ISSN 0803-8953

TILFELDIG GANG
Nr. 2, årgang 10
Juni 1993

Utgitt av Norsk Statistisk Forening

INNHOLD

	Side
Fra avtroppende redaktør. *Jan F. Bjørnstad*	1
Fra den avtroppende formannen i Norsk Statistisk Forening. *Trygve Nilsen*	2
Fra formannen i Norsk Statistisk Forening. *Eivind Damsleth*	3
Utdanning	
Uteksaminerte cand.scient./siv.ing. og dr.scient./dr.ing. i statistikk 1984-1992. Oppdatert	4
Faglige innlegg	
Portretter:	
Cardano - spelare och sannolikhetspionjär. *Gunnar Blom*	5
Gauss och felfördelingen. *Lennart Bondesson*	7
Sammendrag av doktoravhandling:	
Dynamiske konturer og bildebehandling. *Geir Storvik*	11
Bokanmeldelser:	
E.S. Pearson: Student. *Henrik Dahl*	14
James W. Tankard jr.: The Statistical Pioneers. *Henrik Dahl*	15
A. Hawkins, F. Joliffe, L. Glickman: Teaching Statistical Concepts. *Henrik Dahl*	16
Sammendrag av innlegg ved Det 7. norske statistikermøte, 14.-16. juni:	18
Jan Aarseth, Henrik Dahl, Alfhild Lien Eide, Ingrid K. Glad, Johan Heldal, Hans A. Karlsen, Rolv Terje Lie, Per Mykland, Trond Riiše, Sven Ove Samuelsen, Tore Schweder, Hans J. Skaug, Geir Storvik, Per H. Zahl, Lars Ødegaard, Bernt Øksendahl	
Fra New Scientist:	
Gambling on the wrong numbers from Monte Carlo. *William Brown*	37
Konferanser	
Jubileumssymposium Harald Cramér 100 år Stockholm 24.-25. september. Påmelding	38
Modelling Change in Environmental and Socioeconomic Systems. Perth, Australia 6.-10. desember 1993	39
The Fourth Conference on Teaching Statistics. 25.-30. July 1994, Marrakech, Marokko. Call for papers	41
Meldinger	
Referat fra Årsmøte i Norsk Statistisk Forening, Ustaoset, 14. juni 1993	44
Beretning fra Styret i Norsk Statistisk Forening 1991-1993	46
Rekneskap for Norsk Statistisk Forening, 1991 og 1992	50
Årsberetning 1992. Statistisk forening i Bergen	52
Årsberetning 1992. Statistisk forening i Trondheim	53
Nytt fra universiteter og høyskoler	54
Medlemskap i Norsk Statistisk Forening	57
Bidrag til TG	57

E.T.

Fra redaktøren

NSF har nettopp avsluttet sin 7. norske konferanse på Ustaoset, med ialt 58 deltagere. Det ble en vellykket konferanse, både faglig og sosialt. Den faglige delen var preget av mange interessante temaer. For de som ikke var tilstede på møtet, bringer dette nummeret av TG et sammendrag av alle innleggene. Det som ikke går fram av sammendragene var den gjennomførte høye kvaliteten på alle presentasjonene. For en som har vært med en del ganger på slike konferanser er det hyggelig å konstatere at statistikere nå ser ut til å ta mer hensyn til publikum enn før.

Årsmøtet vedtok å øke kontingenten til kr. 150 og kr. 50 for studenter (fra 1994). Redaktøren var så dristig først å foreslå kr. 200, men det var tydelig at sjokket ble for stort nå i første omgang. Ønsker vi imidlertid at NSF skal arbeide for faget og profesjonen i Norge, så må man legge seg på et annet aktivitetsnivå og dermed en annen sort kontingent. Som nevnt i min spalte i forrige TG så er det flere oppgaver som Norsk Statistisk Forening naturlig kan interessere seg for, bl.annet fagets rolle i skolen og media. Det er f.eks., ikke tilfredsstillende at betegnelsen "statistiker" synes å være ukjent for norske aviser.

TG har innledet et samarbeid med det svenske medlemsbladet Qvartilen. Portrettene av Cardano og Gauss i dette nummeret er det første resultat av dette samarbeidet. Det vil også være av interesse å samarbeide med Qvartilen om en beskrivelse av statistikkmiljøer i Norge og Sverige. Jeg overlater til den nye redaksjonen eventuelt å følge opp dette.

Tilslutt vil jeg få takke for meg som redaktør i TG. Det har vært en interessant og utfordrende jobb. Jeg vil takke alle som har bidratt til at TG er blitt et medlemsblad som medlemmene i foreningen ser ut til å sette pris på. Det har ikke alltid vært like lett å få bidrag til TG, og telefonen har blitt benyttet flittig til å pleie "dårlige samvittigheter". Noen har, imidlertid, gjort denne delen av redaktørjobben lettere, og jeg vil rette en spesiell takk til Jostein Lillestøl og Henrik Dahl for deres interesse for TG. En takk også til Trygve Nilsen og Leiv Solheim for godt samarbeid. Solheim har stått ansvarlig for trykking og utsending av TG i min periode (og flere år før 1991). Det er ikke få timer som har gått med til frankering og adressering.

Det ville ikke vært mulig å presentere TG i sitt nåværende format uten hjelpen fra førstesekretær Inger Seehuus. En takk til Inger for alltid positiv og velvillig hjelp.

For den neste toårsperioden vil redaksjonen flytte til Ås, og bestå av Inge Helland (ansvarlig redaktør) og Are Aastveit (teknisk redaktør). Jeg vil ønske dem lykke til med arbeidet videre!

Jan F. Bjørnstad

Fra den avtroppende formannen i Norsk Statistisk Forening

Jeg er nettopp kommet hjem fra det 7. norske statistikermøtet på Ustaoset. Deltagerlisten inneholdt mange ukjente navn, og mange av de "eldre" som jeg hadde ventet at skulle være på møtet, manglet. Sammenliknet med det første møtet på Røros i 1981 var dette en ungdommelig forsamling, og jeg lurte på om de etablerte hadde viktigere ting fore. Ved nærmere ettertanke kom jeg til at dette første inntrykket var feil av to grunner: For det første er jeg blitt tolv år eldre og representerer nok de eldre på samme vis som andre gjorde det på Røros, og for det andre er den norske statistikerpopulasjonen vesentlig endret siden den gangen. I de mellomliggende årene er det utdannet flere statistikere enn noen sinne, og aldersfordelingen er langt fra stabil. Alt i alt innbiller jeg meg at den hyggelige forsamlingen på Ustaoset var ganske så representativ for det norske statistikermiljøet.

På Røros i 1981 fikk vi for første gang se en "industristatistiker". Han var ansatt i Norsk Hydro. Vel, han var ikke en ekte statistiker, men en teknisk fysiker fra NTH som hadde lært seg statistikk på egen hånd. Men han arbeidet da som statistiker i en industribedrift. Det var godt for oss lærere å konstatere at det var behov for statistikere i det "virkelige" livet og ikke bare som konsulenter i hel- eller halvstatlige forskningsinstitutter.

Dette ønsket om et større mangfold i statistikernes arbeidssteder synes å bli realisert nå som det blir flere av oss. Det er meget gledelig at næringslivet synes å sette pris på våre kunnskaper.

Arbeidssituasjonen for de nyutdannete er dermed også endret. Det er ikke lenger teoretiske metodologiske problem som opptar dem. De henvendelsene som vi mottok fra "brukere" av statistikk og betraktet som lite meriterende "venstrehåndsarbeid" er nå blitt hovedbeskjeftigelsen for mange. Denne type arbeid er vokset i omfang og alvor og blitt utgangspunt for mye godt arbeid.

I samarbeidssituasjoner blir statistikeren ofte likevel betraktet som en konsulent på et begrenset felt, og det er det ikke alltid at han oppnår status som likeverdig medarbeider. Her nærmer jeg meg noe som likner et fagforeningsproblem: Identifikasjon av profesjonen. Bør NSF arbeide for annerkjennelse av statistikeren som en fullverdig samarbeidspartner, eller skal vi bare forbli konsulenter og være fornøyd med en takk i slutten av arbeidet?

På hovedmøtet i NSF ble Eivind Damsleth valgt til formann. Han arbeider i reservoaravdelingen i Norsk Hydro. Det er første gang i foreningens nyere historie at det er en utenfor universitetsystemet som overtar ledelsen, og det gleder meg. Jeg vil benytte anledningen til å ønske ham og hele det nye styret lykke til og samtidig på vegne av det avtroppende styret å si takk for oss.

Trygve Nilsen

KJÆRE KOLLEGER!

Ved et skifte av styre er det den nye formannens første plikt å rette en varm takk til det avtroppende styret for vel utført arbeid. Med Trygve Nilsen i spissen har de loset foreningen problemfritt gjennom de siste to årene, med det meget vellykkede nordiske møtet på Røros i fjor og det nylig avholdte norske møtet på Ustaoset som høydepunkter. TG har hatt en meget tilfredsstillende utvikling under Jan Bjørnstads sikre hånd, og Ole Lauvskar har styrt økonomien med godt resultat. Resten av styret: Geir Eide, Leiv Solheim og John Tyssedal har, sammen med vararepresentanter, revisorer og undervisningsutvalg, bidratt til at foreningen er i høyeste grad oppegående.

Tradisjonelt har NSF hentet majoriteten av sine tillitsmenn fra U&H og FoU miljøene. Det har jo vært greit - de fleste av medlemmene kommer fra slike institusjoner, så hvis styret skal være noe slags representativt utvalg må det jo bli slik.

I de senere år har det imidlertid vært en gledelig økning i etterspørselen etter statistikere i industri og næringsliv. Jeg husker et møte i NSF tidlig på 70-tallet der landets eneste industristatistiker, Nils Standal, fortalte om sine erfaringer. Det gleder meg at han ikke lenger er alene, nå er vi hvertfall statistikere i Nycomed og annen legemiddelindustri, i Medstat og MMI, og (i all beskjedenhet) i oljeselskapene Statoil og Norsk Hydro.

Om ikke annen så for å sikre representativiteten har det derfor vært en glede for meg å takke ja til vervet som formann i foreningen. Jeg planlegger definitivt ingen palassrevolusjon - egentlig er vel ikke forskjellen mellom undervisning, forskning og næringsliv SÅ stor! Kanskje er det mest et spørsmål om uttale: Skal det hete *matematisk* statistikk eller matematisk *statistikk*?

Uansett, sammen med det nyvalgte styret ser jeg frem til å lede foreningen i en periode fremover, og vi vil forsøke å bidra til en ytterligere styrking av *faget*, av *fagidentiteten*, og til *samspill* og *samarbeid* både innenfor og utenfor arbeidstiden.

