ISSN 0803-8953

TILFELDIG GANG
Nr. 4, årgang 10
Desember 1993

Utgitt av Norsk Statistisk Forening

INNHOLD

	Side
Fra redaktøren. *Inge Helland*	1
Fra formannen. *Eivind Damsleth*	2
Faglige innlegg	
Om St. Petersburgparadoxen. *Anders Martin-Löf*	3
Bruk av Mathematica i statistikk. *Odd Aalen*	8
Sannsynlighet for å bli uskyldig dømt - justismordets "paradoks"? *Stian Lydersen*	12
Paradoks? *Eivind Damsleth*	16
Bokanmeldelser etc.	
Statistikk fra siderommet. *Inge Helland*	17
Øk dine vinnersjanser! Ny bok. *Thore Egeland*	23
Sportssiden	
VM-sjanse 99.2%. *Arbeiderbladet*	24
Konferanser	
15:e nordiska konferensen i matematisk statistik. Lund, Sverige	25
The Fourteenth International Symposium on Forecasting. Stockholm	28
Meldinger	
News from the Nordic Region of the Biometric Society	29
Utlysning av 2 førsteamanuensis-stillinger i statistikk ved UiT, AVH	30
Nytt fra Universiteter og høyskoler	32
Rapport fra Det nasjonale doktorgradskurset om Statistiske modeller og metoder for telleprosesser. *Ørnulf Borgan*	34
Nasjonalt doktorgradskurs om Statistisk inferens og simulering	35
Medlemskap i Norsk Statistisk Forening	37
Bidrag til TG	37

Fra redaktøren

Karl Pearson (1857-1936) var en av pionerene innenfor faget vårt, og han må også ha vært en person med meget sterke meninger. Det ser også ut til at han gjorde bruk av alle tilgjengelige midler til å fremme egne meninger. Da G. Udny Yule i 1912 argumentere for sin koeffisient Q som assosiasjonsmål i kontingenstabeller, ble han slaktet av Karl Pearson i en 150 siders (!) artikkel i Pearsons eget tidsskrift *Biometrika*. Og da Fisher - helt korrekt - kritiserte Karl Pearsons beregning av antall frihetsgrader i kjikvadrat-tester, kom Pearson med et kraftig motangrep - igjen i *Biometrika*, et angrep som det lenge var vanskelig for Fisher å få publisert noe svar på. (Kilde: *Agresti: Categorical Data Analysis.*)

Jeg håper å bli trodd når jeg sier at det ikke er på grunn av lignende tendenser at den nye redaktøren i TG har tatt inn relativt lange egne innlegg i begge de to første nummerne han har kontroll over...

Det jeg prøver å ta opp en liten flik av i dette nummeret, er noe som jeg regner med at flere er opptatt av, nemlig statistikk-fagets plass i forhold til andre fag. Jeg har valgt å se på forholdet til moderne fysikk, både fordi jeg kjenner litt til fysikkfaget, fordi jeg mener det både er interessante likheter og interessante forskjeller mellom sannsynlighetsregning og moderne fysikk, og fordi fysikk-faget har en helt sentral posisjon innenfor naturvitenskapene.

Men tilsvarende betraktninger kan gjøres i mange forskjellige retninger. Hvor står vårt eget fag i forhold til omverdenen? Vi har ambisjoner om at statistikk skal stå sentralt i all empirisk forskning, og på noen områder har vi nådd disse ambisjonene et stykke på vei. Men andre fag har andre begreper og andre angrepsvinkler. Er det mulig å finne felles plattformer? Kanskje det ikke er ønskelig en gang, kanskje er mangfoldet av angrepsvinkler på en måte er sunt? Selv om dette er store og vanskelige spørsmål, føler jeg at her er områder for mange interessante debatter, og håper at noen har lyst til å ta opp deler av dette temaet videre.

Én mulighet kan være å ta utgangspunkt i en eller flere av de mange metri-ene: Biometrien har sine egne tidsskrifter, sine egne konferanser og sin egen organisasjon, men holder seg stort sett til begrepsverdenen fra statistikk og matematisk modellering, med flere interessante subkulturer. Kjemometrien bruker også mange av statistikkens begreper, men prøver i tillegg å utvikle nye, og mange kjemometrikere går inn for å holde en viss avstand til statistikken. Situsjonen innenfor økonometrien og psykometrien, og statistikkens forhold i forhold til samfunnsvitenskapene mer generelt i dag, kjenner jeg ikke så godt til. Synspunkter og bidrag mottas gjerne.

Inge Helland

Fra formannen:

PUBLISERING ? (!)

Statistikere leverer i hovedsak to produkter: (i): publikasjoner (i en eller annen form) og (ii): grunnlag for beslutninger. Ofte er de to produktene sammenfallende, i det f.eks. en rapport fungerer som beslutningsgrunnlag. I tillegg til å formidle informasjon tjener også publisering som en del av evalueringsgrunnlaget for den enkelte i forbindelse med kompetansevurderinger, opprykk o.l.: "Publish or perish!"

Det eksisterer et slags uoffisielt "statushierarki" blandt publikasjonsformer:

- En del rapportering skjer kun internt i en bedrift, eller direkte fra statistikeren til oppdragsgiver. Pr, definisjon er dette ikke publisering, siden publisering (for meg) betyr "å gjøre alment tilgjengelig".
- Universitetene, forskningsinstituttene m.fl. har egne publikasjonsserier, f.eks. Statistical Research reports fra UiO og NR-rapporter fra NR. Disse er åpne, men vanskelige å få tak i. Vanligvis må de bestilles direkte fra institusjonen som har gitt dem ut.
- Noen er flinke til å popularisere interessante resultater og publisere i den "populærvitenskapelige" flora av tidsskrifter. Dette er en utmerket måte å markedsføre faget på, men blir kanskje (av noen) oppfattet som ikke helt stuerent?
- Ved deltakelse på måter og konferanser blir det oftest utgitt "proceedings" med en skriftlig versjon av (de fleste) presentasjonene. Ofte blir manuskriptene antatt for "proceedings" uten noen vesentlig kvalitetsvurdering, men i en del tilfelle gjennomgår arbeidene en (mer eller mindre) skikkelig bedømmelsesprosess. Ofte er det en sammenhen mellom kvaliteten på prosessen og tiden det tar fra konferansen finner sted til "proceedings" foreligger!
- Enkelte av oss arbeider som statistikere innenfor andre fagdisipliner, eller vi utfører forskningsoppdrag for andre fagmiljøer. Da er det ofte relevant å publisere i den andre disiplinenes fagtidskrifter (medisin, odontologi, kjemometri, petroleumsfag, osv.) Dette kan våre prestisjefyllte journaler med stor faglig tyngde. Imidlertid vil ofte den statistiske teorisiden måtte dempes noe i slike artikler, til fordel for artiklens hovedtema.
- Den fineste fjæren i hatten (eller kanskje rubinen i navlen for oss navlebeskuere?) er selvsagt de rene matematisk statistiske tidsskriftene (JASA, JRSS, Annals, osv.). Her behøver man ikke ha noen hemninger, men kan konsentrere seg om faget for fagets egen skyld!

Det er viktig å publisere, både for den enkelte og for faget. Det er også viktig å utnytte hele det spekteret av publikasjonsformer som er beskrevet over. Og så får det være opp til hver enkelt å vurdere hvor TG skal plasseres i systemet!

Ha en riktig god jul, og et godt nytt 1994!

10. november 1993
Eivind Damsleth

Om St. Petersburgparadoxen

av Anders Martin-Löf

Man brukar säga att sannolikhetsteorin föddes under senare delen av 1600-talet då flera matematiker diskuterade olika typer av slumpmässiga spel för att tilldela dem deras rätta värde, dvs den avgift en spelare bör betala för att spela spelet. Den bör vara sådan att om många oberoende upprepningar spelas efter varandra så ska varken spelare eller banken göra stora vinster eller förluster i det långa loppet. Man insåg tidigt att medelvärdet av utfallet bör vara det rätta värdet, och Jakob Bernoulli kunde i sitt berömda arbete Ars Conjectandi underbygga denna insikt genom att bevisa stora talens lag för oberoende händelser: Om X_i tar värdena 0 eller 1 med sannolikhet $1-p$ och p, och är oberoende så gäller att $P(|\ \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i - p\ | > \epsilon) \to 0$ då $n \to \infty$ för varje $\epsilon > 0$.

Ars Conjectandi utgavs 1713, efter författarens död 1705, av hans brorson Nicolas Bernoulli, som senare slutade som juridikprofessor i Basel. Nicolas var i sin ungdom intresserad av matematik och hade korrespondens om olika specialproblem med fransmannen Pierre Rémoude de Montmort, en förmögen fransman som slutat tjänstemannakarriären för att ägna sig åt filosofiska och matematiska studier. I denna korrespondens uppfann Nicolas Bernouilli det s.k Petersburgsspelet, men Monmort visade inte något större intresse för det. Något senare framförde den schweiziske matematikern Cramer en "lösning" som emellertid inte tillfredsställde Nicolas B. Denne började därför korrespondera med sin kusin Daniel B. som då var akademiledamot i St. Petersburg om spelet. Detta ledde så småningom till att denne i Petersburgsakademins annaler publicerade ett berömt arbete [1], där han söker finna en rimlig lösning på problemet att finna ett värde för spelet. I detta arbete, som gett namn åt spelet, beskrivs det på följande sätt:

> Min mycket illustre farbroder den berömde Nicolas Bernoulli, professor i juridik vid Basels akademi ställde en gång flera problem till sin vän Montmort, som finns beskrivna i boken "Analyse sur les jeux de hazard" de Mr. de Montmort. Det sista av dessa problem lyder sålunda: Peter kastar ett mynt tills det för första gången faller med en krona upp. Om detta händer efter första kastet skall han betala en dukat till Paul, om det händer vid

> andra kastet två dukater, efter tredje 4, efter det fjärde 8, och så vidare, så att efter varje kast antalet dukater fördubblas. Man frågar, vilket värde har den möjliga vinsten för Paul? Detta problem omnämndes av min farbroder i ett brev till mig, och han önskade höra min åsikt om det. Fastän en kalkyl visar att förväntade värdet är oändligt stort, så bör det som han säger inte finnas någon vettig person som inte skulle sälja rätten till denna vinst för 20 dukater.

Paradoxen består alltså i att ett spel med så måttliga vinstmöjligheter skall kunna ha ett oändligt stort värde. Två möjligheter att "förklara bort" paradoxen framfördes redan i samtiden och har sedan dess upprepats i artiklar och läroböcker. Den första bygger på åsikten att stora belopp av pengar inte bör värderas på samma sätt som mindre belopp. Därför bör man betrakta förväntade värdet av "nyttan" (Valeur Morale) av vinster, vilken inte är proportionell mot denna. Frågan är då vad som är en naturlig nyttofunktion. Den andra möjligheten är att säga att vid beräkningar av förväntade värdet man bör trunkera serien $\sum_{n=1}^{\infty} 2^{-n}2^{n-1}$ vid ett sådant n-värde att de försummade termerna har en sannolikhet 2^{-n} som är så liten att de "praktiskt sett" inte kan inträffa. Frågan är då om det finns en sådan sannolikhet som "varje vettig person" finner naturlig.

Den första typen av förklaring framfördes bl.a. av Cramer, Buffon, Euler och mer systematiskt av Daniel B. vars teori utvecklades av Laplace till teorin för "Moraliskt väntevärde". Senare har denna typ av resonemang utvecklats i modern ekonomisk teori, där t.ex. "riskaversion" beskrivs med hjälp av nyttofunktioner.

Den naturligaste nyttofunktionen som man använde härleddes genom att säga att $y(x)$ av ett belopp x bör vara sådant att marginalnyttan av ett tillskott dx bör vara omvänt proportionellt mot x: $dy = k\,\frac{dx}{x}$, dvs $y = k\,ln\frac{x}{a}$ där a är startförmögenheten, och $k > 0$ är en proportionalitetsfaktor. Det bör alltså vara naturligt att använda det geometriska medelvärdet som "moraliskt väntevärde", i stället för det aritmetiska medelvärdet. Cramer sa att felet var att matematiker värderar pengar i proportion till deras belopp, medan vettiga människor värderar dem i proportion till den nytta de kan ha av dem. Buffon beskrev detta i följande berömda sentens [2]:

> Den girige är som matematikern bägge värderar pengar genom deras numeriska värde. Den förnuftiga människan betraktar

> varken mängden eller värdet,han ser fördelarna som han kan vinna, han resonerar bättre än den girige och är känsligare än matematikern.

För Petersburgspelet är detta moraliska väntevärde ändligt, och med detta ansåg t.ex. Daniel B. att paradoxen "förklarats". Detta är emellertid en mycket ad hoc lösning som inte duger om spelet ändras så att vinsten är 2^{2^n} i stället för 2^{n-1}, vilket redan påpekats i samtiden. Värdet säger ju heller inte något om hur stor vinsten blir om många oberoende partier spelas. Detta är ju den intressanta betydelsen av värdet, då det är ändligt, p.g.a stora talens lag.

