskaplokale med etterfölgende festspilldeltagelse

Tirsdag 29. mai

09.00–12.00	**Paneldebatt: Epidemiologisk forskning i Norge. Utviklingsmuligheter.** Ordstyrere: O.H. Førde, S. Westin
09.00–09.10	Innledning (O.H. Førde)
09.10–09.20	Hjertekarsykdommer (D.S. Thelle)
09.20–09.30	Kreft (F. Langmark)
09.30–09.40	Infeksjonssykdommer (S. Aasen)
09.40–09.50	Perinatale helseproblemer (L.M. Irgens)
09.50–10.00	Orale sykdommer (O. Haugejorden)
10.00–10.10	Arbeidslivsepidemiologi (S. Langård)
10.10–10.20	Atferdsepidemiologi (R. Eide)
10.20–10.30	Geografisk epidemiologi (A. Åse)
10.30–11.50	Fri debatt
11.50–12.00	Oppsummering (O.H. Førde)
12.00–13.30	LUNCH
13.30–16.00	**Stiftelsesmøte for Norsk forening for epidemiologi**
16.00–16.15	Avslutning

PÅMELDINGSSKJEMA

STIFTELSESMØTE FOR NORSK FORENING FOR EPIDEMIOLOGI

BERGEN, 28 - 29 MAI 1990

Etternavn: _____ Fornavn: _____

Gate/Vei : _____ P.Boks : _____

Sted/By : _____ Land : _____

Ledsager : _____

Ankomst : _____ Avreise: _____

KONGRESSAVGIFT	Før 1/4 -90	Etter 1/4 -90	Total
Deltageravgift	500,-	700,-	NOK
Ledsageravgift	225,-	225,-	NOK

SOSIALT PROGRAM			Antall
Mottagelse Grand	28/5	Inkl.	___
Festspill-forestilling	28/5		___
Nachspiel Lepramuseet	28/5	Inkl.	___
Lunch	28/5	Inkl.	___
Lunch	29/5	Inkl.	___

Se neste side

HOTELBESTILLING	Pris pr. natt	
SAS Royal Hotel:		
Dobbeltrom m/frok.	NOK 1295,-	NOK
Enkeltrom m/frok.	NOK 1145,-	NOK
Orion Hotel:		
Dobbeltrom m/frok.	NOK 710,-	NOK
Enkeltrom m/frok.	NOK 490,-	NOK
Hotel Rosenkrantz:		
Dobbeltrom m/frok.	NOK 670,-	NOK
Enkeltrom m/frok.	NOK 500,-	NOK

TOTALT Å BETALE NOK

HOTELLER:

Alle tre hotellene ligger like ved Bryggen Museum der møtene skal holdes.

SOSIALT PROGRAM:

Vi tar sikte på en felles festspill-forestilling for deltagerne, enten et teaterbesøk eller en konsert. Priser vil bli oppgitt senere. Før forestillingen blir det en mottagelse på Grand, og etterpå nachspiel i Lepramuséet.
Vi gjør oppmerksom på at billettbestilling ved avkryssing på påmeldingsskjemaet er bindende. Bestilte billetter vil bli utdelt i sekretariatet ved ankomst/registrering.

AVBESTILLING:

- Ingen avgift dersom skriftlig avbestilling før 1/4 1990.
- Etter 1/4 er avbestillingsavgiften NOK 250,-
- Hvis avbestilling etter 15/5 refunderes ikke kongressavgiften.

PÅMELDINGSSKJEMA sammen med innbetaling av kongressavgift og hotell sendes til:

HSD CONGRESS-CONFERENCE
Postboks 1721, Nordnes
5024 BERGEN
Tlf. : 05-318414
Fax : 05-230655
Telex : 42607 hsd n

Bankkonto: 6501.05.39387
Kreditkassen/Fiskernes Bank,
Bergen

Dato_____ Underskrift_____

Hermed indbydes til den 13. Nordiske Konference i Matematisk Statistik

Konferencen afholdes på Odense Universitet i perioden mandag 11/6 til fredag 15/6 1990. Der vil være registrering på universitetet mandag kl. 11–17

Konferencen består af hovedforedrag og gruppesessioner jvf. vedlagte foreløbige program. Af hensyn til den videre planlægning af gruppesessionerne bedes deltagerne anføre numrene på de grupper de ønsker at deltage i ved registreringen. Hvis nogen ønsker at komme med et indlæg i en gruppe bedes de snarest kontakte gruppelederen – adresseliste er vedlagt.