Eivind Damsleth

UTEKSAMINERTE CAND.SCIENT./SIV.ING. OG DR.SCIENT./DR.ING I STATISTIKK, 1984-1992. OPPDATERT

Tabellen presenterer produksjonen av cand.scient.(UiO,UiB,UiTø,AVH) og siv.ing.(NTH) i statistikk for årene 1984-1992, inkludert noen cand.real.i årene 84-85. Tallene i parentes for UiO gjelder forsikringsmatematikk-delen av totalen. UNIT,AVH startet med cand.scient.-utdanningen i 1987.

(TG 1992 nr.4 presenterte en tabell som ga feilaktige opplysninger om UiB på grunn av underrapportering til TG. Blant annet ble det oppført i alt 15 uteksaminerte cand.scient./cand.real., mens det korrekte tallet er 22.)

Cand.scient./siv.ing.

	UiO	UiB	UiTø	UNIT,AVH	Ialt	UNIT,NTH
1984	1(1)	1	-	-	2	4
1985	6(0)	2	1	-	9	4
1986	7(4)	3	1	-	11	-
1987	5(3)	1	-	-	6	6
1988	9(1)	3	-	-	12	5
1989	4(2)	2	-	-	6	3
1990	7(3)	5	-	3	15	12
1991	14(3)	3	1	-	18	4
1992	9(2)	2	-	2	13	16
Ialt	62(19)	22	3	5	92	54

Dr.scient.(dr.ing. ved NTH)

1984	1	-	-	-	1	-
1985	-	-	-	-	-	-
1986	-	-	-	-	-	-
1987	-	-	-	-	-	-
1988	1	-	-	-	1	2
1989	2	-	-	-	2	-
1990	1	2	-	-	3	1
1991	-	1	-	-	1	-
1992	-	-	-	-	-	-
Ialt	5	3	-	-	8	3

Det svenske medlemsbladet Qvartilen har startet en portrettserie om statistiske pionerer. Med tillatelse fra forfatterne og Qvartilen gjengis to av artiklene her, en om Cardano av Gunnar Blom og en om Gauss av Lennart Bondesson.



Cardano - spelare och sannolikhetspionjär

Girolamo Cardano, född 1501 i Milano, död 1576 i Rom, var en mångsidig man. Han var professor i medicin i Pavia och senare i Bologna och var som läkare synnerligen framgångsrik. Mest känd är han som matematiker, och hans "Ars Magna", där 1500-talets matematiska vetande hopsamlats, har haft stort inflytande. Där finns exempelvis Cardanos formel för lösning av tredjegradsekvationen (som dock inte var hans eget verk, vilket han oförbehållsamt erkänner).

Om Cardano hade levat idag hade han förmodligen gett patentverken åtskillig sysselsättning; den kardanska upphängningen är en av hans många uppfinningar. För övrigt skrev han ett hundratal skrifter om allt mellan himmel och jord; om själens odödlighet, om musik, om kejsar Nero, om ädelstenar, om horoskop. Man kan nu efteråt beklaga att Cardano ägnade sig så mycket åt spåkonst, ty somliga historeskrivare har av den anledningen försett honom med en kvacksalvarstämpel som blockerat en riktig värdesättning av hans insatser på andra områden.

Cardano var, lindrigt sagt, en ivrig spelare. I sin självbiografi skriver han:" Under många år - mer än 40 år vid schackbrädet och 25 år vid spelbordet - har jag spelat, inte nu och då, utan skam till sägandes varje dag. Därigenom har jag förlorat rykte, ägodelar och tid." Men ingenting ont som inte har något gott med sig: Ett resultat av all denna aktivitet blev Cardanos berömda skrift "Liber de Ludo Aleae" (Boken om hasardspel), som måhända kan betraktas som den första skriften om sannolikhetskalkyl.

Denna skrift, som trycktes först i slutet av 1600-talet, erbjuder en nöjsam läsning. Den är inte alls en lärobok i sannolikhetskalkyl utan ett slags handbok i hasardspelets konst, där författaren här och där visar upp moralistens stränga anlete genom att fördöma spelandet. "Playing the lute or the virginals, or singing, or composing poetry will be more useful..."

Citatet är hämtat från den översättning till engelska av "Liber de Ludo Aleae" som ingår i matematikern Öystein Ores bok "Cardano - the Gambling Scholar" (Princeton University Press 1953).

Ore har med viss möda lyckats dechiffrera de sannolikhetsberäkningar som finns inströdda i Cardanos bok. Med Ores kommentarer till hands är det trevligt att följa Cardano på dennes mödosamma väg i sannolikhetskalkylens labyrint. Han beger sig flera gånger in på galna vägar, slår emot en vägg i labyrinten, konstaterar lugnt att resonemanget är orimligt och letar upp en

ny väg. Efter att ha sällskapat med den märklige mannen en stund undrar man bävande hur nutidens matematiska litteratur skulle se ut om alla skreve som han.

I "Liber de Ludo Aleae" återfinner man, såvitt känt för första gången, den klassiska sannolikhetsdefinitionen som kvot mellan gynnsamma och möjliga fall. Den tillämpas sedan på olika spelsituationer. Eftersom man på 1500-talet vanligen spelade med flera tärningar samtidigt, får Cardano härvid hårda nötter att knäcka.

Rätt roande för den som "tittat i facit" är det att följa författarens ansträngningar vid beräkning av sannolikheten för minst en etta vid kast med tre symmetriska tärningar. Länge håller Cardano fast vid att den är 1/2 för att i mitten av boken upptäcka att det korrekta värdet är 91/216. Sedan följer hans verkliga eldprov: att beräkna sannolikheten för att vid tre kast med tre tärningar i taget erhålla minst en etta vid varje kast. Efter en felaktig gissning, som han skarpsinnigt vederlägger, finner Cardano det riktiga svaret $(91/216)^3 = 753571/10077696$. Med hjälp av detta och liknande exempel finner han multiplikationsregeln för oberoende händelser.

Upptäckten av sannolikhetsdefinitionen och den just nämnda multiplikationsregeln får nog anses vara det finaste Cardano gjort som sannolikhetsforskare. Han diskuterar också helt kort matematisk förväntan för poängsumman vid ett hasardspel - ett århundrade före Huygens.

Ores sammanfattande omdöme lyder: "Det är en värderingsfråga om man - tvärt emot den nu rådande historievetenskapliga uppfattningen - kallar Cardano sannolikhetskalkylens upphovsman eller dess främste pionjär men ettdera är han." På grund av den sena publiceringen av "Liber De Ludo Aleae" fick Cardanos insatser inte någon direkt inverkan på sannolikhetskalkylens utveckling. Girolamo Cardano är därför idag i våra ögon främst en pionjär, som långt före Fermats och Pascals tid var i stånd att utföra vissa grundläggande sannolikhetsberäkningar.

Gunnar Blom

Gauss och felfördelningen

Carl Friedrich Gauss (1777–1855) betraktas som alla tiders störste matematiker. Som ung ställde han bl a upp en hypotes om primtalens fördelning, visade att den regelbundna 17–hörningen kan konstrueras med passare och linjal och bevisade algebrans fundamentalsats. Han var också en synnerligen framstående tillämpad matematiker med arbeten inom astronomi, fysik, geodesi, statistik och försäkringsmatematik.

Normalfördelningen benämns ofta Gauss fördelning eller Gauss felkurva. Det är Gauss härledning av normalfördelningen som denna uppsats skall behandla. Den dök upp i slutet på arbetet *Theoria Motus Corporum Coelestium* (1809) och är inte lång. Jag återger resonemanget nedan i lätt moderniserad form.

Gauss ville bestämma bra skattningar av β–parametrarna i en regressionsmodell $X = Z\beta + \epsilon$. Han använde en likformig aprioriförfördelning för parametrarna och tänkte sig att använda det *sannolikaste* värdet i aposteriorifördelningen som skattning, dvs maximiskattningen. Han var då tvungen att göra antagande om att felen ϵ_i har en specifik sannolikhetstäthet. För att finna en rimlig sådan täthet, φ, betraktade han den allra enklaste modellen där $x_i = p + \epsilon_i$, $i = 1, ..., n$. Han antog sedan att fördelningen för felen är sådan att det sannolikaste värdet för p sammanfaller med $\bar{x}$. Gauss motiverar antagandet som följer (i tysk översättning):

> *Wie ein Axiom pflegt man nämlich die Hypothese zu behandeln, wenn irgend eine Grösse durch mehrere unmittelbare, unter gleichen Umständen und mit gleiche Sorgfalt angestellte Beobachtungen bestimmt worden ist, dass alsdann das aritmetische Mittel zwischen allen beobachteten Werthen, wenn auch nicht mit absoluter Strenge, so doch wenigsten sehr nahe den wahrscheinlichkeitsten Wert gebe, so dass es immer das sicherste ist, an diesem festzuhalten.*

Under antagandet ovan har funktionen $\varphi(x_1-p)\cdot\varphi(x_2-p)\cdot\ldots\cdot\varphi(x_n-p)$ sitt maximum i punkten $p = \bar{x}$. Efter logaritmering och derivering och sättande av derivatan till 0 för $p = \bar{x}$, erhöll han ekvationen $\Sigma\, g(x_i-\bar{x}) = 0$, där $g = (\log\varphi)' = \varphi'/\varphi$. Sedan satte han $x_1 = x_2 = \ldots = x_{n-1} = -x$ och $x_n = (n-1)x$, varvid $\bar{x} = 0$. Han erhöll då sambandet $g((n-1)x) = -(n-1)g(-x)$, varav det sedan följer, då x och n är godtyckliga, att $g(x) = k\cdot x$, där k är en konstant. En integration ger att $\varphi(x)$ är proportionell mot $e^{-h^2x^2}$, där $h^2 = -k/2$, dvs normalfördelningen. Värdet på proportionalitetskonstanten, $h/\sqrt{\pi}$, fann Gauss genom att hänvisa till ett resultat av Laplace.

Detta var första gången som normalfördelningen användes som felfördelning. Minsta kvadratmetoden blev en konsekvens. Resultatet slog ner som en bomb hos Laplace, som tidigare försökt att deduktivt komma fram till en lämplig felfördelning men ej lyckats. Å andra sidan kände Laplace till att normalfördelningen uppträdde som gränsvärdes–fördelning till summor av vissa slumpvariabler. Kort därefter kunde därför Laplace ställa upp elementarfelshypotesen. Han bevisade också centrala gränsvärdessatsen, via genererande funktioner, fast ej helt stringent.

Gauss presentation av minsta kvadratmetoden, med bara hastigt omnämnande av Legendre som presenterat metoden redan 1806, ledde till en lång och förödande prioritetsstrid med denne. Gauss själv gjorde sig ett dussin år senare av med normalfördelningen som grund för minsta kvadratmetoden och bevisade bl a vad som nu kallas Gauss–Markovs sats, dvs att de bästa linjära väntevärdesriktiga skattningarna fås genom minsta kvadratmetoden. Väntevärdesriktigheten är Markovs påfund. Gauss gjorde ett konsistensantagande.