Den andra metoden att trunkera serien som definierar förväntade värdet behandlades också av Buffon och han resonerade på följande sätt. En typisk risk som var och en tar varje dag utan att oroa sig, och därför i praktiken negligeras är den för en frisk man i medelåldern att dö en naturlig död under en dag. Enligt gängse dödlighetsstatistik är denna ca $10^{-4} \approx 2^{-13}$, så det kan vara rimligt att trunkera vid $n = 13$ och få värdet $\approx \frac{13}{2} = 6.5$. Liknande överväganden gjordes av Borel, som jämförde med sannolikheten för en parisare att dö i en trafikolycka som (på hans tid) var $\approx 10^{-6} \approx 2^{-20}$. Trunkering enligt detta kriterium skulle ge värdet $\approx \frac{20}{2} = 10$. Dessa överväganden ger ju måttliga värden på spelet, men säger ju inte heller något om vad som händer då man spelar flera spel i följd.

Finns det någon stora talens lag för Petersburgsspelet?

Den ende forskare på 1700-talet som verkligen prövade att spela ett stort antal, N spel och empiriskt undersökte värdet av utfallet per spel $\frac{S_N}{N} \equiv \frac{1}{N}\sum_{k=1}^{N} X_k$ var Buffon [2]. (Denne universelle forskare ägnade sig ju även åt att kasta synålar på ett randigt papper för att lösa Buffons nålproblem då han inte skrev sin monumentala Histoire Naturelle.) Han lät ett barn (sitt eget?) spela $2048 = 2^{11}$ spel och fann att antalet spel av längden 1, 2, 3, ... var 1061, 494, 232, 137, 56, 29, 25, 8, 6. Väntevärdet av dessa antal är ju 2^{11-k}, k=1, 2, 3 ... , dvs 1024, 512, 256, 128, 64, 32, 16, 8, 4, 2, 1, ... Totala vinsten blev 10057, dvs per spel $\frac{S_N}{N} = 4.91$. För att bedömma om detta är ett rimligt värde jämfört med vad man bör vänta sig gjorde han följande överläggning, som innehåller fröet till en riktig formel för fördelningen av $\frac{S_N}{N}$ då $N = 2^n$ och $n \to \infty$. Låt $Z_{N,k}$ vara antalet spel av längden k bland de N spelade. Då är ju $S_N = \sum_{k=1}^{\infty} 2^{k-1} Z_{N,k}$, och medelvärdet $E(Z_{N,k}) = N2^{-k} = 2^{n-k}$. Om vi neglierar bidraget från de

$Z_{N,k}$ som har medelvärdet < 1, dvs $k > n$ så får resten ett medelvärde $\sum_1^n 2^{k-1} N 2^{-k} = \frac{Nn}{2}$. Detta menar han bör vara en rimlig storleksordning för S_N, och $\frac{S_N}{N}$ bör vara av storleken $\approx \frac{n}{2}$. I Buffons simulering är $\frac{n}{2} = 5.5$ att jämföra med $\frac{S_N}{N} = 4.91$, en rimlig överensstämmelse!(?). Den intressanta slutsatsen är att $\frac{S_N}{N}$ har en storlek som tycks växa som $\frac{n}{2}$ i stället för att vara begränsad då $n \to \infty$, vilket man ju är van vid då stora talens lag gäller. Att denna storlek i en mycket grov mening är riktig visades av Feller [4] som visade att $\frac{S_N}{\frac{Nn}{2}} \to 1$ i sannolikhet då $n \to \infty$.

En mycket skarpare gränsvärdessats kan man emellertid härleda genom att bygga vidare på ovanstående approximation, vilket jag visat [5]. Vi har ju $\frac{S_N}{N} = \sum_1^\infty 2^{k-1-n} Z_{N,k} = \sum_{-n+1}^\infty 2^{l-1} Z_{N,n+l}$, och sålunda

$$\frac{S_N}{N} - \frac{n}{2} = \sum_{-n+1}^{0} 2^{l-1}(Z_{N,n+l} - 2^{-l}) + \sum_1^\infty 2^{l-1} Z_{N,n+l}$$

(Den första summan svarar mot de sista termer Buffon betraktar, och den sista mot dem som han försummar.) $\{Z_{N,k}\}$ är ju multinomialfördelade ned respektive medelvärden 2^{n-k}. Härav är det inte så svårt att inse att $\{Z_{N,n+l}\}$ blir approximativt poissonfördelade och oberoende med respektive medelvärden 2^{-l}, l=0, $\pm 1, \pm 2, \ldots$. Låt $\{Z_l\}$ vara en sådan följd Po-variabler. Vi bör alltså vänta oss att fördelningen för $\frac{S_N}{N} - \frac{n}{2}$ kan approximeras med den för $\sum_{-n+1}^0 2^{l-1}(Z_l - 2^{-l}) + \sum_1^\infty 2^{l-1}\ Z_l$.

Då $n \to \infty$ visar det sig att denna summa konvergerar i fördelning mot

$$S \equiv \sum_{-\infty}^{0} 2^{l-1}(Z_l - 2^{-l}) + \sum_1^\infty 2^{l-1}\ Z_l$$

som är konvergent n.s. (Den första termen kommer från de många korta spelen och den sista från de få mycket långa spelen.) Om fördelningen för S betecknas med $F(x)$ får vi alltså en gränsvärdessats som säger att

$$P(\frac{S_N}{N} - \frac{n}{2} \le x) \to F(x)$$

då $N = 2^n$ och $n \to \infty$.

(I motsats till vad vi är vana vid så stabiliseras inte $\frac{S_N}{N}$, utan dess fördelning har stor spridning då $n \to \infty$.) Det är vidare möjligt att visa att med god

noggrannhet gäller att $1 - F(2^m) \approx 2^{-m}$ då $m \geq 5$ så att $P(\frac{S_N}{N} > \frac{n}{2} + 2^m) \approx 2^{-m}$.

Med hjälp av denna enkla formel kan man bestämma en premie per spel som är betryggande för Peter. Om han vill ha säkerheten $10^{-3} \approx 2^{-10}$ skall han ta avgiften $\frac{n}{2} + 2^{10} = \frac{n}{2} + 1024$ per spel. Det är intressant att notera att för rimliga värden på n är $\frac{n}{2}$ litet jämfört med 2^m, så att det i praktiken mycket väl går att fastställa en premie per spel oberoende av n som vi är vana vid då spelets värde är ändligt.

Slutsatsen av den nästan trehundraåriga diskussionen om Petersburgsspelet är alltså att det med mycket god noggrannhet kan värderas på ett sätt som vi är vana vid och med en mycket enkel prisformel.

Referenser:

1. Bernoulli, D., Specimen theoriae novae de meusura sortis. Comm. Acad. Sci. Imp. Petropolitanae 5. 175-192 (1738). (Engelsk översättning i Econometrica, Vol 22, 23-36, (1954).)

2. Buffon, G.L.L. Essai dÁrithmetique Morale, Suppl. á l'Histoire Naturelle, ???, 46-148. Paris (1777).

3. Dutka, J. On the St. Petersburg Paradox. Arch. Hist. Exact. Sci., 39, 13-39 (1988).

4. Feller, W. An Introd. to Prob. Th. and its Appl., vol 1, 3rd ed, N.Y. (1968).

5. Martin-Löf. A. A Limit Theorem which classifies the "Petersburg Paradox". J. Appl. Prob., 22, 634-643 (1985).

Anders Martin-Löf

Sakset fra vårt svenske søsterblad Qvartilen
med forfatterens tillatelse.

Bruk av Mathematica i statistikk.

ved Odd Aalen

Mye av arbeidet for folk som driver med matematikk i en eller annen form, består i å manipulere formler. En deriverer, integrerer, inverterer matriser, opererer med lange summer og store brøker og så videre. En av de store nyvinninger på datafronten er fremveksten av systemer som tillater datamaskiner å utføre slike operasjoner. Mye av den matematikken en tradisjonelt har utført med blyant og papir, kan i stedet gjøres på en datamaskin. En sparer masse arbeid, og sjansen for å regne feil er mye mindre.

Det finnes i dag en rekke systemer for såkalt symbolsk matematisk manipulasjon. Jeg vil her omtale Mathematica som er det systemet som har klart å reklamere best for seg selv. Det er også presentert via en glimrende håndbok og en økende litteratur som tar opp forskjellige anvendelser.

For å illustrere betydningen for statistikk vil jeg ta utgangspunkt i noen eksempler der jeg selv har erfaring i å bruke Mathematica.

Beregninger på Markovmodeller

I forløpsanalyse er det ofte naturlig å stille opp Markovprosesser som modeller. Som illustrasjon er det i Figur 1 vist en modell for inkubasjonstiden til en som er smittet av HIV-viruset. De greske bokstavene i figuren angir overgangsintensiteter. Ved smitte går personen inn i første tilstand. En tenker seg så at inkubasjonstiden

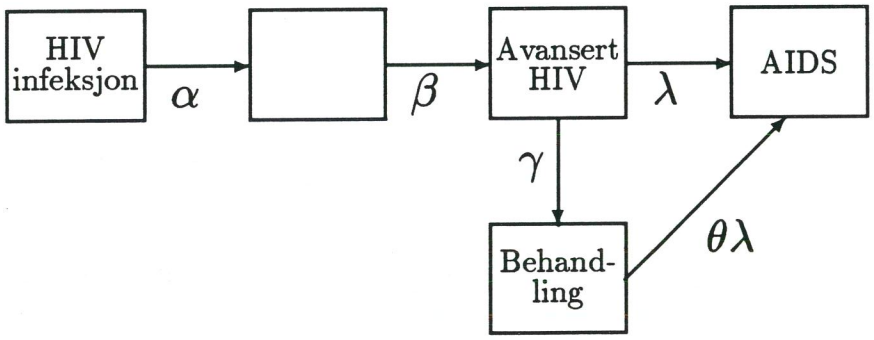


Figure 1: En Markov-modell for inkubasjonstiden til AIDS

er delt opp i tre stadier, der det siste stadiet er avansert HIV-sykdom med medisinske symptomer. I dette stadiet kan det være aktuelt med medisinsk behandling; dette er modellert som en egen tilstand. Effekten av behandlingen er gitt ved koeffisienten θ, som er et tall mellom 0 og 1 og angir den reduksjon i intensiteten for å få AIDS som behandlingen medfører.

Modeller av denne type, tildels vesentlig mer komplekse, kan brukes i AIDS-epidemiologi, både til å estimere forekomsten av HIV-smittede og til å studere behandlingseffekter. En særlig aktuell problemstilling er hvorledes behandling påvirker inkubasjonstiden.

Hvis en skal finne overlevelseskurven, $S(t)$, for inkubasjonstiden utfra Markov-modellen, svarer dette til å beregne overgangssannsynligheten fra første til siste tilstand i modellen. Svaret er gitt ved:

$$
\begin{aligned}
S(t) \;=\; & \frac{\alpha\,\beta\,\gamma}{e^{\lambda t\theta}\,(\alpha-\lambda\theta)\,(\beta-\lambda\theta)\,(\gamma+\lambda-\lambda\theta)} \\
& -\frac{-(\alpha\,\beta\,\lambda)+\alpha\,\beta\,\lambda\,\theta}{e^{(\gamma+\lambda)t}\,(\alpha-\gamma-\lambda)\,(\beta-\gamma-\lambda)\,(\gamma+\lambda-\lambda\theta)} \\
& -\frac{\alpha\,\beta\,\lambda-\alpha\,\gamma\,\lambda\,\theta-\alpha\,\lambda^2\,\theta}{(\alpha-\beta)\,e^{\beta t}\,(\beta-\gamma-\lambda)\,(\beta-\lambda\theta)} \\
& -\frac{-(\alpha\,\beta\,\lambda)+\beta\,\gamma\,\lambda\,\theta+\beta\,\lambda^2\,\theta}{(\alpha-\beta)\,e^{\alpha t}\,(\alpha-\gamma-\lambda)\,(\alpha-\lambda\theta)}
\end{aligned}
$$

Denne formelen er utledet i Mathematica som automatisk kan gi svaret i TEX-form (layouten er litt pyntet på her). Selv om formelen er komplisert er den ikke umulig å utlede for hånd i dette tilfellet. Uansett, man er glad man sparer arbeidet, og med en litt mer kompleks modell ville det i praksis være helt uaktuelt å gjøre det for hånd. Det er ikke tvil om at Mathematica utvider enormt klassen av Markovmodeller som en kan bruke i praksis.

For å utføre en slik analyse i Mathematica trenges et program. Jeg har i dette tilfellet tatt utgangspunkt i en standard prosedyre for å finne overgangssannsynligheter i Markovkjeder. Fra et håndregningssynspunkt er det to krevende elementer i denne prosedyren. Det ene er å invertere en symbolsk matrise. Det er gjort ved enkel Mathematica-kommando. Det andre er å invertere en rasjonal Laplace transform. Først må en da finne egenverdiene til Markovkjedens intensitetsmatrise, noe som generelt krever løsning av en likning av (muligens) høy grad. Dessverre er ikke Mathematica dyktigere enn Niels Henrik Abel, og kan derfor stoppe opp på dette punktet. I eksemplet vårt her er det imidlertid trivielt å finne egenverdiene. En kan så gå videre og benytte en kommando for delbrøkoppspaltning kombinert med en Mathematica-pakke som inverterer Laplace transformer. Hele programmet er en enkel affære, og man trenger ikke å være Mathematica-ekspert (noe undertegnede definitivt *ikke* er) for å lage det.