Konferencegebyret omfatter en velkomst på Odense Rådhus mandag 11/6 kl. 18.30. hvor der vil blive serveret en drink. Desuden omfatter gebyret udflugten onsdag eftermiddag med bus til Fyns Hoved, hvor der er mulighed for en travetur og hvor der vil blive serveret en øl/vand og en sandwich. Gebyret omfatter også konferencemiddag med dans torsdag aften på restaurant Amfita i "Brandts Klædefabrik".

Ved tilmeldingen er det muligt at bestille et specielt 5–dages kort til Odense Bybusser for 60 DKK, hvilket anbefales da universitetet ligger i udkanten af byen. Der vil blive arrangeret fælles frokost tirsdag, onsdag og torsdag for 60 DKK pr. dag, altså ialt 180 DKK. Tilmelding og betaling for frokosten bedes gjort ved tilmeldingen. Ved tilmeldingen skal konferencegebyret – 800 DKK for deltagere og 450 DKK for ledsagere (omfatter velkomst, udflugt og middag) – indbetalt sammen med betalingen for buskort og frokosten. Beløbet bedes vedlagt i check i danske kroner eller indsat på postgirokonto 3 18 84 18, Dansk Selskab for Teoretisk Statistik. Det er en stor hjælp hvis en kopi af girokvitteringen vedlægges registreringsblanketten. Hotelværelse etc. bestilles via tilmeldingsblanketten. Hotellet betales ved afrejse. Af hensyn til det begrænsede antal værelser anmodes om hurtig tilmelding idet værelserne vil blive fordelt i den rækkefølge tilmeldingsblanketterne indkommer. Ved bestilling af flersengsværelser er det muligt at anføre hvem man ønsker at dele rum med. Odense har en centralt beliggende campingplads (tlf. 66 11 47 02). Bekræftelser på reservationerne vil blive sendt efter tilmeldingsfristens udløb 11/3.

13. NORDISKE KONFERENCE I MATEMATISK STATISTIK
11. - 15. JUNI 1990
TILMELDINGSBLANKET

EFTERNAVN: FORNAVN:
ARBEJDSSTED: TLF.:
POSTADRESSE:
POSTNR./BY: LAND:
LEDSAGER/E:

KONFERENCEGEBYR	PRIS PR.DELT.	ANTAL	
Aktiv deltager	DKK 800	___	DKK ___
Ledsager/e	DKK 450	___	DKK ___
FÆLLESARRANGEMENTER			
11/6 - Reception på ODENSE RÅDHUS		___	DKK 0
13/6 - Ekskursion til NORDFYN		___	DKK 0
14/6 - Konferencemiddag på Rest.AMFITA		___	DKK 0
BUSKORT - ODENSE BYTRAFIK			
11/6-15/6 (alle linier)	DKK 60	___	DKK ___
FROKOST - ODENSE UNIVERSITET			
Tirsdag ☐ Onsdag ☐ Torsdag ☐	DKK 60 pr.dag		DKK ___
		IALT:	DKK ___

BETALING

Vedlagt i check, udstedt til ODENSE KONGRES BUREAU, i DKK (danske kroner), trukket på dansk bank ☐

Indsat på postgirokonto nr. 31 88 418 DANSK SELSKAB FOR TEORETISK STATISTIK ☐

REGISTRERING FORETAGES, NÅR BETALINGEN ER MODTAGET.