Gauss härledning av normalfördelningen saknas tyvärr i alla moderna läroböcker i sannolikhetslära. I början på detta sekel var härledningen högt respekterad. Både Poincaré (*Calcul des Probabilités, 1896, 1912*) och Keynes (*A Treatise on Probability, 1921*) ägnar mycket utrymme åt Gauss princip med det aritmetiska medeltalet som bästa skattning. Båda utvidgade Gauss resultat genom att också betrakta familjer av typen $f(x,\theta)$ och stötte på så vis tidigt på exponentialfamiljen. Det var först senare som forskarna inom sannolikhetslära kom att fokusera merparten av sitt intresse på den centrala gränsvärdessatsen i alla dess olika varianter. Gauss härledning blev mer eller mindre fördömd och bortglömd. Jag citerar nedan vad en sen representant för denna riktning har att skriva om härledningen. Lucien LeCam (*Statistical Science*, Vol 1, 1986, sid 79) skriver så här:

> *About terminology, the distribution with density* $(1/\sqrt{2\pi})e^{-x^2/2}$ *was introduced by de Moivre (1738). We have followed Lévy and called the distribution Gaussian. This is not because Gauss had much to do with it. He was not involved in the proofs or statements of the central limit theorem. He did however publish a paper that contains a description of the Legendre method of least squares. Either that paper was not refereed or the referee did not do a competent job. Gauss' argument is perfectly circular: "Everyone knows that the average of the*

observations is the best estimate of the expectation. The de Moivre curve is the only one for which that is true for the location parameter. Therefore the observations must follow that distribution and, therefore, the method of least squares is best." In addition, Gauss uses a version of Bayes' theorem, without giving any credit to Bayes or to Laplace who expounded about it much earlier (Laplace, 1778). The "proof" of Bayes formula by Gauss cannot even be considered adequate by the standards of his time or earlier ones.

Det bör tilläggas att H.F. Trotter i samma utgåva av *Statistical Science* försvarade Gauss.

Vill man veta mer om vad som hände före, under, och efter år 1809 bör man läsa Stephen Stiglers eleganta och välskrivna bok: *The History of Statistics* (The Belknap Press, 1986). Med rätta omnämnes Gauss resultat där som att ha haft en enorm katalytisk effekt. Vill man veta mer om Gauss kan man titta i Tord Halls trevliga populärvetenskapliga bok: *Gauss, matematikernas konung* (Prisma, 1965).

Jag skall avsluta med ett par personliga reflektioner. Själv har jag alltid tyckt om Gauss princip att $\bar{x}$ är den "bästa skattningen" i det rena lägesparameterfallet, dvs då $x_i = p + \epsilon_i$ där felen ϵ_i har en specifik fördelning. Gauss valde som "bästa skattning" maximiskattningen. Laplace hade tidigare försökt sig på andra skattningar såsom medelvärdet och medianen i aposteriorifördelningen. Det har visat sig att hur man än definierar "bästa skattning" så kommer $\bar{x}$ att vara "bästa skattning" bara för normalfördelningen. T ex har $\bar{x}$ minst varians bland alla ekvivarianta skattningar bara för normalfördelningen. En skattning $\hat{p}$ är ekvivariant om $\hat{p}(x_1+\lambda, ..., x_n+\lambda) = \lambda + \hat{p}(x_1, ..., x_n)$ för alla λ. Nu kan ju alltid lägesparametern skattas med $\bar{x}$. Således är det bland alla fördelningar *med given varians* allra svårast att skatta läget för just normalfördelningen. För alla andra fördelningar kan ju bättre skattningar än $\bar{x}$ hittas. Att tro på normalfördelningen som felfördelning eller på Gauss princip blir då ekvivalent med att tro på följande princip:

När NÅGON väljer felfördelning så väljer han den som gör det allra svårast för observatören att få god information om det som ytterst skall mätas.

Namnet på NÅGON har jag medvetet utelämnat. Principer av denna typ var vanliga i fysiken under 1700– och 1800–talen.

Från olika håll har det föreslagits att Gauss fördelning endast skall ha ett namn:

Normalfördelningen. Jag avslutar med en udda aspekt på namnfrågan. När jag började undervisa vid Skogshögskolan 1983 förundrade jag mig över att skogsstudenter inte sällan trodde att normalfördelningen var en likformig fördelning. Först senare förstod jag varför. För en skogsstudent är *normalskogen* ett välkänt begrepp. Det är en skog där alla åldersklasser är *lika mycket representerade i areal.* Det finns således skäl att ibland undvika ordet normalfördelning.

Lennart Bondesson





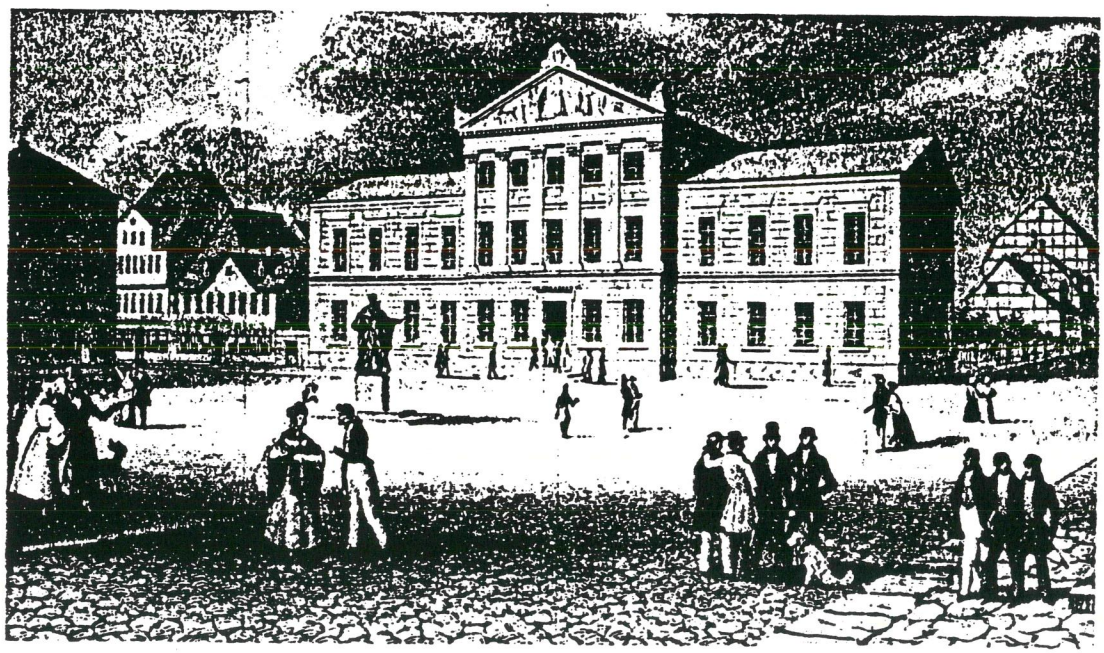
left Portrait of the young Gauss
right Gauss in his old age



Gauss's signature

40 Famous mathematicians of the 19th century II
One of the greatest mathematicians of all times was Carl Friedrich Gauss, born 30 April 1777 in Braunschweig, died 23 February 1855 in Göttingen

The University in Göttingen, where Gauss worked for nearly fifty years



Dynamiske konturer og bildebehandling

Geir Storvik

Sammendrag av dr.scient. avhandling, forsvart 19.februar 1993 ved Universitetet i Oslo

Gjenkjenning av kanter er et viktig problem i mange anvendelser av bildebehandling. To konkrete eksempler er gjenkjenning av venstre hjertekammer i ultralydbilder og gjenkjenning av hjernekant og hjernens ventrikkelsystem i magnetisk resonans bilder. I begge tilfeller vil kantene være lukkede kurver eller konkurer og disse kurvene vil være nyttige for medisinsk diagnose enten direkte eller indirekte gjennom at kurvene utnyttes under videre analyse av bildene.

Idag finnes disse kurvene ofte ved at eksperter tegner dem inn på bildene. Dette er imidlertid både tidkrevende og subjektivt. Automatiske metoder for gjenkjenning av slike konturer er derfor ønskelig.

Mitt doktorgradsarbeid har vært sentrert om utvikling av slike metoder. Utfordringene er flerfoldige; konstruksjon av modeller som tar hensyn til den eksisterende informasjon om kurvene som skal gjenkjennes (som f. eks. glatthet), konstruksjon av modeller som kobler de observerte bildene med de underliggende kurvene samt utvikling av numeriske metoder som kan finne de optimale kurvene.

Innen bildeanalyse blir modellene ofte representert gjennom energifunksjoner, da energifunksjoner som regel er lettere å spesifisere enn sannsynligheter. Hvis vi antar x er konturen og Y er det observerte bilde, antas en modell

$$\pi(x|y) = \frac{1}{Z} e^{-E(x,y)} \tag{1}$$

der energien E er definert ved

$$E(x,y) = U_1(x) + U_2(x;y) \tag{2}$$

der U_1 er en energi-funksjon som gir lav energi (høy sannsynlighet) for glatte kurver. Dette leddet svarer til *a priori* fordelingen til x. Det andre leddet i energifunksjonen, $U_2(x;y)$ er en energifunksjon som beskriver fordelingen av gråtone-verdiene i det observerte bildet betinget med hensyn på kurven.

Utnyttelse av eksisterende informasjon om kurvene har vist seg å være viktig siden de observerte bildene i seg selv sjeldent har god nok kvalitet til å kunne gi de ønskelige resultatene direkte. Ved utvikling av modeller for dette formålet, har generalitet vært prioritet, som først og fremst har medført at ulike mål på (lokal eller global) "glatthet" er blitt innbygget. Generaliteten har medført at de samme modellene kan anvendes på mange ulike problemstillinger. Spessielt har modellen

$$U_1(x) = \beta \frac{(\text{lengde av kontur})^2}{\text{areal innenfor kontur}} \tag{3}$$

blitt anvendt. Denne funksjonen har sin begrunnelse i at glatte kurver vil ha stort areal i forhold til sin lengde og dermed gi lav energi.

Modeller for de observerte bildene må nødvendigvis være svært problemspesifikke. For ultralydbildene har en kobling av beskrivelse av gråtone-verdiene innenfor og utenfor hjertekammertet sammen med en "kantdetektor" blitt brukt. MR-bildene av hjernen vil inneholde mange ulike vevstyper. Modelleringen for disse bildene har vært gjennom beskrivelse av gråtoneverdier for de ulike vevstyper og spesifikasjon av hvilke vevstyper som opptrer innenfor og utenfor konturene en ønsker å gjenkjenne.