Hvis man ønsker å tegne diagram over overlevelseskurven, finnes det i Mathematica meget enkle plottekommandoer som gir pene resultater.

Likelihoodfunksjoner

Når en skal utføre sannsynlighetsmaksimering må en ofte sette opp sin egen likelihoodfunksjon og denne kan iblant være en komplisert affære. Beregning av standardavvik for estimatene krever i prinsippet at en deriverer likelihooden to ganger med hensyn på vektoren av parametre. Riktignok vil mange maksimeringsrutiner gi numeriske deriverte, men disse er ikke alltid til å stole på, de kan iblant være ganske upresise. En god mulighet er da å la Mathematica derivere likelihooden i stedet for å gjøre det selv. Og er det noe Mathematica eksellerer i, så er det å derivere. Jeg har prøvd denne fremgangsmåten med store og kompliserte likelihodfunksjoner og det har fungert utmerket.

Det skal forøvrig nevnes at Mathematica *ikke* er egnet til å maksimere kompliserte funksjoner, eller til andre krevende numeriske beregninger. Alle slags iterasjoner går tregt i Mathematica, og selv forholdsvis enkle numeriske oppgaver kan i praksis vise seg å være umulige. Dette betyr ikke at Mathematica ikke kan brukes i visse type numerisk analyse, men det er ikke programmets sterke side. I praksis må en derfor kombinere med et vanlig numerisk programsystem. Selv kombinerer jeg med GAUSS og føler at disse to programmene dekker omtrent alle behov. En kan også skrive ut formler fra Mathematica i Fortran-form, som forøvrig også går nesten rett inn i GAUSS.

Sannsynlighetregning

Anta at en kaster mynt og kron gjentatte ganger, og at en vinner en krone ved kron, og taper det samme beløpet med mynt. Dette er en symmetrisk tilfeldig gang der kapitalen er tilstanden. Hvis en starter med en kapital på k kroner, hva er da sannsynlighetsfordelingen for tiden til ruin, dvs. til en har en kapital på 0 kroner? Sannsynligheten for at dette skjer etter akkurat n spill er gitt i Karlin & Taylor's bok om stokastiske prosesser, bind II (s.18), i følgende form:

$$1/(2\pi)\int_0^{2\pi} \cos(x)^{n-1}\sin(kx)\sin(x)\,dx.$$

Denne løsningen virker jo ikke særlig eksplisitt og man føler kanskje at man ikke er blitt så mye klokere. Mathematica kan imidlertid uten problemer finne eksakte numeriske verdier av dette integralet. Med startkapital $k = 5$ kroner er sannsynligheten for ruin etter akkurat $n = 9$ spill lik 5/128. His startkapitalen er 10 kroner blir sannsynligheten for ruin etter akkurat 20 spill lik 969/131072. Når en bruker Mathematica er altså en formel som den gitt over en tilstrekkelig eksplisitt løsning.

Spesielle funksjoner

Når man manipulerer formler har man tradisjonelt vært mest fornøyd med såkalte eksplisitte løsninger. Det vil i praksis at man får uttrykk som for eksempel kan

inneholde polynomer eller klassiske funksjoner, så som logaritmer og eksponensialfunksjoner. Mathematica utvider enormt klassen av enkelt håndterbare funksjoner. En hærskare av klassiske funksjoner, for eksempel Besselfunksjoner og hypergeometriske funksjoner er like lett tilgjengelige som eksponensialfunksjoner og logaritmer. Begge disse klassene er viktige i statistikken. Besselfunksjonene dukker opp mange steder i sannsynlighetsteorien, for eksempel i forbindelse med invers gaussiske fordelinger. Konfluente hypergeometriske funksjoner opptrer som Laplace-transformer for betafordelinger og beslektede fordelinger, og de som bruker Laplace- transformer har dermed et vesentlig større register å spille på.

En kan også definere sine egne funksjoner etter behov. Det klassiske kravet til eksplisitte løsninger blir derfor vesentlig redusert.

Grafisk fremstilling

Mathematica har en glimrende grafikk og håndboken er full av vakre bilder i mange farger. Fullt så flotte blir de ikke på den hjemlige laserjet, men man kan likevel få ut fin og sofistikert grafikk. Det som er særlig nyttig er plottene av to-dimensjonale flater, hvor det finnes svært mange avanserte presentasjoner. Plotterutinene er også enkle å bruke. Det har likevel vært litt mangelfullt med mulighetene for å utstyre aksene med passende tekst, passelig store tall også videre, men dette blir nok bedret etterhvert.

Avsluttende kommentarer

Mathematica er et avansert system som det sikkert tar år å beherske fullt ut. Men min erfaring er at en også kan nyttiggjøre seg det uten å være ekspert. Systemet kan brukes på mange nivåer, men litt innsats må man regne med. Jeg tror at Mathematica og liknende systemer kommer til å spille en økende rolle også innen statistikken, og at en fremtidsrettet faglig holdning innebærer en åpen nysjerrighet overfor hvordan man kan nyttiggjøre seg denne type landevinninger.

Håndbok: Stephen Wolfram: Mathematica, a system for doing Mathematics by computer. Addison-Wesley, 1991.

Informasjon om Mathematica: Wolfram Research, Inc., 100 Trade Center Drive, Champaign, Illinois 61820-7237, USA. E-mail: info@wri.com

Sannsynlighet for å bli uskyldig dømt - justismordets "paradoks"?

av Stian Lydersen, NTH Institutt for matematiske fag

Høsten 1993 har det pågått en debatt i Adresseavisen eksemplifisert ved Bjugn-saken. Det vises til innlegg av Svein Sigmond 4/10-93 (vedlagt) og 2/11-93, innlegg av Eriksen 9/10-93 samt innlegg av Jan F Bjørnstad og Helga Vivås 30/10-93 (vedlagt) og 8/11. De to vedlagte innleggene belyser etter min mening hovedinnholdet i debatten. Med de forskjellige antakelsene som er brukt, varierer sannsynlighetene for "justismord" fra 0.0003 - 0.03 til 0.90 i innleggene. Nedenstående viser hvordan begge kan utledes som tilnærmingsformler eller spesialtilfeller ut fra generelle forutsetninger. Videre er det tatt med en rekke talleksempler for den generelle formelen, samt noen synspunkt på hva som er "justismord". For ordens skyld: Dette er ikke et innlegg som tar stilling til skyld/uskyld i Bjugn-saken.

Seksuelt misbruk av barn er en type straffbar handling der etterforskning/bevisførsel vanligvis er mye vanskeligere enn i saker der en har mer entydige tekniske bevis. Betrakt en vilkårlig person, og definer følgende hendelser relatert til en straffbar handling:

S = "Personen er skyldig"
T = "Personen blir tiltalt"
D = "Personen blir dømt"

Debattantene opererer med to forskjellige utfallsrom: Sigmond lar utfallsrommet være hele befolkningen, mens Bjørnstad/Vivås lar utfallsrommet være den *mistenkte* del av befolkningen (man må være mistenkt for å kunne bli tiltalt). Videre kan det synes som om Sigmond lar T stå for "mistenkt"i steden for "tiltalt". Utledningene nedenfor er gyldige for begge utfallsrom, så lenge en har dette klart for seg.

Det fremgår implisitt av avisinnleggene at justismord defineres som den hendelsen at en dømt virkelig er uskyldig, $S^C|D$. En annen sak er at det kan være like naturlig å definere justismord som den hendelsen at en uskyldig blir dømt, $D|S^C$. Jeg vil komme tilbake til dette poenget, og foreløpig se på $P(S^C|D)$. Denne sannsynligheten kan skrives som

$$P(S^C|D) = \frac{P(D|S^C)P(S^C)}{P(D|S^C)P(S^C) + P(D|S)P(S)}$$

Siden man må være tiltalt for å kunne bli dømt, er åpenbart $D \subset T$. Dermed fås

$$P(D|S^C) = \frac{P(D \cap S^C)}{P(S^C)} = \frac{P(D \cap T \cap S^C)}{P(S^C)} = \frac{P(D|T \cap S^C)P(T|S^C)P(S^C)}{P(S^C)} = P(D|T \cap S^C)P(T|S^C)$$

og

$$P(D|S) = P(D|T \cap S)P(T|S)$$

som gir

$$P(S^C|D) = \frac{P(D|T \cap S^C)P(T|S^C)P(S^C)}{P(D|T \cap S^C)P(T|S^C)P(S^C) + P(D|T \cap S)P(T|S)P(S)} = \frac{f_2 f_1(1 - s)}{f_2 f_1(1 - s) + (1 - f_4)f_3 s} \quad (1)$$

Følgende sannsynligheter inngår i (1):

s = P(S):
Sannsynligheten for at en person er skyldig, dvs andelen skyldige blant hele befolkningen. I sine talleksempler bruker Sigmond 0,1%, mens Bjørnstad/Vivås bruker 30% i den mistenkte del av befolkningen.

$f_1 = P(T|S^C)$:
Sannsynligheten for at en uskyldig person blir tiltalt. Bjørnstad/Vivås bruker 1% - 10%.

$f_2 = P(D|T \cap S^C)$:
Sannsynligheten for at en uskyldig tiltalt blir dømt. Begge debattantene bruker 1%.

$f_3 = P(T|S)$:
Sannsynligheten for at en skyldig person blir tiltalt. Sigmonds formel fremkommer ved å sette denne lik f_1.

$f_4 = P(D^C|T \cap S)$:
Sannsynligheten for at en skyldig tiltalt blir frifunnet. Tilnærmingsformlene brukt av debattantene forutsetter $f_4 << 1$.

Ved å anta $s << 1$ fås de to tilnærmingsformlene som brukes i innleggene:

Sigmond:

$$P(S^C|D) \approx \frac{f_2}{f_2 + s} \approx 0{,}90$$

Bjørnstad/Vivås:

$$P(S^C|D) \approx \frac{f_2 f_1}{f_2 f_1 + s} \approx 0{,}0003 \textit{ til } 0{,}003$$

Så store avvik gir de forskjellige forutsetningene som de to debattantene legger til grunn!

Hva vil sannsynligheten for justismord hvis den generelle formelen (1) brukes, og vi setter inn sannsynligheter som synes å ha riktig størrelsesorden? Vi lar nå utfallsrommet være hele befolkningen, da et anslag over andelen skyldige i befolkningen vil være mindre spekulativt enn et anslag over andel skyldige blant de mistenkte. Videre gjør vi følgende antakelser om sannsynlighetene:

$s = P(S)$:

Det er vanskelig å si hvor stor del av befolkningen som har begått seksuelle overgrep mot barn, da mange tilfeller aldri blir etterforsket. La oss anta at s er mellom 0,1% og 2%.

$f_1 = P(T|S^C)$ og $f_3 = P(T|S)$:

Siden påtalemyndigheten bare tar ut tiltale hvis den mener bevisene har en rimelig holdbarhet, er det rimelig å anta at f_3/f_1 er betydelig større enn 1. Vi antar at f_3/f_1 er mellom 100 og 1000, det kan godt hende forholdet er enda større.

$f_2 = P(D|T \cap S^C)$:

Vi beholder antakelsen om at denne er lik 1%.

$f_4 = P(D^C|T \cap S)$:

Rettsvesenets prinsipp er at det er bedre at flere skyldige blir frifunnet, enn at en uskyldig blir dømt. Sannsynligheten for feildømming i denne retningen må derfor antas å være større enn f_2, spesielt pga bevisets vanskelige stilling i denne typer saker. Vi antar derfor at denne sannsynligheten er mellom 10% og 80%. Med mindre f_4 er nær 1, vil f_4 imidlertid ha liten innflytelse på $P(S^C|D)$.

Ved å bruke disse tallene i (1), fås verdier for $P(S^C|D)$ i intervallet 0,05% - 33%, se Tabell 1. Poenget er at med realistiske anslag på de sannsynlighetene som inngår, vil $P(S^C|D)$ kunne bli betydelig større enn $P(D|S^C)$, ja selv større enn $P(D|T \cap S^C)$. Dette kan kanskje kalles "justismordets paradoks", selv om det ikke er et paradoks, da det er et spørsmål om hva som er justismord: Er det at en uskyldig blir dømt ($D|S^C$), er det at en dømt er uskyldig ($S^C|D$), eller kanskje det er at en person er uskyldig og blir dømt ($S^C \cap D$)? (Sannsynligheten for det siste vil være tilnærmet lik sannsynligheten for ($D|S^C$).) "Svaret" på hva som er justismord synes å bero på om man ser det fra enkeltindividets eller fra rettsvesenets perspektiv:

Enkeltindividet *vet* om han/hun er skyldig eller ikke. For enkeltindividet vil det derfor være viktig at $P(D|S^C)$ (og $P(D|T \cap S^C)$) er lav.

Rettsvesenet "vet" ikke om tiltalte er skyldig eller ikke, men skal avgjøre om tiltalte skal dømmes. Rettsvesenet må derfor sørge for at $P(S^C|D)$ er lav, spesielt sett fra forsvarerens perspektiv.