GRUPPESESSIONER (jf. programmet)

☐☐☐☐ anfør numre)

HOTELRESERVATION ønskes: JA/NEJ

KAT.A:	Enkeltværelse m/bad	DKK 525	☐
	Dobbeltværelse m/bad	DKK 690	☐
KAT.B:	Enkeltværelse m/bad	DKK 490	☐
	Dobbeltværelse m/bad	DKK 635-650	☐
KAT.C:	Enkeltværelse u/bad-m/bad	DKK 230-260	☐
	Dobbeltværelse u/bad-m/bad	DKK 390-420	☐
	3-sengsværelse m/bad	DKK 580	☐
	4-sengsværelse m/bad	DKK 750	☐

Alle priser er vejledende og incl.morgenmad.- pr.nat. Betaling til hotellet ved afrejse - til Vandrerhjemmet ved ankomst.

Reservationerne behandles i den rækkefølge, hvori de modtages.

ODENSE VANDRERHJEM: 12-pers.rum DKK 135 - antal senge:___
(incl.sengelinned - excl.Vandrerkort)

Jeg ønsker at dele værelse med:_____

ANKOMSTDATO:_____ AFREJSEDATO:_____

Tilmeldingsblanket og check eller postgirokvittering indsendes senest den 11.marts 1990 til: ODENSE KONGRES BUREAU, TURISTFORENINGEN, RÅDHUSET, DK-5000 ODENSE C

Dato: Underskrift:

13. Nordiske konference i matematisk statistik, Odense, Danmark, 11.–15. juni 1990.

PROGRAM

Mandag, den 11. juni

– 12.45. Ankomst. Registrering

12.45. Velkomst, hvorefter forelæsningsrækken "Analysis of variance and design of experiments" ved Tue Tjur, Københavns Universitet indledes.

15.15– 17.00. Gruppesessioner
2: Industriel statistik (Jørgen Granfeldt Pedersen, Århus)
3: Statistik og forsikring (Walther Neuhaus, Oslo)
4: Sadelpunktsapproksimationer (Ib Skovgaard, København)
12: Inferens inden for land– og skovbrug (Bo Ranneby, Umeå).

18.30. Reception på Odense Rådhus

Tirsdag, den 12. juni

9.00. Forelæsning om "The role of statistics in modern quality improvement" ved Søren Bisgaard, Univ. of Wisconsin, Madison.

11.15– 13.00. Tue Tjurs forelæsninger afsluttes

14.30– 16.30. Gruppesessioner
6: Statistik og epidemiologi (Juni Palmgren, Helsingfors)
8: Økonometri (Anders Westlund, Stockholm)
13: Miljøstatistik (Helge Gydesen, Lyngby)

Onsdag, den 13. juni

9.00– 10.45. Forelæsningsrækken "Statistical image processing with applications to quantitative geology" ved Nils Lid Hjort, Oslo Universitet og Henning Omre, Norsk Regnesentral indledes.

11.15– 12.45 Diskussion af Tue Tjurs forelæsninger.
Indledere: Rolf Sundberg, Stockholm og Inge Helland, Ås.

14.00 Udflugt til Fyns Hoved.

Torsdag, den 14. juni

9.00– 11.00 Gruppesessioner
1: Rumlig statistik og billedanalyse (Jesper Møller, Århus)
5: Statistik i kontrollerede kliniske forsøg (Mats Lörstad, Göteborg)
7: Tidsrækkeanalyser (Pentti Saikkonen, Helsingfors)

11.30– 13.15 Nils Lid Hjorts og Henning Omres forelæsninger afsluttes.

14.30– 16.30 Gruppesessioner
9: Officiel statistik og sampling (Bengt Rosén, Stockholm)
10: Bootstrap og andre resamplingsmetoder (Sture Holm, Göteborg)
11: Statistisk inferens i stokastiske processer (Elja Arjas, Oulu)

18.30 Festmiddag i "Brandts Klædefabrikker".

Fredag, den 15. juni

9.30– 11.15 Forelæsning om "Population Models" ved Peter Jagers, Chalmers Tekniska Högskola, Göteborg

11.45– 13.15 Diskussion af Nils Lid Hjorts og Henning Omres forelæsninger.
Indledere: Emil Spjøtvoll, Trondheim og Knut Conradsen, Lyngby

Derefter: afrejse

KALENDER FOR INTERNASJONALE MØTER

1990

11.–15. juni 13. Nordiske Konference i Matematisk Statistik, Odense, Danmark. Informasjon: Anders Milhøj, Økonomisk Institut, Odense Universitet, Campusvej 55, DK–5230 Odense M, Danmark.