Gitt modellene og de observerte bildene, er det ønskelig å finne den kurven som har størst sannsynlighet. Antall mulige kurver er imidlertid så mange at et søk gjennom alle disse ville være umulig. Iterative metoder basert på samplingsteknikker har vist seg å være hensiktsmessige å bruke for dette problemet. Spessielt er algoritmer basert på Metropolis-Hastings algoritmen og Simulated Annealing utviklet. En versjon av algoritmen er følgende:

Algorithm 1 *Start med en vilkårlig kurve $X(0)$. La Q være en transisjonsmatrise som beskriver mulige endringer av kurven fra en iterasjon til neste. For hver iterasjon s, utfør følgende:*

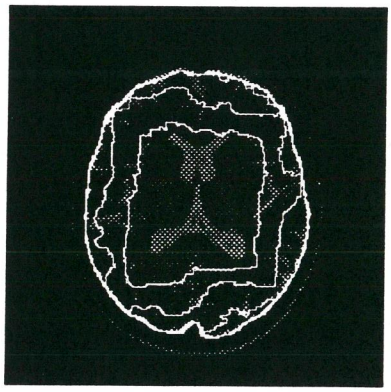
1. *La $x = X(s)$ og trekk en ny kurve x' fra fordelingen gitt av den x'te raden i Q;*
2. *Sett $X(s+1) = x'$ med sannsynlighet $\alpha_{x,x'}$ og $X(s+1) = x$ med sannsynlighet $1 - \alpha_{x,x'}$ der*

$$\alpha_{x,x'} = \min\{1, \frac{\pi(x'|y)Q(x',x)}{\pi(x|y)Q(x,x')}\}$$

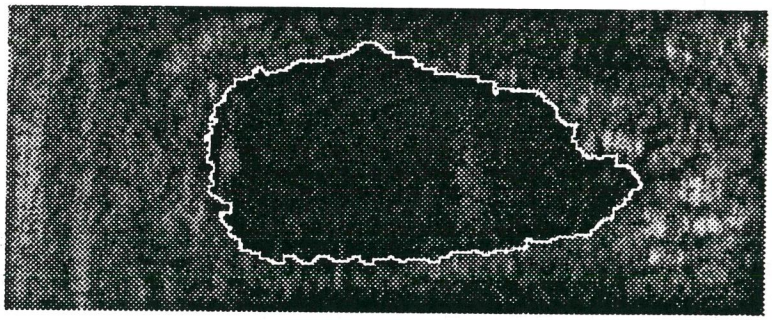
Merk at modellen $\pi(x|y)$ kun inngår i modellen gjennom fraksjonene $\pi(x'|y)/\pi(x|y)$, som gjør at konstantleddet Z i (1) forsvinner. Hvis kun lokale endringer i kurven tillates for hver iterasjon, vil fraksjonen $\pi(x'|y)/\pi(x|y)$ være enkel å beregne.

Metodene starter med en initial kurve og vil gjennom iterasjoner bevege seg mot den optimale kurven. Bruk av samplingteknikker i forhold til determiniske algoritmer gjør at algoritmene ikke vil henge seg opp i lokale optima. Figur 1 viser hvordan kurven beveger seg mot hjernekanten i et MR-bilde.

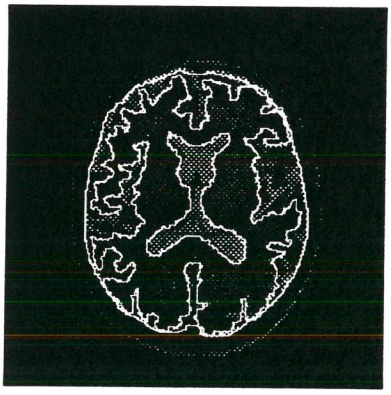
Denne fremgangsmåten har vist seg å gi lovende resultater for begge eksemplene nevnt ovenfor. Figur 2 viser den gjenkjente kurve i et ultralydbilde av venstre hjertekammer i et ultralydbilde, mens Figur 3 viser 3 ulike kurver gjenkjent i et MR bilde av hjernen. Den ytterste kurven er hjernekanten, mens den innerste kurven er kanten av ventrikkelsystemet.



Figur 1: Illustrasjon av dynamisk endring av kontur mot optimal kurve. Innerste kurve er startkurven mens yttereste er den endelige kurven.



Figur 2: Ultralydbilde av venstre hjertekammer med automatisk gjenkjent kant inntegnet.



Figur 3: MR-bilde av hjerne med 3 automatiske gjenkjente kurver innetegnet.

E.S.Pearson: 'Student'. Claredon 1990. ISBN 0-19-852227-4. 142 sider.

"Student" var pseudonymet som William Sealy Gosset brukte på alle sine vitenskapelige publikasjoner. Vi statistikere kjenner ham som opphavsmannen til T-testen. Denne boka gir en oversikt over hans livsløp.

W.S. Gosset er født i 1876, han fullført studier i matematikk og kjemi ved Oxford Universitetet i 1879 og ble ansatt hos Guinness i Dublin i 1899, der han arbeidet resten av sitt liv..

Jeg undret meg som student over hvorfor stakkars "Student" måtte publisere under pseudonym og hva slags uoverensstemmelser med arbeidsgiveren som hadde forårsaket dette.

I denne boka får vi vite den faktiske årsaken: I 1890-årene bestemte Guinness seg for å satse på vitenskapelige metoder i ølbryggingen. Ansettelsen av Gosset, og også senere flere universitsutdannede medarbeidere, var et ledd i denne strategien. Guinness anså at denne strategien ga dem et konkurransefortrinn, og derfor ønsket de ikke at konkurrerende bryggerier skulle få kjennskap til den.

Gosset var tydeligvis et godt valg. Han utviklet metoder til kvalitsvurdering av råvarene til ølbrygging, bygg og humle, og hvordan disse best skulle behandles under bryggingen. Det var under dette arbeidet han fikk bruk for å kunne analysere "små" datasett.

I 1905 tok han kontakt med Karl Pearson, som ble regnet som den tids ledende statistiker. Karl Pearsons metodikk passet ikke helt, fordi den baserte seg på asymptotisk teori. Gosset hadde studiepermisjon fra Guinness bryggeri 1906-1907 for å studere statistikk hos Karl Pearson og han publiserte sitt førtste vitenskapelige arbeide i Biometrika i 1907.

Etter studiepermisjonen ble Gosset leder av Guinness forsøksbryggeri. Han fikk tilbud om undervisningsjobb av Karl Pearson, men avslo bl.a. fordi Guinness betalte bedre.

Hans fundamentale arbeide om T-fordelingen kom i 1908 og var basert på et simuleringseksperiment med 750 trekninger av 4 fra et tallmateriale bestående kroppshøydene til 3000 innsatte. Gosset utledet ikke tettheten til T-fordelingen, men gjettet seg til den ut fra Karl Pearsons systematiske oversikt over tettheter. Senere i 1918 ga Fisher en matematisk utledning.

Gosset var en beskjeden og godlynt mann og kom godt ut av det med folk. Han sto på god fot både med Karl Peason og R.A.Fisher også etter at de to var røket uklare. Selv om han ikke var enig med folk, klarte han å bevare vennskapet. Gosset døde av hjerteattakk i 1937 i en alder av 61 år.

Henrik Dahl

James W. Tankard, jr.: The Statistical pioneers. Schenkman, 1984. ISBN 0-87073-408-3. 168 sider.

Når en underviser i sannsynlighetsregning og statistikk, kan det være en god ide' å krydre fremstillingen med historiske tilbakeblikk. Boka til Larsen og Marx, som brukes ved Universitetet i Oslo, er et godt eksempel på dette. Det kunne vært ønskelig å gi særlig interesserte studentene litteratur for videre studier, men mye av litteraturen om sannsynlighetsregningens og statistikkens historie er både tung og ikke så lett å få tak i.

Det var derfor en gledelig overraskelse å finne en bok om pionerene i statistikk beregnet for studenter. De 7 kapitlene omfatter:

1 The Early Statisticians

2 Abraham De Moivre and the Normal Curve

3 Sir Francis Galton and Correlation Theory

4 Karl Pearson and the Chi-Square Test

5 W.S. Gosset and the t-test

6 Sir Ronald Fisher and the Analysis ogf Variance

7 Statistical Creativity

Boka inneholder mye spennende stoff, men er langt fra fullstendig. For eksempel er skandinaver og tyskere ikke omhandlet.

Det gleder meg at Abraham De Moivre har fått æren for normalfordelingen og ikke mer prominente folk som senere har bidratt til teorien.

Av mere kuriøse ting som tas opp kan nevnes Jacob Bronowski's påstand om at statistikere er "difficult and intemperate men". Forfatteren mener at Karl Pearson og R.A.Fisher støtter påstanden, mens Galton og Gosset svekker den.

Boka inneholder flere oversikter og diagrammer for å illustrere hvordan statistiske ideer har spredd seg. Slike oversikter og diagrammer vil sikkert virke fantasieggende på mange, men kan kanskje virke som overforenklinger på andre.

Boka slutter med en omfattende biografi.

Jeg anbefaler alle undervisningsinstitusjoner som underviser i statistikk å skaffe boka.

Henrik Dahl

Anne Hawkins, Flavia Jolliffe, Leslie Glickman: TEACHING STATISTICAL CONCEPTS. Longman, 1992. ISBN 0-582-06820-7. 246 sider.

Statistikk-undervisning er i ferd med å bli et eget fagfelt. Nylig er det startet en egen organisasjon IASE (International Assosciation for Statistical Education).

Det er etter hvert begynt å komme bøker om statistikk-undervisning. Denne boka kommer fra den engelske tradisjonen, men gir mange henvisninger også til annen litteratur om emnet.

Boka handler særlig om statistikkundervsning i engelsk skole både på ungdomstrinnet og videregående (O-level og A-level).

Boka består av 11 kapitler:

1 Statistics: past and present

2 Statistics teachers, their difficulities, opinions and needs

3 The first hurdle: teaching descriptive statistics

4 The second hurdle: teaching probability

5 The final hurdle: teaching statistical inference

6 Research into statistical education

7 Statistical practice and projects

8 Statistical computing

9 Multimedia for teaching statistics

10 Assessing statistical knowledge, understanding and skills

11 The future for statistics and statisticians

Boka er særlig beregnet på skolelærere som ønsker å styrke sin undervisningskompetanse, men jeg synes at boka har mye å lære alle som underviser i statistikk - også på høyere nivå.

Jeg er skeptisk til å legge for stor vekt på deskriptiv statistikk, men Kapittel 3 gir mange interessante synspunkter på hvordan dette stoffet bør undervises.

Engelskmennene er tydeligvis noe skeptiske til satsingen på dataanalyse i de senere år i USA, men gir likevel tallrike referanser og kommentarer til utviklingen i USA på dette feltet.