Tabell 1.

s	f_3/f_1	f_4	f_2	$P(S^C\|D)$, %
0,001	100	0,1	0,01	10
0,001	100	0,8	0,01	33
0,001	1000	0,1	0,01	1,1
0,001	1000	0,8	0,01	4,8
0,02	100	0,1	0,01	0,54
0,02	100	0,8	0,01	2,4
0,02	1000	0,1	0,01	0,054
0,02	1000	0,8	0,01	0,24

Adresseavisen 4/10-93

Justismordets statistikk

Dagens innspill

Artikkelforfatter:
SVEIN SIGMOND
Professor i teknisk fysikk, NTH

Jeg ber deg lese dette. Det dreier seg om sjansen for å bli uskyldig dømt. I morgen kan det gjelde *deg* – som offer, eller som jurymedlem.

Jeg vil begynne med noe håndgripelig og aktuelt: HIV-smitte-diagnose. Tallene jeg bruker er enkle, men fiktive. Si at du tar en HIV-test, og får vite at testen er 99% sikker, altså at den tar feil en gang av hundre. Til din forferdelse og forbauselse er testen positiv. Nå blir statistikk et spørsmål om liv eller død: Hvor stor er sjansen for at du da virkelig *er* HIV-smittet?

Jeg har stilt mange dette spørsmålet, og alle – unntatt spesialister – svarer 99%. «Time» rapporterer at folk har skutt seg i denne troen. Men dette svaret er dødelig galt:

Si at vi har 0,1% virkelig HIV-smittede i Norge, altså fire millioner friske og 4000 smittede. Så gjør vi HIV-testen på hele befolkningen. Av de 4000 smittede vil 1% bli feilaktig friskmeldt, altså 40. Av de fire millioner virkelig friske vil 1% bli feilaktig smittedømt, altså 40 000. Dette vil si at av de friskmeldte 3,96 millioner er det gjort 40 feil, altså ca. 0,001%. Av de smittedømte 43 960 er 40 000 feil, altså ca. 90%! Sjansen for å være feilaktig smittedømt er faktisk 90%, og din positive HIV-test levner deg ennå ni sjanser av ti på å være frisk.

Konklusjonene er:

– Hvis en test med feilprosenst f% brukes på en befolkning med s% virkelig syke, vil sjansen for feil sykedømming være ca.

$$\frac{f}{f+s} \times 100\%$$

– Hvis en rettergang med en feilsjanse f% brukes på en befolkning med s% virkelig skyldige, vil sjansen for justismord være ca.

$$\frac{f}{f+s} \times 100\%$$

– Hvis den pågående bevisførsel og rettergang i Bjugn-saken har 99% sikkerhet, og den virkelige forekomsten av *massemisbruk* av barn av *grupper* av voksne i Norge ligger på 0,1%, er det 90% sannsynlighet for justismord i denne saken.

I medisinen er man stort sett oppmerksom på denne uventet forstørrede feilsannsynligheten (kalles Baynes-statistikk), og man vil alltid gjenta en positiv test inntil man virkelig er sikker.

I rettsvesenet, derimot, blir ikke indisier til sikre bevis, selv om en rettssak blir gjentatt. Dette er bakgrunnen for de ekstra strenge krav som må stilles til bevis i rettssaker, og da særlig i saker som gjelder sjeldne forbrytelser.

Men folk flest er helt ukjente med denne tankegangen. For dem betyr 99% bevis-sikkerhet en «overveiende sannsynlighet» for at den skyldige er funnet, uansett hvor sjelden forbrytelsen måtte være. Og denne feiloppfatningen har en uhyggelig evne til selvrettferdiggjørelse: Hvis først mange har blitt (feilaktig) dømt på slikt grunnlag, vil dette bli brukt som bevis for at forbrytelsen *er* vanlig i samfunnet, og at 99% bevissikkerhet derfor er godt nok. Rene epidemier av (anklager om) opprørende forbrytelser har oppstått på denne måten.

En av mine fjerne formødre ble anklaget for hekseri, og ble stilt for retten i Stavanger i juli 1622. Bevisinnsamlingn ble *meget* samvittighetsfullt utført. Tortur ble ikke brukt (folk var ikke dumme i de dager). Jurvens antall ble doblet for å unngå at en uskyldig ble dømt. Jeg har utdrag av rettsdokumentene, og jeg vil anslå at prosessen ville oppdage 999 hekser av 1000. Men dommerne glemte å multiplisere denne «overveiende sannsynligheten» med andelen *virkelige* hekser i Stavanger, altså med null.

Johanne Pedersdatter ble brent på bål i Stavanger den 30. september 1622, som den siste i Norge hittil.

Adresseavisen 30/10-93

Sjansen for justismord

I innlegg av Svein Sigmond 4. okt. og 18. okt. gis det inntrykk av at det er en overhengende fare, ca. 90%, for justismord i Bjugn-saken og lignende barnemishandlingssaker. Vi ønsker med dette motinnlegget å berolige leserne. Den virkelige verden er faktisk ikke så urimelig.

Selv under de forutsetninger som Sigmond legger til grunn, er den faktiske sjansen for at en uskyldig siktet blir dømt lik 9% og ikke 90%. Med mer realistiske antagelser vil denne sjansen bli adskillig mindre enn 9%, trolig av størrelsesorden 0,03% til 0,3%. Dette ble også antydet i et innlegg av Leif Eriksen 9. okt.

Årsaken til Sigmonds feilaktige konklusjon er både urealistiske antagelser om sannsynligheter og feil beregning av sannsynlighet. Det er nok fristende å bruke enkle regneregler fra sannsynlighetsteorien, men Sigmond anvender ikke den riktige regneregelen.

La sjansen for at en uskyldig blir tiltalt være f_1%, og sjansen for at en uskyldig tiltalt blir dømt være f_2%. hvis s% av den mistenkte befolkningen virkelig er skyldige, så er sjansen for justismord ca.

$$\frac{f_1 \cdot f_2}{f_1 \cdot f_2 + 100s} \cdot 100\%$$

Sigmond antar at $f_1=f_2=f$, og da blir formelen

$$\frac{f^2}{f^2 + 100s} \cdot 100\%$$

Vi bruker Sigmonds antagelser og beregner denne sannsynligheten. Et tilfeldig utvalg av befolkningen (for eksempel Bjugn) blir utsatt for bygdesladder som fører til konkrete anklager. I dette utvalget stilles noen personer på tiltalebenken. Det antas at sjansen for at en tilfeldig valgt person i Norge er misbruker av barn er lik 0,1%, dvs. s = 0,1%. Videre antar Sigmond at f=1%. Dette gir at sjansen for justismord blir

$$\frac{1}{1+10} \cdot 100\% = 9\%$$

når de mistenkte blir trukket ut rent tilfeldig. Denne sannsynligheten blir adskillig mindre hvis det ikke er rent tilfeldig hvilken del av befolkningen som blir mistenkt, og eventuelt at det faktisk har forekommet barnemishandling blant de mistenkte. Realistiske tall etter vår mening gir sjansen for justismord av størrelsesorden 0,03% til 0,3%.

For eksempel, la oss anta at f_1 er så høy som 10% og at det er kun 30% skyldige i den delen av befolkningen som blir mistenkt. Da blir sjansen for justismord lik

$$\frac{10}{10+3000} \cdot 100\% = 0{,}3\%$$

Hvis vi antar at $f_1 = f_2 = 1\%$, så blir sjansen så liten som 0,03%. Vi kan vel derfor trygt slå fast at dagens rettssystem fungerer «bra» i denne forstand. Spørsmålet er vel heller om en akseptabel andel av de skyldige blir dømt!

Jan F. Bjørnstad
Professor i statistikk
Institutt for matematikk
og statistikk, UNIT, AVH

Helga J. Vivås
Forsteamanuensis i statistikk
Institutt for matematikk
og statistikk, UNIT, AVH

SKRIV KORT, og HUSK: Forfatterens navn og adr. (helst også telefonnr.) må oppgis til redaksjonen.
Red.

PARADOKS?

I klippet fra RSS News: "On sonnets, riffles and the Wall's Cornetto" i siste TG ble det beskrevet tre kategorier tilfeldigheter. Den første var ... "when the observed incident is not unexpected based on randomness but so in the public perception". Dette minnet meg om en problemstilling som var aktuell her i Norsk Hydro for en tid siden.

Sterkt forenklet så vi på en situasjon med et antall N identifiserte geologiske strukturer som muligens kan inneholde olje. Ut fra forskjellig informasjoner kan geologene anslå sannsynligheten for å gjøre et funn i struktur nr. i, si til $P(\text{funn i struktur } i) = p_i$. I en Monte Carlo simulering med M repitisjoner simuleres funn/ikke-funn i de N strukturene. Basert på resultatene fra MC simuleringen kan fordelingen for T = totalt antall funn på de N strukturene estimeres, og forventning og varians for T beregnes.

Nå er imidlertid geologene slett ikke sikre på sitt anslag for funnsannsynlighetene p_i, $i = 1, \ldots, N$. I stedet for konstante verdier vil de derfor heller tilordne hver p_i en sannsynlighetsfordeling F_i. I hver repitisjon av MC simuleringen trekkes da først hver enkelt p_i ut fra fordelingen F_i, og deretter trekkes funn/ikke-funn basert på den realiserte p_i. I og med at man derved har har innført et ekstra usikkerhetsmoment ville geologene (og undertegnede!) intuitivt forvente at det ville bli en større spredning i T når det var variabilitet i p_i-ene enn når de var konstante. Stor var derfor overaskelsen når det viste seg at resultatet ble akkurat det samme, så lenge den konstante verdi for hver p_i var lik forventningen i F_i.

Det er trivielt å vise matematisk at det må være slik. La X_{ij}=1 hvis funn på struktur i i MC-repitisjon j, $X_{ij} = 0$ ellers, og la p_i være den tilhørende funnsannsynligheten. Da er:

$$P(X_{ij} = 1) = \int P(X_{ij} = 1)\, p_{ij} \partial F_i = \int p_{ij} \partial F_i = \mathrm{E} p_{ij},$$

Med andre ord: Fordelingen for X_{ij}, og dermed for $T_j = \sum_i X_{ij}$, avhenger bare av fordelingen for p_{ij} gjennom $\mathrm{E}p_{ij}$.

Jeg kan imidlertid forsikre om at det ikke var trivielt å overbevise geologene!

Eivind Damsleth

Eivind Damsleth, Norsk Hydro A/S P.O.Box 200, 1341 Stabekk, NORWAY Tel. (+47)22738160, Fax. (+47)22737873 Email: damsleth@nho.hydro.com

Statistikk fra siderommet

3 bokanmeldelser etc..

av Inge Helland.

Tittelen over er inspirert av Øgrim og Ormestad's kjente TV-serie "Fysikk på roterommet". I mange hundre år har fysikken vært idealet for all eksakt vitenskap. Som påpekt i Lennart Råde's artikkel om Florence Nightingale i forrige nummer, gjalt dette også for statistikken. Alle er klar over at fysikkens grunnvoller gjennomgikk en fullstendig omveltning i begynnelsen av dette århundret: Ved kvantemekanikken ble det klart at all fysikk på mikroplanet på en helt grunnleggende måte må bygge på sannsynlighets-betraktninger. Dette var vanskelig å akseptere for endel sentrale personer, blant annet Albert Einstein, men i dag er det få som tviler på at sannsynlighetsbegrepet er helt fundamentalt for moderne fysikk. Fra vårt ståsted skulle vi da tro at det ville oppstå tette bånd mellom de to fagfeltene statistikk og fysikk, men dette kan neppe sies å være tilfellet. Noe av forklaringen ligger i at sannsynlighetsberegningene i kvantemekanikken gjøres på en måte som er helt fremmed for oss.

Undertegnede har selv snust på fysikk som fag for mange år siden, og kjenner til flere statistikere som har gjort det samme. Som en kollega sa det: "Mange statistikere er mislykkede fysikere." For min egen del må jeg innrømme at jeg syntes kvantemekanikken var en vanskelig kamel å svelge. Ikke fordi den bygget på sannsynligheter; jeg synes det er meget plausibelt at verden ikke er deterministisk, men på grunn all den merkelige formalismen den bygger på. "En observator er representert ved en operator i et Hilbertrom" er noe av det første en støter på; senere følger komplekse bølgefunksjoner som adderes og kvadreres for å gi sannsynligheter, observasjoner som ikke kan gjøres samtidig "fordi visse operatorer ikke kommuterer" osv.. Av og til kan det hele minne om ritualer som gjennomføres av visse primitive stammer før man er klar til å forutsi begivenheter i fremtiden.

Det finnes en enorm matematisk-fysisk litteratur i tilknytning til kvantemekanikken, det meste på den matematiske siden ut fra operator-teori/ funksjonalanalyse. På en måte er det merkelig at ikke sannsynlighetsteori kommer sterkere inn når det gjelder fundamentet: Alle teorier ender opp med sannsynlighetsfordelinger når de skal forutsi utfall av konkrete eksperimenter. Noe av vanskeligheten har vist seg i de såkalte teoriene om skjulte variable . I sin enkleste form svarer disse til vanlige sannsynlighets-modeller. Det er vist helt generelt at disse teoriene, hvis de i tillegg er lokale, fører til visse ulikheter (Bell's ulikheter) som kan testes eksperimentelt.

(Det finnes flere varianter av Bell's ulikheter; en full diskusjon ville kreve en egen artikkel. Den enkleste jeg har sett, er følgende, som jeg fant i en rapport av W.G. Faris: For hendelser A, B og C er det lett å se fra et Venn-diagram at i vanlig sannsynlighetsregning er:

$$P(A \cap B^c) + P(B \cap C^c) + P(C \cap A^c) \leq 1.$$

Tilsvarende gjelder ikke generelt i kvantemekanikken. I sannhetens navn: Der ulikheten ikke gjelder, er A, B og C delvis knyttet til forskjellige fysiske eksperimenter, men eksperimentene tar utgangspunkt i den samme bakenforliggende realiteten.)