13.–15. juni 7th Annual Quality and Productivity Research Conference at the University of Wisconsin, Madison, USA. Informasjon: T. J. Snodgrass, Dept. of Engineering Professional Development, 801 Extension Building, Univ. of Wisconsin, Madison WI 53706, USA.

2.–6. juli XVth International Biometric Conference, Budapest, Ungarn. Informasjon: XVth IBC Secretariat, Ms Eva Sos, Computer and Automation Institute, Hungarian Academy of Sciences, PO Box 63, H– 1502 Budapest, Ungarn.

6.–9. aug. American Statistical Association, Joint Statistical Meetings, Anaheim, California, USA. Informasjon: ASA, 1429 Duke Street, Alexandria, VA 22314–3402, USA.

13.–18. aug. 2nd World Congress of the Bernoulli Society and 53rd Annual Meeting of the Institute of Mathematical Statistics, Uppsala, Sverige. Informasjon: Lars Holst, Matematiska Institutionen, Chalmers Tekniska Högskola, S–41296 Göteborg, Sverige.

19.–24. aug. Third International Conference on Teaching Statistics (ICOTS III), Dunedin, New Zealand. Informasjon: The Secretary, ICOTS III, Dept. of Mathematics and Statistics, University of Otago, POB 56, Dunedin, New Zealand.

3.–9. sept. 19th Conference on Stochastic Processes and their Applications, Eisenbach, DDR. Informasjon: W. Freudenberg, Friedrich Schiller-Universität Jena, Sektion Mathematik, VHH, 17.OG, Jena, DDR–6900.

9.–15. sept. COMPSTAT 1990, Dubrovnik, Jugoslavia. Informasjon: Mrs. Vesna Mildner, University Computing Center, 41000 Zagreb, Engelsova bb, Jugoslavia.

16.–19. okt. Second Independent Conference of the International Association for Official Statistics, Beijing, Kina. Informasjon: Secretariat, Local Organizing Committee, Second Conference of IAOS, c/o State Statistical Bureau, 38 Yuetan Nanjie, Sanlihe, Beijing 100826, China.

1991

15.–20. april Fourth Valencia International Meeting on Bayesian Statistics, Peñiscola, Spania. Informasjon: Ms. Dolores Tortajada, Departamento de Estadistica, Presidencia de la Generalidad, Caballeros 2, E–46001 Valencia, Spania.

23.–26. april Fifth International Symposium on Applied Stochastic Models and Data Analysis, Granada, Spania. Informasjon: Jacques Janssen, CADEPS–ULB, Ecole de Commerce Solvay, 50 Av. F. D. Roosevelt cp 194/7, B-1050 Brussels, Belgia.

10.–14. juni Bernoulli Society 20th Conference on Stochastic Processes and their Applications, Nahariya, Israel. Informasjon: R. Adler, Industrial Engineering and Management, Technion, Haifa, 3200 Israel.

9.–17. sept. International Statistical Institute, 48th Biennial Session, Cairo, Egypt. Informasjon: ISI Permanent Office, 428 Prinses Beatrixlaan, P. O. Box 950, 2270 AZ Voorburg, Nederland.

Festskrift til professor Erling Sverdrup

Ved en sammenkomst 23. februar 1990 i Restaurant Proffen på Blindern ble æresmedlem i Norsk Statistisk Forening, professor Erling Sverdrup overrakt et festskrift. Dette var samtidig professor Sverdrups 73 års fødselsdag. Arrangementet samlet en rekke av professor Sverdrups elever og kolleger, og det ble fremført hilsener fra institusjoner som professor Sverdrup har vært i kontakt med. Mange talere understreket den store betydning som Sverdrup har hatt for utviklingen av fagene statistikk og forsikringsmatematikk i vårt land.