Når studentene har problemer med sannsynlighetsteoretiske og statistiske begreper, trenger ikke dette å være fordi de arbeider for lite med stoffet eller mangler intellektuelle ressurser, men kan komme av at de har kjørt seg fast i en blindgate som de vanskelig kan komme ut av på egen hånd. Hvis læreren kjenner til slike blindgater og tidligere analyser av slike og lignende problemer, kan det være en enkel sak å få studentene på sporet igjen. Problemer med å forstå hva store talls lov egentlig sier i praksis er godt behandlet, ved f.eks. å peke på at tilfeldigheten ikke prøver å kompensere for tilfeldige avvik.

Problemet med at studentene har en tendens til en mekanisk og lite fleksibel måte å bruke statistiske metoder på er behandlet. F. eks. er det grundig og god drøfting av skillet mellom statistisk signifikans og betydningsfullhet i den praktiske situasjonen.

Kapittel 6 handler om forskning i statistikkundervisning. Jeg synes drøftingen av problemene med å sammenligne undervisningsmetoder er god og anbefaler den til alle som vil gjøre undervisningseksperimenter.

Kapittel 7 om prosjekter i statstikkundervisning gir meg skyldfølelse, fordi jeg føler at dette er en svært viktig form for statistikkundervisning som jeg selv bruker alt for lite. Hvis vi fikk mer tid og vekttall til disposisjon til statistikkundervisning, er jeg sikker på at satsing på prosjektarbeid ville gi gode resultater, særlig når det gjelder studentenes praktike ferdigheter.

Kapitlene 8 og 9 omhandler regnetekniske og andre tekniske hjelpemidler i undervisningen. Det finnes mye god programvare til statistikkundervisning, men personlig kjenner jeg bare noe av den engelske samt MINITAB. Bruk av video, film og lignende føler jeg meg truet av. Det er fint å kunne lese også om dette, om det skulle bli aktuelt.

Kapittel 10 dreier seg om det som på godt norsk kalles "evaluering". Som (konservativ) tilhenger av tradisjonell skriftlig eksamen synes jeg det er interessant å se vurderinger av ulike alternativer som "multiple choice", prosjektarbeid, muntlig eksaminering, gruppeeksamen og lignende. Evaluering gjelder også læreren, og jeg ser med tilfredshet at studentevaluering ikke er behandlet, forhåpentlig fordi forfatterne ikke har noe tro på slikt.

Jeg er ikke enig i alt som står i boka, men likevel er det interessant å få en oversikt over de ulike synspunktene.

Henrik Dahl

Sammendrag av innlegg ved Det 7. norske statistikermøte, Ustaoset, 14.-16. juni

Jan Aarseth:Statistiske strategier for kunnskapsbaserte systemer- finnes de? Erfaringer med et regelsett for logistisk regresjon 18
Henrik Dahl: Undervisning av varians 20
Alfhild Lien Eide: Historietilpasning og forsøksplanlegging 21
Ingrid K.Glad: Bayesiansk restaurering og syntetisering av mr-bilder 22
Johan Heldal: Anvendelse av den multinomiske logit modell på valgundersøkelser 1989 24
Hans A. Karlsen: Ikke-parametrisk estimering i ikke-stasjonære tidsrekker 25
Rolv Terje Lie: Medisinsk fødselsregister. Kan et lokalt tilleggsregister forbedre estimeringen av forekomst av medfødte misdannelser? 26
Per Mykland: Simulering med Markov-kjeder 26
Trond Riise: Multippel sklerose og space-time clustering 28
Sven Ove Samuelsen: Pseudolikelihood for nested case-control studier 28
Tore Schweder: Maximum simulated likelihood for integrating fragmented data, applied to estimate the number of minke whales 29
Hans J.Skaug: Avstand mellom sannsynlighetstettheter med anvendelse på ikkeparametrisk hypotesetesting 32
Geir Storvik: Volum-beregninger i MR-bilder av hjerne 33
Per H.Zahl: Langtidsoverlevelse av kreft 34
Lars Ødegaard: Optimal fokusering i medisinsk ultralyd v.h.a. statistiske metoder 35
Bernt Øksendahl: Noen anvendelser av stokastisk analyse i økonomi 36

Statistiske strategier for kunnskapsbaserte system - finnes de? Erfaringer med et regelsett for logistisk regresjon i Express.

Jan Aarseth
Matematisk institutt
Universitetet i Bergen

I de siste årene har det skjedd en stor utvikling når det gjelder statistiske programpakker. Systemene har blitt flere og mer brukervennlige, dessuten har utbredelsen av PC-en gjort at flere har tilgang til disse kraftige statistiske redskapene. Dette har resultert i at mange statistiske analyser blir utført med gode hjelpemidler, men av uerfarne brukere. Denne kombinasjonen gir ikke alltid gode resultater. Spøsmålet som da har blitt stilt er om det lar seg gjøre å lage programsystemer som automatisk utfører en statistisk analyse hvor man bl.a. sjekker om forkravene til de valgte metodene er oppfylt, noe som ofte oversees av en ukyndig bruker.

PC programmet Express er et slikt verktøy for konstruksjon av kunnskapsbaserte statistiske system (ekspertsystem) som utnytter allerede eksisterende statistiske programpakker. Systemet er tenkt brukt til både å kunne hjelpe en ukyndig bruker i enkle situasjoner samt arbeide med sammensatte uklare statistiske problem. Regler for strategien implementeres i Fortran, og disse reglene utføres så i det som blir kalt en regelkjeding. Statistiske observatorer og andre interessante størrelser (f.eks. gjennomsnitt, testobservatorer, plott osv.) defineres i en kodefil. Tilhørende verdier for disse størrelsene lagres i en database etter hvert som de blir funnet. Verdiene kan finnes ved direkte utregning i reglene, v.h.a. vanlige Fortran-uttrykk, eller bruker kan oppgi verdien. Den vanligste måten å finne en størrelse på er imidlertid å starte en programpakke som foretar utregningen for oss. Express setter automatisk opp de styresetningene som er nødvendig, starter utførelsen av den aktuelle pakken og plukker ut de interessante størrelsene fra utskriftsfilen.

Utviklingen av Express har foregått over lang tid [1]. De første versjonene var implementert på stormaskin hvor grensesnittet til bruker var dårlig. Dette var en av hovedgrunnene til å implementere systemet på PC, samtidig som det hele tiden har foregått en forbedring av grensesnittet mellom Fortranreglene og programpakkene. Visse endringer for spesifikasjon av Fortranreglene har også blitt gjennomført basert på erfaringer med de regelsett som har blitt implementert underveis. Disse regelsettene har benyttet relativt enkle statistiske strategier, så det var først da Irgens [2] utviklet et regelsett for modell-bygging i logistisk regresjon vi fikk en god test på hvor fleksibelt systemet var. Hennes arbeid viste at visse justeringer av Express var nødvendig. Blant annet var det vanskelig i den gamle versjonen av Express å lage regler som arbeidet med forskjellige

modeller som inneholdt varierende antall variable. Dette resulterte i at Irgens regelsett kun tillot to uavhengige variable. Enkelte mindre endringer av Express ble foretatt, men en større revisjon ble først utført etter at hennes arbeid var ferdig. Da vi ville teste denne nye versjonen av Express, var det naturlig å forsøke å videreutvikle hennes regelsett, ved bl.a. å tillate flere uavhengige variable. I dette arbeidet var vårt hovedmål å se om det lot seg gjøre å implementere strategien for modellutvelgelse som er gitt av Hosmer og Lemeshow i deres bok "Applied logistic regression" [3]. Dessuten var det viktig å konstruere regelsettet slik at grensesnittet mot bruker ble best mulig.

Vi ville også forsøke å trekke generelle konklusjoner om hvor godt egnet løsninger basert på ekspertsystem er for statistiske problemer. Her arbeidet vi ut fra fire karakteristikker på et generelt problem, gitt av Gillies [4] som kriterier på om bruk av ekspertsystem kan gi en god løsning av problemet. Disse fire er:

1) At problemet ikke har en deterministisk løsning.

2) At problemet har klart definerte grenser.

3) Vi må ha maskin-representerbar kunnskap.

4) Tilgjengelig ekspertise.

Generelt kan vi si at statistiske problem ikke har en deterministisk løsning slik at krav 1 er oppfylt. Verre er det med punkt 2 og 4, som er nært knyttet sammen. Å sette klare grenser for et statistisk problem er ofte vanskelig. Undersøkelser har vist at forskjellige statistikere gjerne gir forskjellige løsninger på de samme praktiske problemene, og at statistikere innenfor ulike fagfelt kan arbeide ulikt. Dette tilsier at et ekspertsystem kan produsere løsninger som ikke passer til det gitte problemet. I slike situasjoner hvor den tilgjengelige ekspertisen ikke er entydig, kan et ekspertsystem likevel være til stor nytte. Ved å skaffe seg kunnskap om hvem som skal benytte systemet, bør man kunne konstruere et system som kan være tjenlig. Det viktigste er å klargjøre for bruker hvilke begrensninger som finnes.

For oss som tok utgangspunkt i strategien foreslått av Hosmer og Lemeshow [3], var det spesielt muligheten til å implementere strategien i Express som var av interesse (punkt 3 over). Dette gjaldt enda mer siden Express bruker Fortran til spesifisering av reglene og ikke noe typisk verktøy for kunstig intelligens som f.eks. Prolog. Vår erfaring med utviklingen av regelsett er at de statistiske retningslinjene ofte er ustrukturert og dermed krever stor frihet i spesifikasjonen. Dette tilsier at et vanlig tredjegenerasjonsspråk som Fortran er godt egnet til bruk i kunnskapsbaserte statistiske system. Dessuten krever grensesnittet

til programpakkene en del teknisk arbeid som er enkelt å utføre ved hjelp av Fortran-kode.

I vårt forsøk fant vi at strategien foreslått av Hosmer og Lemeshow lot seg implementere i Express. Visse små endringer og utvidelser er gjort, med det skyldes ikke at vi traff på hindringer det var umulig å komme over. Disse kan heller betraktes som utvidelser av strategien, på samme måte som en statistiker ville tilpasset og utfylt strategien hvis han/hun skulle benytte fremgangsmåten til Hosmer og Lemeshow i en konkret anvendelse. Den generelle konklusjonen må bli at hvis vi arbeider mye med grensesettingen og utarbeider rimelige statistiske strategier for de brukerne som er aktuelle, vil man trolig kunne konstruere nyttige systemer for mange forskjellige statistiske områder.

[1] Carlsen F. og Heuch I. (1986), Express - An expert system utilizing standard statistical packages. COMPSTATPhysica-Verlag, Heidelberg, 265-270.

[2] Irgens Å. (1991), Et kunnskapsbasert system for logistisk regresjon i epidemiologi basert på verktøyet Express. Hovedfagsoppgave i statistikk. Universitetet i Bergen, Bergen.