De som følger med i populær-vitenskapelige tidsskrifter som **Scientific American**, vet at det har skjedd ganske mye på eksperiment-fronten i de senere årene. Mest kjente er vel de såkalte Aspect-eksperimentene i Frankrike, men det finnes også andre, lignende. Konklusjonen fra disse eksperimentene ser nå ut til å være ganske entydig: Kvantemekanikken har rett! Forutsigelsene stemmer med de eksperimentelle resultatene. Hvis en derimot ser på teoriene for skjulte variable, viser det seg at Bell's ulikheter ikke generelt stemmer med virkeligheten. Det ser altså ut til at det er vanskelig å få vanlige enkle sannsynlighetsmodeller til å stemme med det man vet om moderne atomfysikk.

Helt til slutt i denne artikkelen skal jeg nevne kort noe av det som finnes på det teoretiske området i grenselandet mellom kvantemekanikk og vanlig sannsynlighetsteori. Jeg må innrømme at mine egne interesser ligger et stykke fra den mest avanserte utviklingen. Én ting er at denne typen matematikk er tung å lese og arbeide med. Viktigere er at de grunnleggende idéene ofte forsvinner i ren formalisme. De tre bøkene jeg skal omtale nedenfor, er av et helt annet slag. Felles for alle tre er at de konsentrerer seg om hoved-idéer, og inneholder lite matematikk. Ellers er de nokså forskjellige. Den første gir en historisk oversikt over hvordan sannsynlighetsbegrepet har vært brukt og brukes av fysikere. De to siste er begge skrevet av topp-kapasiteter innenfor sine områder, forskere med så stor oversikt og sikkerhet at de ikke er redde for å skrive elementært. Feynman konsentrerer seg om den relativistiske kvantemekanikken, mens Ruelle berører en rekke områder, både innenfor og utenfor fysikken.

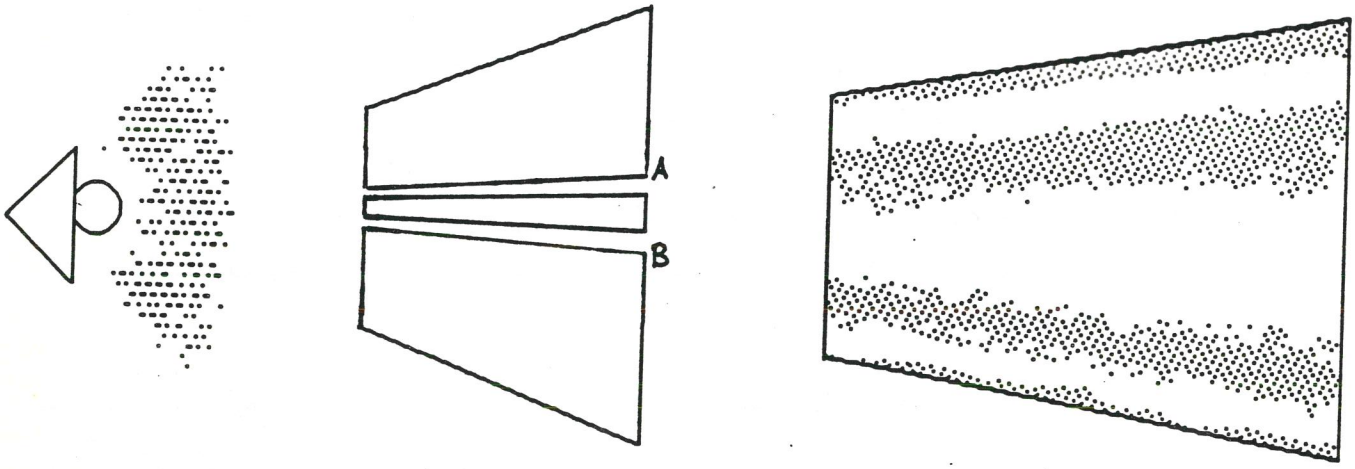
Charles Ruhla: The Physics of Chance. From Blaise Pascal to Niels Bohr. Oxford University Press, 1992. ISBN 0-19-853977-0.

Dette er en historisk oversikt over bruken av sannsynlighetsregning i fysikk, med hovedvekt på dagens situasjon. Hver ny utvikling er representert ved én eller flere sentrale personer: Utviklingen av sannsynlighetsregningen ved Fermat, Pascal, Huygens og (Jakob) Bernoulli, modellering av målefeil ved Gauss, statistisk mekanikk ved Maxwell og Boltzmann, kaosteori ved Henri Poincré, og kvantemekanikk ved Niels Bohr, med Einstein

som motpol i diskusjonen. De første kapitlene har kanskje lite nytt å lære en statistiker, men det er morsomt å se at våre velkjente binomiske, Poisson- og normal-fordelinger også er de som har sentral betydning i fysikk. Fremstillingen er ikke perfekt; her er uheldige formuleringer (s. 55 og s. 57, f.eks.) og også direkte feil (s. 11, s.13). Noe mer ukjent, og dermed mer interessant, stoff finner vi i kapitlene om statistisk mekanikk. Hovedprinsippene er klart fremstilt, ved bruk av kombinatorikk, symmetri og maksimering av funksjoner under sidebetingelser. Det vesentlige av matematikken er lagt til appendixer. Boltzmanns energi-ekvipartisjonsprinsipp gir en kort vei fra fysikk til kjikvadratfordelingen og bruken av ordet frihetsgrader i statistikk.

Omtalen av kaosteori er meget knapp; her finnes det mange bøker som er mye mer omfattende.

De siste kapitlene, om kvantemekanikken, er på mange måter de mest interessante, ikke fordi de beskriver teorien særlig nøye, men fordi Ruhla gir en relativt detaljert redegjørelse for de nye eksperimentene som er gjort for å prøve ut teorien. I kapittel 7 er en moderne versjon av Young's tospalte-forsøk beskrevet, og konklusjonen ser ut til å være entydig: Når lys kan gå to veier som senere møtes igjen, oppstår interferensfenomener.
Like fullt er det klart at fotoner må oppfattes som enkeltpartikler. I kapittel 8 beskrives forsøkene til Alain Aspect, der konklusjonen ser ut til å være at fotoner som sendes ut samtidig fra samme kilde, må oppfattes som en enhet, selv når fotonene er flere meter fra hverandre. Disse forsøkene har direkte relasjoner til et tankeeksperiment av Einstein, Podolsky og Rosen i 1935 (modifisert av Bohm i 1952), og ser ut til å vise at kvantemekanikken har rett selv om konklusjonene ser absurde ut. Aspect's forsøk kan også settes i sammenheng med Bell's ulikheter, og gir klare motbevis mot de enkleste teoriene om skjulte variable.



Youngs tospalte-forsøk

Det er imidlertid ikke formalisme og absurditeter som utgjør avslutningen i boken, men det enkle budskapet: Verden er stokastisk; skal vi gi en korrekt beskrivelse av virkeligheten, må vi gå bort fra deterministiske modeller og ta i bruk sannsynlighetsregning: "Is it not time therefore, at long last, to accept chance as fundamentally characteristic of Nature?"

Richard P. Feynman: QED. The strange theory of light and matter. Penguin Books, Science 1985. ISBN 0-14-012505-1.

De tre bokstavene i tittelen er forkortelse for kvanteelektrodynamikk, og har ingenting med avslutningen av et matematisk bevis å gjøre. Tvertimot er denne boken meget lite matematisk; Feynman's idé er at grunnprinsippene i moderne fysikk kan forklares meget enkelt, uten å trekke inn særlig mye tekniske begreper. I vårt språk kan grunnprinsippet han bygger på, kanskje sies slik: Dersom A og B er to disjunkte hendelser, og vi *ikke* undersøker hvilken av A eller B som skjer, er $P(A \cup B) = |u_A + u_B|^2$ for komplekse tall u_A og u_B som i prinsippet kan finnes fra enkle formler. Dersom vi undersøker hvilken av A eller B som skjer, er $P(A) = |u_A|^2$, $P(B) = |u_B|^2$ og $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$. Denne typen sannsynlighets-regning fører til interferens-fenomener, og mange har kanskje sett dette omtalt i forbindelse med det såkalte tospalte-eksperimentet (se omtalen av Ruhla's bok). Hos Feynman er denne måten å regne på helt fundamental: Den brukes til å vise at lys går i rette linjer, brytes riktig mot glass og vann, spres når det går gjennom tynne hull osv.. Videre brukes samme prinsipp til å studere vekselvirkning mellom elektroner og fotoner, og dermed "i prinsippet grunnlaget for all kjemi og biologi". Tilslutt diskuteres kvalitativt sterke og svake vekselvirkninger i partikkelfysikken ut fra de samme prinsipper. Tonen er like entusiastisk hele tiden. Figurbetraktninger spiller en stor rolle. Dersom en kan litt matematikk, vil en kanskje savne en formel her og der. Komplekse tall er egentlig helt grunnleggende for alle resultater i boka, men er likevel bare nevnt så vidt i en fotnote. Hele diskusjonen er basert på små piler i planet. Ikke desto mindre: Det anbefales sterkt å lese boka på dens egne premisser. Kanskje vil en til og med lære noe nytt om komplekse tall! Det som likevel slår en mest, er den ærlige og direkte måten Feynman presenterer grunnlaget for fysikken på, slik han oppfatter den: Dette er oppskriften, den fungerer, men den er helt absurd. Du kan like denne oppskriften eller ikke, det er ikke det som betyr noe. Poenget er bare at den beskriver virkeligheten.

David Ruelle. Chance and Chaos. Princeton University Press, 1991.
ISBN 0-691-08574-9.

Dette er igjen en helt forskjellig bok. Ruelle tar utgangspunkt i Kolmogorov's aksiomer, og har sannsynlighetsregningen med på lasset det meste av tiden, men selv om boka bare har 166 sider, sveiper han over et helt utrolig spekter av forskjellige emner: spillteori, kaosteori, turbulens, økonomisk teori, kvantemekanikk, informasjonsteori og fysisk entropi, statistisk mekanikk, svarte hull, evolusjonsteori, kompleksitetsteori både sett ut fra algoritme-konstruksjoner og sett ut fra Gödel's teorem... Listen er ikke komplett. Innenfor hvert emne går Ruelle rett på det han oppfatter som essensen, og leseren har sjelden vanskelig med å bli overbevist om at dette virkelig er essensen. Stilen er enkel, slentrende, ofte humoristisk, men likevel langtfra overflatisk. Emnene er ofte grundigere utdypet i notene bak, der en også finner videre referanser. Endel av disse refererer til Ruelle's egne godt kjente arbeider innenfor turbulensteori og statistisk fysikk.

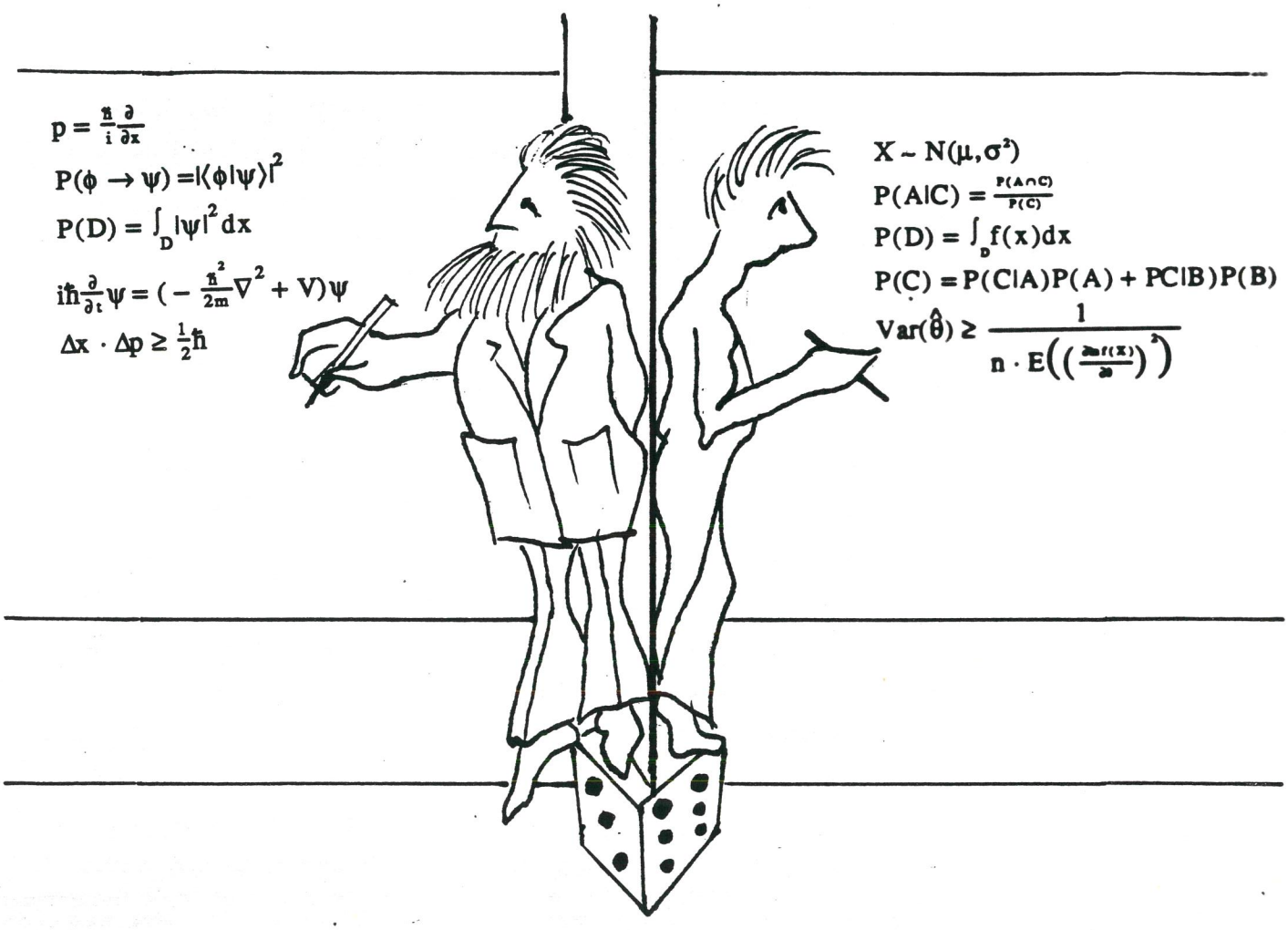
For å gi en antydning om stilen, kan det være fristende å nevne et par av det mer morsomme passasjene. Som da han etter én refusering fikk antatt sitt nå kjente arbeide om 'strange attractors' ("Actually, I was an editor of the journal, and I accepted the paper myself for publication.") Senere kommer en generell beskrivelse av hvordan du skal få arbeider antatt ved å trette ut referee'er. Eller når han diskuterer begrepene markedsøkonomi og frihandel ved å ta utgangspunkt i to land A og B, land A som har ideelt klima for å dyrke tannbørster, mens land B har rike gruver for utvinning av tannkrem! Ruelle's holdning til kvantemekanikken gjenspeiles kanskje best i måten den omtales: Hver gang han trenger et resultat fra kvantemekanikken, sier han at resultatet hentes fra 'De Hellige Skriftene', der alle oppskrifter finnes.