Festskriftet har tittelen "Twelve contributions to a tradition in statistical and actuarial science. Festschrift to Erling Sverdrup." Det er redigert av Ragnar Norberg, og det er utkommet på forlaget Almqvist & Wiksell International i Stockholm. Foruten en biografisk artikkel skrevet av Ragnar Norberg består det av artikler som har vært publisert i Scandinavian Journal of Statistics eller Scandinavian Actuarial Journal. Forhåpentligvis er det lagt ved dette nummeret av Tilfeldig Gang en bestillingsseddel som kan benyttes ved innsending til Almqvist & Wiksell. Boken koster SEK 214,-.

Vi håper å komme tilbake til festskriftet i en mer generell anmeldelse i en senere nummer av Tilfeldig Gang. Alle medlemmer av Norsk Statistisk Forening oppfordres naturligvis til å kjøpe boken, som gir en godt innblikk i problemstillinger som norske statistikere har arbeidet med. Det eneste litt kritiske punkt ved festskriftet som man kunne feste seg ved, er mangelen på en enkel innholdsfortegnelse. Vi gjengir derfor nedenfor hvilke artikler det dreier seg om, slik at prospektive kjøpere kan danne seg en oversikt over innholdet:

Ragnar Norberg: Erling Sverdrup – Portrait of a pioneer in actuarial and statistical science in Norway.

Anders Hald: On the early history of life insurance mathematics.

Odd O. Aalen: Dynamic modelling and causality.

Jan M. Hoem og Per Linnemann: The tails in moving average graduation.

Tore Schweder: A significance version of the basic Neyman-Pearson theory for scientific hypothesis testing (med diskusjon av Ragnar Norberg).

Bo Henry Lindqvist: Estimation and testing in Markov models for repairable systems with positively dependent components.

Nils Lid Hjort: On large-sample multiple comparison methods.

Erik Torgersen: On Bahadur's converse to the Rao-Blackwell theorem. Extension to majorized experiments.

Erik Bølviken: Some probability bounds relevant for Bonferroni significance levels under Gaussian models.

Anders Rygh Swensen: Estimating change in a proportion by combining measurements from a true and a fallible classifier.

Petter Laake: Exact and asymptotic distributions of the maximum likelihood estimate in a simple factor analysis model.

Ole Bie, Ørnulf Borgan og Knut Liestøl: Confidence intervals and confidence bands for the cumulative hazard rate function and their small sample properities.

Innbetaling av kontingent til Norsk Statistisk Forening

I forrige nummer av Tilfeldig Gang var det lagt ved en postgiroblankett for innbetaling av kontingent for 1990 til Norsk Statistisk Forening. De fleste medlemmene trenger selvsagt langt sterkere påminnelser for å reagere. (Iallfall gjelder det redaktøren, som slett ikke forstod hvorfor noe slikt innbetalingskort skulle ha forvillet seg inn i det eksemplaret han fikk tilsendt.) Styret i foreningen vil derfor denne gangen uttrykkelig oppfordre medlemmene til å betale inn den riktige kontingenten snarest! Som i tidligere år er satsen kr. 90 for regulære medlemmer og kr. 30 for studenter.

Skal man holde seg til omgangstonen fra elementære oppgaver i statistikk, kan man gå ut fra at hvert medlem med sannsynlighet 0.99 har forlagt blankett-en fra forrige gang. Sannsynligheten for at distributøren gjentar forsøket med innlagt blankett må kunne anses som neglisjerbar. Vi fører derfor opp adressen som var angitt på innbetalingskortet:

Norsk Statistisk Forening
Matematisk institutt
Postboks 1053, Blindern
0316 Oslo 3

Og innbetalingen skulle altså foregå til:

Postgirokonto 5 15 10 55

Neste nummer

Neste nummer av Tilfeldig Gang vil forhåpentligvis komme ut i juni. Stoff til bladet må være redaktøren/typografen i hende senest 1. juni. Det kan sendes til:

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

Telefon (05) 21 28 35 (direkte)
(05) 21 28 38 (instituttkontoret)

Styrets adresse

Post som skal til styret i foreningen og ikke til redaksjonen i Tilfeldig Gang, skal sendes til:

Norsk Statistisk Forening v/Bent Natvig
Matematisk institutt, avd. C
Universitetet i Oslo
Postboks 1053, Blindern
0316 Oslo 3

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

Allegt. 55

5007 Bergen