[3] Hosmer D. W. and Lemeshow S. (1989). Applied logistic regression, Wiley, New York.

[4] Gillies A. C. (1991), The integration of expert systems into mainstream software. Chapman & Hall computing.

Undervisning av varians

Henrik Dahl
Agder Distriktshøgskole
Kristiansand

Tilfeldig variasjon ligger i bunnen av statistikkfaget. Vi trenger et begrep som måler omfanget av tilfeldig variasjon og varians har blitt det vanligste målet.

Det er ønskelig å gi studenter en naturlig tilnærmelse til variansbegrepet, men det er ikke lett. Det at varians har "arealdimensjon" synes mange studenter er underlig. Man kunne bruke standardavvik som alternativ, men standardavviket mangler en del tiltrekkende egenskaper som varians har.

Jeg har kommet til at innføringen av varians bør knyttes til fremtidig bruk i estimering og det behovet vi har for å kunne vurdere relativ godhet av estimeringsmetoder. Arealdimensjonen av varians kan da knyttes til at man bruker kvadratisk tapsfunksjon i estimering for å begrense mulighetene for store feilestimeringer.

Det er ikke lett å få med slike overlegninger i en elementær innføring i sannsynlighetsregning, men jeg tror at en beslutningsteoretisk tilnærmelse til begrepene forventning og varians til en viss grad kan gi disse begrepene ben å stå på. Da blir forventningen den beste gjetning vi kan komme med når det gjelder verdien av en stokastisk variabel (før den er observert), mens variansen blir et mål for hvor vanskelig det er å gjette.

Når variansbegrepet først er innført, er det et problem å knytte dette begrepet til studentenes intuisjon. Analogien til treghetsmoment kan være til hjelp, men mange studenter har ikke noe forhold til treghetsmoment. Et slags kvasimekanistisk bilde kan være til hjelp. Her oppfattes tilfeldig variansjon som bevegelse av et objekt rundt forventningen. Jeg har en anskueliggjøring av at variansen til en sum og en differens mellom to stokstiske variable er like (under uavhengighet) som utnytter dette bildet.

Med ovennevnte innføring av varians kommer bruken av varians i estimering naturlig. Det samme gjelder minste kvadraters metode.

Jeg er skeptisk til å presentere estimatoren for varians før selve variansbegrepet er på plass. Her er jeg på kollisjonskurs med det som er vanlig. Jeg synes man bør ha klart for seg hva man skal skyte på før man lanserer våpenet!

Historietilpasning og forsøksplanlegging

Alfhild Lien Eide
Norsk Regnesentral

Historietilpasning er et utrykk fra oljebransjen. Det beskriver bruk av produksjonshistorien for et oljefelt til å forbedre estimatene av forskjellige reservoarparametre.

Historietilpasning kan sees på som et inverst problem. Vi har mulighet til å beregne $\vec{y} = f(\vec{x})$ for endel punkter $\vec{x}$, og søker det punktet i $\vec{x}$-rommet som gir

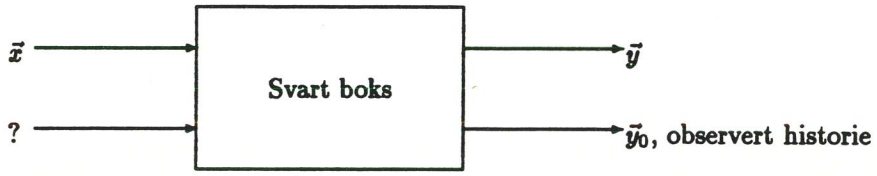


Figure 1: Historietilpasning er et inverst problem.

en bestemt verdi $\vec{y}_0$. Vår fremgangsmåte er statistisk, vi går ikke inn på fysikken i modellen, men forholder oss til denne som en svart boks (fig. 1). Kjøretiden for en reservoarsimulering kan være opptil 20 cpu-timer, dette begrenser antall reservoarsimuleringer som det er mulig å gjøre, og det blir viktig å velge de reservoarsimuleringene som gir best informasjon.

Vår ide er for det første å bruke forsøksplanlegging for å velge ut hvilke reservoarsimuleringer som skal gjøres, og for det andre å estimere en responsflate ut fra de simuleringene som er gjort. Responsflaten kan estimeres ved regresjon eller kriging (en geostatistisk metode som interpolerer observasjonene); splines er en mulighet vi ikke har prøvd. Historietilpasning gjøres ved å søke i den estimerte responsflaten etter parametersett som gir god tilpasning til historien, og eventuelt forfine flaten ved å kjøre flere reservoarsimuleringer i aktuelle områder. I den forbindelse benyttes numerisk optimering.

Forsøksplanlegging er gjort ved å bruke D-optimale design. D-optimale design gir de optimale eksperimentene for å få presise estimater av koeffisientene i en gitt regresjonsligning. Det er ikke optimalt å variere en variabel om gangen, det gir mindre nøyaktighet og får ikke fram eventuelt samspill mellom variable. Spesielt for forsøksplanlegging av (deterministiske) computer-eksperimenter er at det ikke har noen hensikt å gjenta eksperimenter med samme input fordi det ikke er noen tilfeldig "støy".

Vårt arbeid innen dette feltet er finansiert av oljeindustrien og foredraget inneholdt eksempler med reelle data.

Bayesiansk restaurering og syntetisering av mr-bilder

Ingrid K. Glad
NTH

Magnetisk Resonans (MR) avbildning er en av de viktigste og mest fleksible teknikker som er tilgjengelig i medisinsk diagnostisering. Metoden tillater mangfoldige opptaksmuligheter med varierende grad av kontrast mellom de forskjellige vevstypene i bildet.

En slik fleksibilitet er ikke utelukkende en styrke for teknikken, da det er praktisk umulig å gjøre alle mulige opptak i undersøkelsen av en pasient. For å løse dette problemet har man innført såkalt syntetisk MR, der man på grunnlag av et sett

faktiske opptak kan simulere alle mulige MR bilder på skjermen.
Metoden baserer seg på pixelvis estimering av tre parametre ρ, T1, T2 som sammen karakteriserer den aktuelle vevstype og som er knyttet til de observerte bildene gjennom en kjent funksjon utledet fra fysikken bak MR.

Eksisterende metoder for estimeringen av disse parametrene er basert på spesielle datasett som krever at pasienten ligger 45 minutter ekstra i maskinen. Metodene takler heller ikke tilfeldig støy i datasettet på en korrekt måte, og disse begrensningene har medført at syntetisk MR hittil ikke har fått den posisjon i medisinsk diagnostisering, forskning og opplæring man skulle forvente.

Den alternative estimeringsmetoden som presenteres i foredraget kan baseres på hvilket som helst multispektralt datasett. Spesielt kan standard, rutinemessige opptak benyttes, slik at ekstra tid i maskinen blir overflødig. Samtidig behandles tilfeldig støy i datasettet på en statistisk sett riktig måte.

Metoden bygger på prinsipper fra Bayesiansk inferens, Markov-felt og iterativ Monte Carlo simulering. Konfigurasjonen $(\rho, \mathbf{T1}, \mathbf{T2})$ defineres som det sanne underliggende bilde, og ved design av en hensiktsmessig aprioriforfordeling og modellering av støyen i databildene er vi i stand til å gjøre statistisk inferens om de underliggende parametre fra aposteriorifordelingen i henhold til valgt tapsfunksjon. På grunn av aposteriorifordelingens kompleksitet er vi nødt til å ta i bruk stokastiske algoritmer som Gibbs Sampler i disse beregningene.

Design av passende Markov-felt-modeller for $(\rho, \mathbf{T1}, \mathbf{T2})$ ble diskutert, der varierende grad av romlig avhengighet inkluderes. I tillegg til lokal homogenitet i hvert av bildene $\rho, \mathbf{T1}$ og $\mathbf{T2}$ modelleres alternative former for stokastisk avhengighet også mellom bildene.
Metoder for estimering av parametre i aprioriforfordelingen både fra treningsdata og fra det multispektrale datasettet, og eksempler og resultater fra anvendelse på MR-bilder av hjernen ble presentert.

Anvendelse av den multinomiske logit modell på valgundersøkelsen 1989

Johan Heldal
Statistisk sentralbyrå
Postboks 8131, Dep., 0033 Oslo

Foredraget tok for seg en logit regresjonsmodell med 20 forklaringsvariable som er svarene på 20 holdningsspørsmål i valgundersøkelsen 1989. Som respons benyttes intervjuobjektenes valg av parti ved siste stortingsvalg, der "sofavelgerne" også betraktes som et parti. La

$$p_{ik} = \frac{\exp u_{ik}}{\sum_{l=1}^{8} \exp u_{il}}, \quad k = 1, \ldots, 8$$

være sannsynligheten for at respondent nr. i skal stemme på parti nr. k. Modellèr

$$u_{ik} = a_k + \sum_{j=1}^{20} x_{ij} b_{jk}$$

der x_{ij} er svaret som respondent i gir på spørsmål j og $b_{jk}, j = 1, \ldots, 20$; $k = 1, \ldots, 8$ er regresjonsparametre. Vi har sum til null parametrisering, d.v.s.

$$\sum_{k=1}^{8} u_{ik} = \sum_{k=1}^{8} b_{jk} = 0.$$

Matrisen $\mathbf{B} = (b_{jk})$ estimeres simultant ved sannsynlighetsmaksimering fra et utvalg på 2083 observasjoner. Teknikken som er benyttet for å estimere $\mathbf{B}$ er interessant i seg selv. Denne er imidlertid ikke poenget i foredraget. Foredraget tar sikte på å demonstrere en metode for å dekomponere $\mathbf{B}$ i en sum av rang 1 matriser,

$$\mathbf{B} = \sum_{r=1}^{m} \gamma_r \alpha_r' = \sum_{r=1}^{m} \lambda_r \beta_r'$$

på en måte som er optimal i en likelihoodrelatert forstand. m er rangen til $\mathbf{B}$, γ_r er 20×1 vektorer og α_r er 8×1 vektorer.

Undertegnede har kalt metoden *baklengs kanonisk regresjon*. Det er en teknikk som kan brukes til å søke etter latente strukturer i regresjonsmodeller med multivariat respons.

Ikke parametrisk estimering i ikke stasjonære tidsrekker

Hans A. Karlsen
Matematisk institutt
Universitetet i Bergen

Forskjellen mellom parametrisk og ikke-parametrisk estimering blir tydelig når dataene kommer fra ei *ustabil* tidsrekke.