Boken anbefales; det er ikke mer å si om det...

Selvsagt er det mange som har prøvd å finne dypere prinsipper bak den formalismen som kvantemekanikken utgjør. **Gudder: Quantum Probability** (Academic Press, 1988) skiller i tillegg til det tradisjonelle tilnærmelsen mellom mellom *kvante-logisk*, *algebraisk* (C*-), *konveksitets*-tilnærmelse, og en som bygger på såkalt *operasjonell statistikk*.. I tillegg til alt dette er det fremdeles noen fysikere som leter etter *skjulte variable* i en konkret underliggende virkelighet. I sin enkleste form kan en tenke seg disse variablene som stokastiske variable, men det arbeides mest med mer avanserte varianter.

Er da moderne kvantemekanikk fullstendig blottet for relasjoner til sannsynlighetsteori? Svaret er heldigvis nei. Den vel mest kjente stokastiske kvantemekanikken går tilbake til **Edward Nelson: Dynamical Theories of Brownian**

Motion (Princeton University Press, 1967), som gir en interpretasjon av Schrödinger-ligningen ut fra vanlige stokastiske integraler bygget på Wienerprosessen. Nelson's teorier er videreført av **T.G. Dankel** (Arch. Rational Mech. Anal., 1970) og **W.G. Faris** (Found. Phys., 1982), som inkorporerer spinn i teorien. Av nyere dato er boka **A.S. Holevo: Probabilistic and Statistical Aspects of Quantum Theory** (North-Holland, 1982) som trekker flere paralleller mellom vanlig statistisk teori og kvantemekanikk. En annen relevant bok er **C.W. Helstrom: Quantum Detection and Estimation Theory** (Academic Press, 1976). I det siste tiåret har en gruppe rundt italieneren **L. Accardi** vært aktive på dette området; de hadde en egen sesjon under EMS-møtet i Bath i fjor. Ett av flere områder under utvikling er en egen kvantemekanisk stokastisk analyse (**K.R. Parthasarathy: An Introduction to Quantum Stochastic Calculus**, Birkhäuser Verlag, 1992), der blant annnet **R.L. Hudson** fra University of Nottingham har spilt en aktiv rolle. Veldig grovt: I tillegg til Wienerprosess og Poissonprosses som basis for stokastiske integraler, innføres nye prosesser der en trekker inn ikke-kommutasjon. På dette området foregår utviklingen ganske aktivt fremdeles. Jeg tror likevel det er riktig å si at den virkelig store utfordringen ikke ligger i videreutvikling av den formelle matematikken, men i å forstå intuitivt den realiteten som ligger bak.



Øk dine vinnersjanser! Ny bok.

Thore Egeland
Norsk Regnesentral

Statistikerne Terje Aven, Harald Haukås og Gunnar Løvås har skrevet boken **Øk dine vinnersjanser. TIPPING, LOTTO & andre spill med systemer og garantitabeller** på MORTENSENs Bokforlag. Den geografiske tilhørigheten til forfatterne oppdager man på side 51 (om ikke før). Der står det retoriske spørsmålet: "I den neste spilleomgangen spilte Viking mot Lyn. Hva ville du tippet som resultat av denne kampen"? Viking vant naturligvis (2–0) og opphavsmennene kommer fra Stavanger.

Boken favner vidt og opplag (15000), mediadekning og pris 49,– kr vitner om ambisjoner og innsats fra forfattere og forlag. Etter et kort, folkelig kapittel om sannsynligheter er LOTTO–spill og Tipping viet hvert sitt fyldige kapittel. I kapittel 4 diskuterer forfatterne hvilket spill som bør velges. I det avsluttende kapitlet omtales en rekke andre spill såsom Yatzy, Craps og Risk. Sidene 95 til 184 er viet LOTTO –og tippesystemer.

Det kan være på sin plass å redegjøre for mitt utgangspunkt for å lese boken. Jeg er statistiker uten spesiell interesse for vedding eller spill. Til tross for det har jeg lest boken med stor interesse. Innimellom leverer jeg inn en tippe – eller lotto kupong. I motsetning til forfatterne tror jeg at jeg ville blitt meget lykkeligere om veddingen hadde resultert i milliongevinst.

I LOTTO kapitlet diskuteres nær sagt alle sider ved denne spill–typen. Forfatterne poengterer eksempelvis at man ved å fylle ut 500 tilfeldige rekker har en vinnersjanse på 93.2%. Hvis man derimot følger Norsk Tippings anbefaling er sjansen bare 11.8%. Riktignok vil man i det siste tilfellet vinne mer når man vinner. Dette henger sammen med overlappingsfenomenet som er utmerket forklart i boken.

Det er nyttig å vite (ihvertfall hvis ikke for mange andre vet det) at det er optimalt å følge Dagbladets eksperttipper Morten Sørgård. Dersom man bruker hans to sikre kan man forvente å vinne 2.13 ganger mer enn ved å tippe fotballkampene tilfeldig.

Boken fyller mange behov og forfatterne fortjener honnør for idé og gjennomføring. Dersom boken kan bidra til øket interesse for statistikk og sannsynlighetsregning, ville det være en hyggelig bieffekt. Temaet er heller ikke uttømt; det er rom for en utvidet annenutgave. Kortspill (bridge og poker) og hesteveddeløp er relativt knapt omtalt. Videre har norske matematikere og statistikere beskjeftiget seg med blant annet Svarteper, logistisk regresjon og tipping samt sannsynligheter knytter til kortfordelinger i bridge når kortene ikke er godt nok stokket (normalsituasjonen).

Tillat meg litt surmagethet mot slutten av denne ellers så panegyriske omtale. I bokens innholdsfortegnelse vises fem kapitler samt to ikke navngitte avsnitt med systemer. I teksten refereres det til vedlegg A og B mens overskriftene i boken signaliserer kapittel 6 og 7. Dette er naturligvis forvirrende.

Jeg kan vanskelig vurdere tippesystemenes kvalitet. Imidlertid burde det vel ha vært en oversikt over hvilke systemer som finnes; det hadde øket bokens verdi som oppslagsverk all den tid det er tett på 100 sider med systemer.

DRILLOS VM-SJANSE: 99,2%



● SIDE 28

BANKER'EN SOM SLO TIL.

(NB: Dette var før kampen mot Polen 22.9.93.)

Arbeiderbladet

Tirsdag 21. september 1993 TLF. 22 72 60 00 Årgang 109 - Uke 38 Nr. 217 Kr 8.00

BRASIL og Bolivia klare

RIO DE JANEIRO: Romario gjorde comeback i Brasils landslagstrøye etter åtte måneder i unåde ved å score begge mål da Brasil slo Uruguay 2-0 i søndagens skjebnekamp. Dermed er Brasil og Bolivia er klare for VM-sluttspillet i USA neste sommer mens Uruguay, verdensmester to ganger, er utslått.

Over 100 000 tilskuere på Maracana stadion jublet over Romarios mål, som kom da brasilianerne begynte å gi opp håpet om at det voldsomme presset skulle belønnes med scoring. Uruguays målvakt Robert Siboldi var nemlig i praktslag.

Uruguays stjernespekkede lag spilte defensivt, og forsvant ut av VM-turneringen uten å ha vist hva som bor i laget.

Hundretusener av bolivianere strømmet ut i gatene i La Paz og andre byer for å feire den største dagen i landets fotballhistorie. Laget spilte 1-1 borte mot Ecuador.

(NTB)



Magne Aldrin og Andre Teigland har regnet ut at det er 99,2 prosent sikkert at Norge kommer til VM. *(Foto: Arne Ove Bergo)*

VM-SJANSE: 99,2%

Alle hobby-statistikere, rikssynsere og andre fotball-forståsegpåere kan lene seg tilbake. Norge går til fotball-VM med 99,2 prosents sikkerhet. Det er statistisk bevist.

TALLENE er klare etter at Norsk Regnesentral har «spilt» de gjenstående kampene i vår gruppe 10.000 ganger!

Men kampene er spilt på dataskjerm, ikke på sølete og tunge høstbaner. Det er eneste lille forbehold i denne analysen som viser at Norge og England går til VM.

Tall-lek

– Vi er fotballinteresserte og jobber med tall til daglig. Derfor måtte vi leke oss med dette. Vi har brukt skikkelige statistiske metoder for å finne sannsynligheten for at Norge kommer til VM. Vi har ikke brukt verken subjektive gjetninger eller lotto-prinsippet, sier Magne Aldrin og Andre Teigland etter å ha utarbeidet analysen fra øverste etasje i Informatikkbygget på Blindern.

Og kan noen i dette landet regne, burde det være Norsk Regnesentral.

Slik er sannsynligheten til VM-avansement i Norges gruppe dagen før Norge –Polen. Altså sannsynlighet i prosent for at lagene kommer på de to første plassene:

1. Norge 99,2 prosent.
2. England 54,9
3. Nederland 43,0
4. Polen 2,8

For å finne sannsynlig utfall har statistikerne lagt til grunn resultatene så langt og laget et styrketall ut fra dette. Slik at 2-0 over England gir bedre «styrketall» enn 10-0 over San Marino.

– Hvis Norge-Polen ble spilt hundre ganger, ville Norge i gjennomsnitt vinne med tre mål. I en enkeltkamp kan imidlertid resultatet bli annerledes. Polen kan godt vinne eller få uavgjort, og vår simuleringsmodell tar hensyn til dette, sier Aldrin.

Tilsvarende vil en «gjennomsnittskamp» Nederland-England ende med 0,6 måls-seier til Nederland!

Verdt å merke seg foran det oppgjøret i Rotterdam i neste måned.

Sammenlikning

Tall-leken har også beregnet de andre lagenes styrke i forhold til Norge og resultatet ble slik:

England: 0,6 mål dårligere enn Norge.
Nederland: 0,8 mål dårligere.
Polen: 2,2 mål dårligere.
Tyrkia: 3,0 mål dårligere.
San Marino: 5,2 mål dårligere.

Og endelig har man satt opp en tabell som viser sannsynligheten for tabellplassering etter at kvalifiseringen er over i november. Den viser at Norge i teorien kan innta en av de fire første plassene på tabellen. Og husk, bare de to første gir VM-tur. (se egen ramme).

Med disse tallene i bakhodet kan Drillo, Docile og alle oss andre benke oss på Ullevaal og foran TV-skjermene i morgen kveld.

● REIDAR SOLLIE

VM-DELTAKELSE

Tabellen viser prosentvis sjanse for å havne på plassene 1-6 etter endt VM-kvalifisering. De to første plassene gir VM-tur.

Lag	1	2	3	4	5	6
NORGE	95,6	3,6	0,6	0,2	0,0	0,0
ENGLAND	2,2	52,7	43,9	1,1	0,0	0,0
NEDERLAND	1,6	41,4	46,8	10,1	0,0	0,0
POLEN	0,5	2,3	8,6	88,5	0,0	0,0
TYRKIA	0,0	0,0	0,0	0,0	99,9	0,1



15:e nordiska konferensen i MATEMATISK STATISTIK LUND, SVERIGE 15 – 19 augusti 1994

Första informationsbladet
oktober 1993

Svenska Statistikersamfundet



15:e nordiska konferensen i MATEMATISK STATISTIK

Svenska statistikersamfundet inbjuder härmed till den 15:e nordiska konferensen i matematisk statistik, vilken kommer att äga rum på Lunds Tekniska Högskola under perioden 15 – 19 augusti 1994.

PROGRAM

Programmet består av sex huvudföredrag samt ett antal gruppämnen som kommer att diskuteras vid olika parallella gruppsessioner.

Huvudföredrag

Analysis of longitudinal data (ca 6 h)	Peter Diggle, Lancaster
Chaos and statistics (ca 6 h)	Howell Tong, Canterbury
Aspects on ecological statistics	Tõnu Möls, Tartu
Statistical methods in population genetics	Freddy Bugge Christiansen, Århus
Fatigue and stochastic loads	Igor Rychlik, Lund
Stochastic particle systems	Jeff Steiff, Göteborg

Gruppsessioner

1. Clinical trials	Jan Lanke, Lund
2. Modelling of stochastic time series	Katarina Juselius, Köpenhamn
3. Environmental statistics	Lena Zetterqvist, Lund
4. Image analysis and remote sensing	Erkki Tomppo, Helsingfors
5. Meta-analysis	Sture Holm, Göteborg
6. Modelling and estimation in hidden Markov models	Sören Asmussen, Ålborg
7. Multivariate analysis and growth curves	Dietrich von Rosen, Uppsala
8. Non-response, response errors and other non-sampling errors	Bengt Swensson, Örebro
9. Random nets	Ove Frank, Stockholm
10. Reliability and statistical process control	Bent Natvig, Oslo
11. Sampling	Jan Wretman, Stockholm
12. Statistical inference	Elja Arjas, Uleåborg
Stochastic modelling of	
13. – technical systems	Jacques de Maré, Göteborg
14. – medical and biological systems	Per Kragh Andersen, Köpenhamn
15. Teaching statistics	Elisabeth Svensson, Göteborg

Gruppsessionerna består av kortare presentationer och diskussionsinlägg. Bidrag till de olika sessionerna är välkomna; intresserade kan redan nu vända sig till organisationskommittén eller direkt till sessionens organisatör.

KONFERENSEN

Konferensen startar tidigt måndagen den 15 augusti (ankomst till Lund på söndagen rekommenderas) och avslutas fredagen den 19 augusti. På söndag kväll hålls ett välkomstmöte på Kulturen i Lund.

SOCIALA AKTIVITETER

Utöver välkomstmötet planeras en utflykt till ön Ven i Öresund, guidad stadsvandring i Lund samt konferensmiddag på Grand Hotel.

KOSTNADER OCH INKVARTERING

Konferensavgiften blir ca 1000 SEK per person och omfattar konferensmaterial, utflykt och övriga sociala aktiviteter samt konferensmiddag.

I Lund finns ett stort antal inkvarteringsmöjligheter. Två hotell i prisklasserna 500 – 650 SEK (1993 års priser) är reserverade för den aktuella veckan. Dessutom finns det vandrarhem och campingplats i Lund.

ANMÄLAN

Blankett för preliminär anmälan bifogas. Ytterligare information och blankett för definitiv anmälan kommer att sändas ut i februari 1994.

ORGANISATIONSKOMMITTÉ

Georg Lindgren, Lunds universitet, ordförande.
Mona Forsler, Lunds universitet.
Jan Lanke, Lunds universitet.
Lena Zetterqvist, Lunds universitet.

PROGRAMKOMMITTÉ

Georg Lindgren, Lunds universitet, ordförande.
Olle Nerman, Göteborgs universitet.
Bo Ranneby, Sveriges Lantbruksuniversitet, Umeå.
Daniel Thorburn, Stockholms universitet.

FÖRFRÅGNINGAR

Förfrågningar om konferensen kan ställas till:

Georg Lindgren
Matematisk statistik
Box 118
S-221 00 Lund
SVERIGE
e-mail: nordkonf@maths.lth.se
Fax: +46 46-104623
Tfn: +46 46-108547

PRELIMINÄR ANMÄLAN

15:e NORDISKA KONFERENSEN I MATEMATISK STATISTIK, LUND 15 – 19 AUGUSTI 1994

Namn:.....

Adress:.....

.....

.....

Email:.....

Fax: .....

Jag är främst intresserad av sessionerna nr

☐ 1 ☐ 2 ☐ 3 ☐ 4 ☐ 5 ☐ 6 ☐ 7 ☐ 8

☐ 9 ☐ 10 ☐ 11 ☐ 12 ☐ 13 ☐ 14 ☐ 15

I session nr ..... önskar jag presentera ett föredrag med titeln

.....

Anmälan skickas till
Nordisk konferens
Matematisk statistik
Box 118
S–221 00 LUND
SVERIGE

ISF 94 - The Fourteenth

INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON FORECASTING

June 12 - 15, 1994



To be held at the

Stockholm School of Economics

STOCKHOLM, SWEDEN

Sponsored by the

International Institute of Forecasters

in collaboration with

Department of Economic Statistics
at the Stockholm School of Economics



Conference Theme: Industrial Forecasting

Keynote Speeches by prominent researchers and practitioners

More than 50 Sessions covering all aspects of forecasting

Pre-Conference Forecasting Workshop

Exhibits on software, books and consulting services

Panel Discussions and Round Table Sessions on current issues in forecasting

Optional **Spouses' Program**

Keynote speakers include:

Nariman Behravesh (DRI/McGraw Hill) on Data Quality and Data Availability, Joseph Buongiorno (University of Wisconsin) on Forecasting for the Forestry Industry, Chris Chatfield (University of Bath) on What is the Best Method for Forecasting, James Stock (Harvard) on Structural Breaks and Forecasting, and Halbert White (University of California at San Diego) on Neural Networks.

If you would like to get more information on ISF-94 please return the form below to:
Dr. Sune Karlsson, Stockholm School of Economics, P.O. Box 6501, S-113 83 STOCKHOLM, Sweden. You can also call + 46 8 736 9239, fax: + 46 8 30 21 15, or E-mail (ISF94@hhs.se).

.....

FOURTEENTH INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON FORECASTING
June 12 - 15, 1994

Name: _____

Profession/Title: _____

Company/Institution: _____

Mailing address: _____

_____

Country: _____

News from the Nordic Region of the Biometric Society

Plans for the future

An administrative session was held in Bagsværd to discuss the role of the Nordic Region both as separate organisation and in relation to the Biometric Society. The region's multi-country structure is a great potential for collaboration, while it also puts special demand on organisation. New channels for information and activity were discussed.

Regional meetings are naturally scheduled for uneven years, while even years host the International Biometric Conferences. A Nordic meeting covering all areas of biometric research is under planning for June 1995 in Gothenburg. This meeting will involve some form of collaboration with the British Region. Specialized seminars will, however, continue to form an important part of regional activities. For example the next Symposium on Biometrical Problems in Agriculture, Forestry and Animal Investigations is scheduled for 1997 in Norway.

Membership drive

The Regional committee has found that information spread in the Nordic Bulletin is not reaching all those potentially interested. As information: Membership in the Biometric Society is obtained via membership in a region. The current fee for the Nordic Region is NOK 350 for ordinary members and NOK 150 for students. In return you get Biometrics, the Biometric Bulletin, the Nordic Bulletin and reduced conference fees. The Biometric Bulletin is the newsletter of the Biometric Society and as such opens a window to international activities. The Nordic Bulletin contains information about local events.

Application for membership is made by sending the application form found at the back of any issue of Biometrics to the treasurer for the Nordic Region: Steinar Tretli, National Cancer Registry, Montebello, N-0310 Oslo 3, Phone +47-22-451330, Fax +47-22-451370.

Young Scientist Travel Award to IBC 94

In an effort to encourage and support participation of young biometricians/biostatisticians at international meetings, an award for best scientific paper (or PhD thesis) for 1993 is announced. Applicants should be under the age of 35.

The chosen paper (or parts of it) should be submitted for presentation at IBC 94 in Hamilton, Ontario, Canada on 8-12th August 1994. The award covers cost for travel, accomodation and participation up to the amount of NOK 10 000. Information about IBC 94 is given in the August 1993 issue of the Biometric Bulletin. Deadline for submission of abstracts is February 1, 1994.

Papers may be offered on any topic of biometric interest. A blend of good theory and sound empirical application is favoured. The paper should be unpublished or in the process of being published in an international journal. Manuscripts should be sent to Mervi Eerola, Dept. of Statistics, PB 33, SF-00014 University of Helsinki, Finland, before the end of this year. For further information, please contact Mervi Eerola (phone +358-0-1912533, email "Mervi.Eerola@cc.helsinki.fi") or Petter Laake, Section of Medical Statistics, University of Oslo, P.b. 1122 Blindern, N-0317 Oslo (phone +47-22-851235, fax +47-22-851313, email "Petter.Laake@basalmed.uio.no").

The Nordic Regional committee for 1993

Juni Palmgren, Helsinki (president)	Sigrún Helgadóttir, Reykjavik
Trond Haider, Oslo (secretary)	Niels Keiding, Copenhagen
Steinar Tretli, Oslo (treasurer)	Petter Laake, Oslo
Lennart Bondesson, Umeå	Søren Andersen, Copenhagen *
Mervi Eerola, Helsinki	Hólmgeir Björnsson, Reykjavik *
	Hans Wedel, Gothenburg *

* Member of Council for the Biometric Society

UNIVERSITETET I TRONDHEIM
Den allmennvitenskapelige høgskolen

FØRSTEAMANUENSIS I STATISTIKK (SV-STAT) (L.PL. 17.510, KODE 1011) - FAST STILLING

Ved Institutt for matematikk og statistikk er det ledig en fast stilling som førsteamanuensis i statistikk.

For stillingen kreves førstestillingskompetanse i statistikk.

Instituttet vil med denne stillingen påta seg undervisning i grunnleggende statistikk for samfunnsvitere hvert semester og konsultasjonstjenester for vitenskapelige ansatte, hovedfags- og dr.grads.-studenter ved Det samfunnsvitenskapelige fakultet.

Det er en fordel med formell utdannelse og forskningsbakgrunn som er relevant for anvendelser av statistikk innen samfunnsvitenskapelig forskning.

Førsteamanuensen skal ta del i undervisningen i samsvar med den studieordningen som gjelder til enhver tid, og har plikt til å delta i eksamensarbeid uten særskilt godtgjørelse. Førsteamanuensen har rett og plikt til å drive forskning innenfor sitt fagområde, og er også pliktig til å ta på seg administrative oppgaver.

Den totale arbeidsplikt skal fordeles på feltene forskning, undervisning og administrasjon. Fordelingen innen de ulike feltene vil til en hver tid variere, men over tid beregnes tilnærmet lik tid til forskning og undervisning.

Det vil bli lagt vekt på både vitenskapelig og pedagogisk kompetanse, samt undervisningserfaring fra universitet og høgskole.

Veiledning om dokumentasjon og vurdering av pedagogisk kompetanse kan en få ved henvendelse på tlf. 73 59 67 15. Ytterligere opplysninger kan en få ved henvendelse til Professor Steinar Engen, tlf. 73 59 17 47.

AVH er interessert i å øke antall kvinner i sitt vitenskapelige personale. Kvinner oppfordres derfor spesielt til å søke.

Tilsettingen skjer på de vilkår som til enhver tid gjelder for offentlige tjenestemenn.

Dersom det ikke melder seg en tilstrekkelig godt kvalifisert søker, vil AVH vurdere midlertidig tilsetting med tittel og lønn som amanuensis i inntil 3 år med sikte på kvalifisering for fast tilsetting. Fast tilsetting vil i tilfelle skje uten ny kunngjøring, men etter en sakkyndig vurdering.

Det er en forutsetning at den som blir tilsatt, bosetter seg slik at han/hun kan være tilstede ved og tilgjengelig for institusjonen.

Førsteamanuensis lønnes i statens lønnsregulativ ltr. 23, netto kr. 21.527,50 pr. mnd. etter at 2% lovfestet innskudd i Statens Pensjonskasse er trukket fra.

Søknaden må inneholde opplysninger om utdanning, eksamener og tidligere praksis. Bekreftede kopier av vitnemål og attester må legges ved. Søkere må sende inn:

- 5 eksemplarer av søknaden
- 5 eksemplarer av bekreftede kopier av vitnemål og attester
- 3 eksemplarer av trykte og utrykte arbeider søkeren ønsker det skal tas hensyn til.

Det vil bli tatt hensyn til fellesarbeider. Dersom det i fellesarbeid er vanskelig å identifisere innsatsen til søkeren, må søkeren legge ved en kort redegjørelse om sin del av arbeidet.

Søkeren må videre legge ved en liste over de publikasjonene som sendes til vurdering.

Søknaden skal sendes til Universitetet i Trondheim, Den allmennvitenskapelige høgskolen, Det matematisk-naturvitenskapelige fakultet, 7055 Dragvoll innen 03.01.94. Merk søknaden med journalnummer MN-039.

UNIVERSITETET I TRONDHEIM
Den allmennvitenskapelige høgskolen

FØRSTEAMANUENSIS I STATISTIKK (BIOSTATISTIKK) (L.PL. 17.510, KODE 1011) - FAST STILLING

Ved Institutt for matematikk og statistikk er det ledig en fast stilling som førsteamanuensis i statistikk.