Vi ser på ei tidsrekke $\{X_t,\ t \geq 0\}$ som er ei Markovkjede med kontinuerlig tilstandsrom. Dette gir følgende model:

$$X_t = \begin{cases} X_0, & \text{når } t = 0; \\ f(X_{t-1}) + Z_t, & \text{når } t > 0 \end{cases}$$

hvor $f(x) = E(X_t \mid X_{t-1} = x)$ og $Z_t = X_t - E(X_t \mid \mathcal{F}_{t-1})$. En *kjerneestimator* for den betingete forventning er gitt ved

$$\widehat{f}(x) = \sum_{t=2}^{n} K\Big(\frac{X_{t-1} - x}{h}\Big) X_t \Big/ \sum_{t=2}^{n} K\Big(\frac{X_{t-1} - x}{h}\Big) .$$

Vi finner at $\widehat{f}(x)$ er en *konsistent* estimator for $f(x)$ selv om $\{X_t\}$ er ustabil (nullrekurrent). For $f(x) = ax$ er modellen linær og $\{X_t\}$ er en autoregresiv prosess;

$$X_t = aX_{t-1} + Z_t$$

som er ustabil når $|a| = 1$. Det er kjent at minste kvadraters estimatoren $\widehat{a} = \sum X_t X_{t-1} / \sum X_t^2$ for a har følgende asymptotikk:

$$n(\widehat{a} - a) \xrightarrow[n]{\mathcal{D}} \frac{1}{2}\Big(W^2(1) - 1\Big) \Big/ \int_0^1 W^2(t)dt \quad \text{når } |a| = 1 .$$

Uansett hvordan vi normaliserer $\widehat{a}$ blir grensefordelingen ulik normalfordelingen. Det viser seg at det ikke- parametriske tilfellet er ganske forskjellig. Med passende normalisering mener vi at $\widehat{f}(x)$ er *asymptotisk normal*. Konvergensraten for $\widehat{f}(x)$ i det ustabile tilfellet er imidlertid ulik *raten* som vi har når $\{X_t\}$ er ergodisk.

Medisinsk fødselsregister. Kan et lokalt tilleggsregister forbedre estimeringen av forekomst av medfødte misdannelser?

Rolv Terje Lie

Medisinsk fødselsregister har siden 1970 overvåket forekomsten av forskellige medfødte misdannelser i Norge. Registreringen er basert på meldinger som fylles ut av jordmødrene for alle fødte i landet. Underrapportering av misdannelsestilfeller og endringer over tid i grad av underrapportering har vist seg å være et sentralt problem ved slik overvåkning. I fireårsperioden 1985-88 ble det foretatt en separat registrering av barn med misdannelser i Hordaland. Denne registreringen var basert på at legenes selv sendte meldingsskjemaet. Vi har utviklet dobbeltsamplings-modeller som under forskjellige antagelser gjør det mulig å finne sannsynlighetsmaksimeringsestimatorer for forekomsten av en misdannnelse samt andelen misdannelser som ikke meldes til hvert av de to systemene. Resultater for misdannelseskategoriene Down syndrom, misdannelser i sentralnervesystemet, hypospadi og leppe/gane-spalte ble presentert, og rimeligheten av forskjellige modell-antagelser ble diskutert i forbindelse med de forskjellige kategoriene.

Simulering med Markov-kjeder

Per Mykland
University of Chicago

Stokastisk simulering er blitt en stor industri. Emnet strekker seg fra effektiv generering av tilfeldige variable via "importance sampling" og "sequential imputation" til Markov-kjede Monte Carlo – "MC^2". Generelt er grunnen til dette feltets viktighet at statistisk inferens gir opphav til en rekke integraler som det kan være svært ubehagelig å beregne analytisk eller ved hjelp av numerisk integrasjon. Man simulerer fordelingen eller forventningen til $T(X)$, hvor X er en variabel (eller vektor) som man lett kan generere.

Det spesielle problemet som MC^2 prøver å løse er tilfellet hvor fordelingen π til X også er ukjent, men hvor man kan danne en Markov-kjede med stasjonærfordeling π. Denne situasjonen opptrer forbausende ofte. Et typisk tilfelle er hvor $c\pi$ er kjent, men c er en ukjent konstant. Dette skjer f.eks. ofte i

forbindelse med Bayesianske aposteriori-fordelinger. En Markov-kjede med korrekt stasjonærfordeling kan defineres v.h.a. den s.k. Metropolis-algoritmen. Et annet typisk tilfelle er hvor det finnes en latent eller uobservert variabel Z slik at de betingede fordelingene til X gitt Z og Z gitt X er kjent. Alternativt kan X være en vektor $(X_1, ..., X_p)$, hvor fordelingene til hver koordinat gitt alle de andre er kjent. Markov-kjeden kan her implementeres v.h.a. Gibbs sampling eller lignende metoder.

Viktige statistiske anvendelser av MC^2 er Bayesiansk analyse, og statistisk inferens i romlige og grafiske modeller (inkl. billedbehandling, genetikk og geografisk epidemiologi). I det førstnevnte tilfellet har metoden kraftig utvidet mengden av modeller som i praksis kan brukes. Konjugerte aprioriforde linger er ikke lenger nødvendige, og det er også blitt lettere å bruke hierarkiske modeller. I forbindelse med romlige/grafiske modeller, er metoden også av stor verdi for frekventistisk inferens.

"There is no such thing as a free lunch." Det gjelder også MC^2. Saken er den, at MC^2 kommer med svært få garantier om at algoritmen faktisk gir et fornuftig resultat. Det man typisk vet, er at man har å gjøre med en kjede $X_1, ..., X_n, ...$ hvis asymptotiske fordeling er riktig. Men hvor lang tid tar det før man når asymptopia? Det avhenger av kjedens mikserate, som kan være vanskelig å fastslå. Et ytterligere problem er at selv om man antok at kjeden allerede var i stasjonærtilstand, vil en lav mikserate medføre at X-verdiene ikke nødvendigvis er representative for spredningen i stasjonærfordelingen. Hvis fordelingen er flertoppet, kan en Markovkjede komme til å trekke Xer fra samme topp i meget lang tid, og man kan da risikere å ikke få kjenskap til eksistensen av de andre toppene i det hele tatt. Dette fenomenet påtreffes typisk i modeller med høy dimensjon, såsom i den meget omtalte Ising-modellen.

Det er viktig å være klar over at det her er et vesentlig skille i vanskelighetsgrad mellom de Bayesianske og de romlige simuleringene. De sistnevnte har tilstandsrom som typisk har atskillig høyere dimensjon enn de førstnevnte.

Forskjellige strategier for å forbedre mikseraten har etterhvert blitt utviklet, bl.a. den s.k. Swendsen-Wang algoritmen. En fullstendig løsning på dette problemet er imidlertid ikke blitt funnet.

Et spørsmål som knytter seg til denne problematikken er om man bør gjennomføre et antall korte simuleringer med forskjellig startpunkt (i håp om å treffe så mange topper som mulig), eller om man bør bruke ressursene på å simulere en lang kjede (slik at man er nærmere stasjonærfordelingen). Dette har utviklet seg til et særdeles kontrovesielt tema. Diskusjonen rundt dette emnet har vært ledsaget av betraktelige personlige motsetninger. En avdempet versjon av debatten er å finne i novemberutgaven (i 1992) av *Statistical Science*.

Vi foreslår en metode som i de fleste lavdimensjonale problemer forener de to tilnærmelsesmåtene, ved å simulere en følge av Xer som både er en lang og flere korte kjeder på en gang.

Multippel sklerose og space-time clustering

Trond Riise

Space-time cluster analyse er en epidemiologisk metode for påvisning av infeksiøse agens ved sykdommer. Anvendt på et materiale av 381 multippel sklerose pasienter fra Hordaland viser en slik analyse at en infeksjon i tenårene kan være en mulig årsak til denne sykdommen. Fordelingen til testobservatoren (grad av clustering) i den aktuelle modell er ikke triviell. Konfidensintervall til forventningen blir forsøkt laget ved hjelp av resamplingsmetoder.

Pseudolikelihood for nested case-control studier

Sven Ove Samuelsen
Matematisk institutt, Universitetet i Oslo
Postboks 1053 Blindern, 0316 Oslo

Nøstede kasus-kontroll studier er (i vid forstand) kasus-kontroll studier som gjøres innen rammen av en kohort studier. I en kohort studie følges individer opp over tid og det typiske endepunktet er tid til forekomst av en sykdom. Man ønsker så å peke ut kovariater som påskynder sykdomsutviklingen hvilket ofte gjøres ved Cox-regresjon.

I en nøstet kasus-kontroll studie (i snever forstand) plukker man ut sykdomsfrie kontroller i samme alder som det nyoppdagede kasuset og innhenter / benytter opplysninger om kovariater kun for kasus og kontroller. Effekten av kovariatene kan nå estimeres ved en kasus-kontroll variant av Cox-estimatoren der de utvalgte kontrollene er matchet til sitt kasus.

I foredraget ble det foreslått en ny måte å benytte data fra nøstede kasus-kontroll studier. Metoden baserer seg på at man kan beregne hvert individs sannsynlighet p_i for å bli valgt ut til kasus-kontroll studien i løpet av hele studien. Tenker man seg da en maximum-likelihood estimator basert på data fra hele kohortstudien kan man konstruere en analog estimator fra kasus-kontroll studien på følgende måte: Man maksimerer funksjonen som framkommer ved at man summerer hvert utvalgt individs bidrag til fullstendig log-likelihood vektet med $1/p_i$.

Funksjonen som framkommer kan man betegne, med støtte i betegnelser benyttet i lignende situasjoner, som en pseudo-log-likelihood. Funksjonen får generelt samme forventning som total log-likelihood og gir under regularitetsantagelser konsistente estimatorer. Det er også under regularitetsantagelser mulig å utlede at den er asymptotisk normal med en kovariansmatrise som kan estimeres

konsistent.

Metoden er generell. Man behøver altså ikke begrense seg til å tilpasse Cox-modeller, men kan enkelt estimere f.eks. kumulative intensiteter. Det er dessuten enkelt å benytte metoden i praksis såsant man benytter et statistikkprogram som tillater en å vekte sine data. Man benytter da sine kasus-kontroll dataene med vekter $1/p_i$. Dette gir direkte estimatene for parametrene i modellen. Den utskrift derimot som programmet vil gi på standardfeil, p-verdier etc. vil være gal fordi programmet har regnet som om det har fått en aggregert versjon av de fullstendige datene. Korrekte standardfeil, p-verdier etc. krever ekstra prosedyrer.

I foredraget ble det demonstrert hvordan man beregner utvalgssannsynlighetene $1/p_i$. Utledningene av pseudo-likelihood-estimatorens asymptotiske egenskaper samt hvordan korrekte standardfeil beregnes vil bli skissert. Metodene vil bli anvendt på simulerte og syntetiske kasus-kontroll datamaterialer. En pågående studie hvor metodene vil være av nytte blir presentert. Det ble også diskuteret hvordan man benytte pseudo-likelihood tilnærmelser innen andre typer kasus-kontroll studier.