Med denne stillingen får instituttet kapasitet til å tilby grunnkurset i statistikk for biologer med innslag av biomodellering. Stillingen skal også benyttes til å styrke hovedfagsundervisningen i statistikk inkludert veiledning av hovedfagsstudenter. Det forutsettes at forskningen skal omfatte biologiske anvendelser av statistikkfaget. Den som tilsettes må ha dr.grad. i statistikk og vitenskapelig produksjon innen biologiske problemstillinger, eller doktorgrad i teoretisk biologi med formell kompetanse i statistikk og vitenskapelig produksjon innen biostatistikk.

Førsteamanuensen skal delta i oppbyggingen av en ny studieretning i biostatistikk som en del av fakultetets satsing på biodiversitet. Dersom instituttet får nye stillinger gjennom denne satsingen slik at det kan etableres en forskningsgruppe innen biodiversitet, forventes det at den som tilsettes går aktivt inn i denne gruppen.

Førsteamanuensen skal ta del i undervisningen i samsvar med den studieordningen som gjelder til enhver tid, og har plikt til å delta i eksamensarbeid uten særskilt godtgjørelse. Førsteamanuensen har rett og plikt til å drive forskning innenfor sitt fagområde, og er også pliktig til å ta på seg administrative oppgaver.

Den totale arbeidsplikt skal fordeles på feltene forskning, undervisning og administrasjon. Fordelingen innen de ulike feltene vil til en hver tid variere, men over tid beregnes tilnærmet lik tid til forskning og undervisning.

Det vil bli lagt vekt på både vitenskapelig og pedagogisk kompetanse samt undervisningserfaring fra universitet/høgskole.

Veiledning om dokumentasjon og vurdering av pedagogisk kompetanse kan en få ved henvendelse på tlf. 73 59 67 15. Ytterligere opplysninger kan en få ved henvendelse til Professor Steinar Engen, tlf. 73 59 17 47.

AVH er interessert i å øke antall kvinner i sitt vitenskapelige personale. Kvinner oppfordres derfor spesielt til å søke.

Tilsettingen skjer på de vilkår som til enhver tid gjelder for offentlige tjenestemenn.

Dersom det ikke melder seg en tilstrekkelig godt kvalifisert søker, vil AVH vurdere midlertidig tilsetting i inntil 3 år med sikte på kvalifisering for fast tilsetting. Fast tilsetting vil i tilfelle skje uten ny kunngjøring, men etter en sakkyndig vurdering.

Det er en forutsetning at den som blir tilsatt, bosetter seg slik at han/hun kan være tilstede ved og tilgjengelig for institusjonen.

Førsteamanuensis lønnes i statens lønnsregulativ ltr. 23, netto kr. 21.527,50 pr. mnd. etter at 2% lovfestet innskudd i Statens Pensjonskasse er trukket fra.

Søknaden må inneholde opplysninger om utdanning, eksamener og tidligere praksis. Bekreftede kopier av vitnemål og attester må legges ved. Søkere må sende inn:

- 5 eksemplarer av søknaden
- 5 eksemplarer av bekreftede kopier av vitnemål og attester
- 3 eksemplarer av trykte og utrykte arbeider søkeren ønsker det skal tas hensyn til.

Det vil bli tatt hensyn til fellesarbeider. Dersom det i fellesarbeid er vanskelig å identifisere innsatsen til søkeren, må søkeren legge ved en kort redegjørelse om sin del av arbeidet.

Søkeren må videre legge ved en liste over de publikasjonene som sendes til vurdering.

Søknaden skal sendes til Universitetet i Trondheim, Den allmennvitenskapelige høgskolen, Det matematisk-naturvitenskapelige fakultet, 7055 Dragvoll innen 03.01.95. Merk søknaden med journalnummer MN-038.

NYTT FRA UNIVERSITETER OG HØYSKOLER

NYTT FRA UNIVERSITETET I OSLO

Uteksaminerte cand. scient.

Irene Byermoen: "Lønnsomhetsanalyse og overskuddsdeling i livsforsikring."
Veiledere: Prof. Bjørn Sundt og Dir. Helge Ivar Magnussen

Ronald Wolf: "Diskriminantanalyse"
Veiledere: Eva Skovlund

Nyansettelser:

Anders Rygh Svendsen er ansatt som førsteamanuensis fra 1. januar 1994.

NYTT FRA UNIVERSITETET I TRONDHEIM - AVH

Nyansettelser/ engasjementer:

Helga Vivås er engasjert som førsteamanuensis fram til 1.7.94.
Ola Diserud er engasjert som amanuensis fram til 1.7.94.
Magnar Lillegård er tilsatt som stipendiat i 4 år fra 17.1.94

NYTT FRA UNIVERSITETET I TRONDHEIM - NTH

Dr. ing.

Haavard Rue forsvarte 15. november 1993 sin avhandling: "Topics in image analysis".

Hovedfaglærer: Emil Spjøtvoll
Komité: Arnoldo Frigessi, Universitàdi Venezia, Italia, Erik Bølviken, Universitetet i Oslo, Harald Krogstad, NTH.

Lars Bodsberg forsvarte 17. desember 1993 sin avhandling:
"VULCAN -- a vulnerability calculation method for process safety systems".

Hovedfaglærer: Bo Lindqvist
Veileder: Tor Onshus
Komité: Bo Bergman, Linköpings Tekniska Högskola, Sverige, Terje Aven, Høgskolesenteret i Rogaland, Tor Onshus, NTH, Bo Lindqvist, NTH.

Ledig førsteamanuensisstilling

En fast stilling i statistikk vil bli utlyst i nærmeste framtid.
Det henvises til Norsk Lysingsblad for nærmere detaljer. Kontakt gjerne gruppeleder Henning Omre (tlf. 73 59 35 31) eller Institutt for matematiske fag (tlf. 73 59 35 20) for opplysninger om stillingen.

Statistikkdag på NTH

Torsdag 10. mars 1994 markeres Liv og Arnljot Høylands fratreden fra sine stillinger.

Av innholdet nevnes:

Fagseminar med bl.a. Richard Barlow, Bo Bergman og Kjell Doksum
Festmiddag med venner og kolleger.

Alle statistikere er velkomne. Mer informasjon sendes ut senere.

RAPPORT FRA DET NASJONALE DOKTORGRADSKURSET OM STATISTISKE MODELLER OG METODER FOR TELLEPROSESSER

Oslo 15.-19. mars og 3.-7. mai 1993

Det er for tiden i gang et arbeid med å etablere et regelmessig tilbud i nasjonale forskerutdanningskurs innen realfagene. I denne forbindelse ble det første nasjonale doktorgradskurset i statistikk avholdt ved Matematisk institutt, Universitetet i Oslo, 15.-19. mars og 3.-7. mai 1993. Kurset var basert på monografien *Statistical Models based on Counting Processes* av P.K. Andersen, Ø. Borgan, R.D. Gill og N. Keiding som nylig har kommet ut på Springer-Verlag. Formålet med kurset var å gi deltagerne en oversikt over telleprosessteorien og dens anvendelser i levetids- og forløpsanalysen, og å sette dem i stand til på egen hånd å følge med i faglitteraturen. Undertegnede var organisator og leder for kurset.

Kurset bestod av i alt 30 forelesningstimer og 30 øvingstimer og var normert til 3 vekttall. Undervisningen i første periode ble gitt av undertegnede, mens Per Kragh Andersen fra Statistisk Forskningsenhed ved Københavns Universitet og undertegnede delte undervisningen i andre periode.

Eksamen bestod av to deler. Første del var en 4 timers skriftlig prøve som ble avholdt lokalt (i Bergen, Oslo, Tromsø og Trondheim) mellom de to kursperiodene. Andre del bestod av et lite individuelt prosjekt som ble delt ut ved avslutnigen av andre kursperiode med innleveringsfrist 1. juni.

Tilsammen avla 15 studenter eksamen (3 fra Bergen, 7 fra Oslo/Ås, 1 fra Tromsø og 4 fra Trondheim). Sju av disse var dr.scient.-studenter, 2 dr.ing.-studenter, 1 cand.scient.-student, 3 arbeidet med andre dr.grader (dr.med, dr.philos, dr.polit) mens 2 studenter ikke arbeidet med noen spesiell grad. I tillegg fulgte 4-5 studenter større eller mindre deler av kurset uten å avlegge eksamen.

På bakgrunn av de innleverte prosjekt-oppgavene ser det ut til at målsetningen om at kurset skulle gjøre studentene "i stand til på egen hånd å følge med i faglitteraturen" er blitt oppfylt for de flestes vedkommende. Den tilbakemeldingen som har kommet fra studentene har da også i det alt vesentlige vært positiv.

Ørnulf Borgan

Nasjonalt doktorgradskurs om Statistisk inferens og simulering

Innhold og formål: Tilgang på kraftige datamaskiner og numeriske teknikker har medført at ganske kompliserte modeller blir benyttet i stadig større grad. Simulering er en klasse av numeriske teknikker som er blitt stadig mer nyttige innenfor den statistiske fag-disiplin. Formålet med kurset er å gi deltakerne en oversikt over anvendelsesområdet av slike teknikker samt å sette deltakerne inn i den forskning som idag pågår i feltet.
Stikkord: Monte Carlo simulation, importance sampling, data augmentation, Gibbs sampling, Metropolis algorithm.

Deltagelse: Kurset er sentralt for dr.grads-studenter som benytter teknikker og metoder fra stokastisk simulering i sitt forskningsarbeid. Kurset er også velegnet som et "breddekurs" under dr.scient-graden for studenter som ikke får direkte bruk for dette stoffet i sitt forskningsarbeid. Kurset vil også være nyttig for cand.scient-studenter.

Forkunnskaper: Da dette er et dr.grads-kurs i statistikk, forventes det at kurs-deltakerne har kunnskaper i statistikk på "cand.scient-nivå", og at deltakerne har evne til å arbeide selvstendig og er innstilt på å gjøre en innsats.

Tid, sted og lærere: Kurset avholdes ved Matematisk institutt, Universitetet i Oslo og går over to perioder. Første periode vil være 6.-10. juni 1994. Andre periode vil være 22.-26. august 1994. Kursledere er førsteamanuensis Geir Storvik og Professor Erik Bølviken, Matematisk institutt, Universitetet i Oslo. Undervisningen i første periode vil bli gitt av Prof. Martin Tanner, University of Rochester. Kursledere vil lede andre periode.

Kursplan: For hver av de to kurs-periodene vil dagene være delt i to med forelesninger før lunsj (kl. 9-12) og oppgave-arbeid, diskusjon, o.l. etter lunsj (13-16).

Eksamen: Eksamensform vil bli bestemt senere.

Vekttall: Kurset er normert til 3 vekttall.

Literatur: Kursets første periode vil bli basert på Tanner's bok "Tools for Statistical Inference: Methods for the Exploration of Posterior Distribution and Likelihood Functions, Second Edition". Kursets andre periode vil i stor grad basere seg på artikler fra tidsskrifter.

Foreløbig påmelding: For å få nærmere klarlagt interessen for kurset, bes de som tenker seg å delta melde fra om dette innen 15. mars 1993 til Geir Storvik (postadresse: Matematisk institutt, P.b. 1053 blindern, 0316 Oslo, email: geirs@@math.uio.no; telefon (22)855894/855887).

Medlemskap i Norsk Statistisk Forening

Kontigenten i foreningen er på kr. 150 pr. år (kr. 90 for 1993) for regulære medlemmer og kr. 50 for studenter (kr. 30 for 1993). Korrespondanse om medlemskap og innbetaling av kontigent skal skje til foreningens kasserer:

Norsk Statistisk Forening v/Eva Seim
Statistisk avd. Nycomed A.S.
p.b. 4220 Torshov
0401 OSLO

Innbetalinger skal gjøres på foreningens postgirokonto 0802 5 15 10 55. Medlemmer som er usikre på når de betalte kontigent sist, vil nederst til høyre på adresssseddelen for Tilfeldig Gang finne angitt hvilket år siste betaling er registrert for. Vær imidlertid oppmerksom på at adressesedlene for bladet ligger noe etter ajourføringen av medlemsregisteret, slik at nylig foretatte innbetalinger ikke vil være tatt med her.

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

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

Norsk Statistisk Forening v/Eivind Damsleth
Norsk Hydro
p.b. 200
1341 STABEKK

Bidrag til Tilfeldig Gang

Neste nummer av Tilfeldig Gang vil forhåpentligvis komme ut i mars 1994. Alle slags bidrag til bladet er velkommen, enten det gjelder nye temaer av interesse for norske statistikere, eller man har kommentarer til innlegg som allerede har stått i bladet. Stoff til neste nummer må være redaktørene i hende senest 1. mars 1994.

Adressen til redaktørene er:

Inge Helland
Institutt for matematiske fag
Norges Landbrukshøgskole
Boks 5035
1432 Ås

Telefon 64 94 88 75

Are Aastveit
Institutt for matematiske fag
Norges Landbrukshøgskole
Boks 5035
1432 Ås

Telefon 64 94 88 72

Fax: 64 94 88 79
Mail: are.aastveit@imf.nlh.no

Returadresse:

Tilfeldig Gang v/Eva Seim
NYCOMED Imaging
Postboks 4220 TORSHOV
0401 OSLO