Maximum simulated likelihood for integrating fragmented data, applied to estimate the number of minke whales.

Tore Schweder
University of Oslo
Box 1095 Blindern
0317 Oslo, Norway

1. The problem: When several different datasets are relevant for an inferential problem, the data are said to be fragmented. The likelihood approach provides methods for integrating fragmented data. When an explicit likelihood is available for some of the fragments, but not for others, modifications to the likelihood method are called for. This problem is common when there are two fragments: micro data and macro data. Traditionally, the researcher is then faced with the choice of either analysing the macro data, or to do the analysis the other way around. A balanced and integrated analysis of the two sets of data is made difficult because the conventional likelihood methods requires the likelihood to be explicitly given by formula or by a computational algorithm.

When a simulation model is available, which, possibly in various modes, can be used to produce synthetic data of the same format as the various observed data fragments, approximate maximum likelihood estimates based on the integrated data mosaic, may in some cases be found by the method of maximum simulated likelihood.

2. Maximum simulated likelihood: Diggle and Gratton (1984) present a simulation based method of approximate maximum likelihood estimation in cases when no explicit likelihood is available.They distinguish between the basic model and the prescribed statistical model. A basic model is based on substantive theory, often with claims of causal relations. The prescribed statistical model may or may not be based on substantive theory, but it is explicit in the distributional properties of the data, and thus provides a likelihood function.

Instead of assuming a nonparametric statistical model, as Diggle and Gratton do, substantial gains in efficiency are possible if a parametric statistical model is available. With β being the parameter of the basic model, the statistical model will, when it cannot be explicitly derived from the basic model, have to be cast in a different parameter, μ. Assume this to be the case. Let $L(\mu \mid OBS)$ be the log likelihood function of the statistical model, and let $\hat{\mu}$ be the maximum likelihood estimate based on the observed data.

Now, the idea is to generate synthetic data, D, by simulating the basic model for a reasonably designed set of numeric settings of β. For each set of simulated data, a maximum likelihood estimate, $\tilde{\mu}$, is obtained by maximizing $L(\cdot \mid D)$. From the set of pairs, $(\beta, \tilde{\mu})$, the link function $\beta = B(\mu)$ is estimated by regression, possibly inverse and/or nonlinear. When a satisfactory estimate, $\tilde{B}$, is found, the approximate maximum likelihood estimate, $\tilde{\beta} = \tilde{B}(\hat{\mu})$, is calculated. The distributional properties of the approximation error, $\tilde{\beta} - \hat{\beta}$, follows from those of the regression estimator $\tilde{B}$.

The computational efficiency of the maximum likelihood method depends on the design of the composite simulation experiment. Sufficient β-points are needed in a suitable region around $\hat{\beta}$. A sequential design will usually be called for.

3. The whale census problem: Minke whales in northeastern Atlantic are censused by shipboard surveys of the line transect type. When weather allows, there are two scouts in the barrel visually scaning the ocean area in front of the vessel. The vessel moves at speed 10 knots along semi-randomly predetermined track lines. A whale is vissible only when it surfaces for breathing. A surfacing takes a few seconds. Mean dive time is 4/3 minutes.

An extensive survey was conducted in 1989. It was analysed by standard line transect methods. The resulting abundance estimate of 34,600 whales was however suspected to be negativly biased due to the probability of sighting a whale on the trackline, $g(0)$, being less than 1. An estimate of $g(0)$ was needed to remove this bias.

To estimate $g(0)$, observations were made from two vessels on parallel course and with overlapping visual fields. The purpose was to estimate the hazard probability function of sighting a previously unsighted whale which surfaces at given position relative to the observerplatform. By identifying duplicate sightings, a binary data with spatial covariates were obtained. A complimentary log-log model for the hazard probability was fitted by maximum likelihood. A simulation model, with simulated whales diving according to observed dive times and with stochastic sightings made according to the fitted hazard probability, was then used to estimate $g(0)$. Unfortunately, the fitted model predicted initial sightings to be made at longer distances than observed in the survey.

The simulation model could be used to simulate both the independent observer experiment and the survey. By characterizing the survey data by a statistical model, with an explicit likelihood in a descriptive parameter μ, the method of maximum simulated likelihood could be applied (Schweder and Høst 1992). The likelihood improved considerably for the survey data on the cost of a minor drop for the experimental data when moving from the value maximising the experimental likelihood to the chosen point (nearly) maximizing the joint likelihood.

When simulating sightings, measurement errors were added to the relative positions to reflect such errors in vissual distance measurements in shipboard surveys. The error distribution had been estimated from a separate experiment. Data from two separate independent observer experiments and from shipboard surveys in 1988 and 1989 were integrated, together with measurement error data and dive time data. The resulting estimate of $g(0)$ was 0.36, and the abundance estimate was 86,700 minke whales, with a 95% confidence interval of 61,000 - 117,000 (Schweder, Øien and Høst 1993).

Bibliography

Diggle P. J. and R. J. Gratton (1984), "Monte Carlo Methods of Inference for Implicit

Statistical Models", *J. R. Statist. Soc.*, B, 46, pp. 193-227.
Schweder T. and G. Høst (1992), "Integrating experimental data and survey

data to

estimate g(0), a first approach" *Rep. int. Whal. Commn*, 42, pp. 575-582.
Schweder T., N. Øien and G. Høst (1993), "Estimates of abundance of north-eastern

Atlantic minke whales in 1989", *Rep. int. Whal. Commn*, 42.

Avstand mellom sannsynlighetstettheter med anvendelse på ikkeparametrisk hypotesetesting.

Hans J. Skaug
Matematisk institutt
Universitetet i Bergen

I ikkeparametrisk statistikk er begrepet "avstand mellom sannsynlighetsfordelinger" viktig. Det er gjennom tidene forelslått ulike mål på avstanden mellom to fordelinsfunksjoner, med Kolmogorov-Smirnov avstanden som den muligens mest kjente. Anta at F og G er to fordelingsfunksjoner og la $\rho(\cdot,\cdot)$ være en funksjonal som oppfyller

$$\rho(F,G) \geq 0 \qquad \text{og} \qquad \rho(F,G) = 0 \Leftrightarrow F = G.$$

Dersom vi ønsker å teste hypotesen "$F(x) = G(x)$ for alle x" kan vi bruke

$$\hat{\rho}_n = \rho(\hat{F}_n, \hat{G}_n)$$

som testobservator, der $\hat{F}_n$ og $\hat{G}_n$ er estimatorer av F og G. Forkastningsområdet for testen vil være $\hat{\rho}_n \geq c$, der c er en konstant som generelt vil avhenge av n, nivået på testen og F (som er lik G under nullhypotesen). Andre hypoteser som passer inn i en slik ramme er det klassiske "goodness of fit" problemet, hypotesen om symmetrisk fordeling og hypotesen om uavhengighet.

Dersom man istedenfor å se på avstanden mellom fordelinsfunksjoner ser på avstanden mellom sannsynlighetstettheter kan man benytte andre avstandsmål. Vi studerer avstandsmål på formen

$$\rho(f,g) = \int B\left\{\frac{f(x)}{g(x)}\right\} g(x)\,dx,$$

der f og g er sannsynlighetstettheter og B er en målbar funksjon. Ulike valg av B fremskaffer kjente avstandsmål, som L^1 distanse, Hellinger distanse og Kullback–Leibler informasjon. I en hypotesetestingsituasjon kan f og g estimeres ikkeparametrisk, f.eks. ved kjerneestimering. Et aktuelt spørsmål er selvsagt hvordan man skal velge B. I et forsøk på å besvare dette benyttes simuleringsresultater der styrken til de ulike testene blir sammenliknet.

Det er i visse oppsett mulig å vise konsistens av testobservatoren, dvs.

$$\hat{\rho}_n = \rho(\hat{f}_n, \hat{g}_n) \to \rho(f, g),$$

i sannsynlighet eller nesten sikkert avhengig av forutsetninger, når $n \to \infty$. Det er imidlertid mere usikkert hvilken grensefordeling $\hat{\rho}_n$ har (dersom det eksisterer en grensefordeling i det hele tatt). Det kan imidlertid fastslås (i en meget enkel situasjon) at normaliseringsfaktoreren ikke er den vanlige $\sqrt{n}$, men nh_n, der h_n er en avtagende følge som inngår i definisjonen av kjerneestimatorene $\hat{f}_n$ og $\hat{g}_n$.

Volum-beregninger i MR-bilder av hjerne

Geir Storvik
Norsk Regnesentral

Mange nevrologiske sykdommer vil påvirke volumer og regionale karakteristika av hjernevev og cerebro-spinal væske (CSF). I slike tilfelle vil kvantitative metoder for volum evaluering være relevant for medisinsk diagnose.

I dette fordraget ble det presentert en metode for segmentering av større strukturer av hjernen fra MR-bilder. Metoden tar utgangspunkt i å bygge opp en regionsmodell av hjernen (figur 2). Regionene korresponderer til "utenfor hjerne (region 1)", "CSF utenfor hjernevev (region 2)", "hjernevev (region 3)" og "CSF-ventrikkel (region 4)".

De fire regioner er definert av 3 enkelt-sammenhengende kurver. Gjenkjenning av disse kurvene vil gi de ønskede volummålingene. For å gjenkjenne disse kurvene, er en metode basert på Storvik (1992) blitt anvendt. En kurve blir modellert gjennom en energi-funksjon. Hvis vi antar x er konturen og y er det observerte bilde, er energien definert ved

$$E = U_1(x) + U_2(x; y) \quad (1)$$

der U_1 er en energi-funksjon som gir lav energi for glatte kurver mens U_2 er en energi-funksjon som beskriver fordelingen av gråtone-verdiene i det observerte bilde. Gitt energi-funksjonene, søker vi å finne kurven som gir minimum energi. Algoritmen som er anvendt for å gjenkjenne den optimale kurven er basert på Metropolis algoritmen og simulated annealing.

Et tilleggsproblem for MR-bilder er at gråtone-nivåene vil variere fra pasient til pasient. En parameter-kalibreringsmetode basert på EM-algoritmen vil bli beskrevet. Tilsammen gir kantgjenngjennings prosedyren og parameter-kalibreringen en full automatisk metode for volumberegninger.

Figur 2 viser resultatet for segmentering av en seksjon av hjernen basert på totalt 4 kanaler. I dette tilfellet er resultatet tilfredsstillende. Utprøvning på totalt 12 pasienter har vist at i de fleste tilfellene vil gode resultater oppnås. For noen pasienter vil imidlertid problemer oppstå enten i kalibrerings-prosessen eller under kantgjenkjenningen. Ytterligere eksempler ble presentert og problemene i forbindelse med metoden ble diskutert. Noen muligheter for forbedringer ble også angitt.

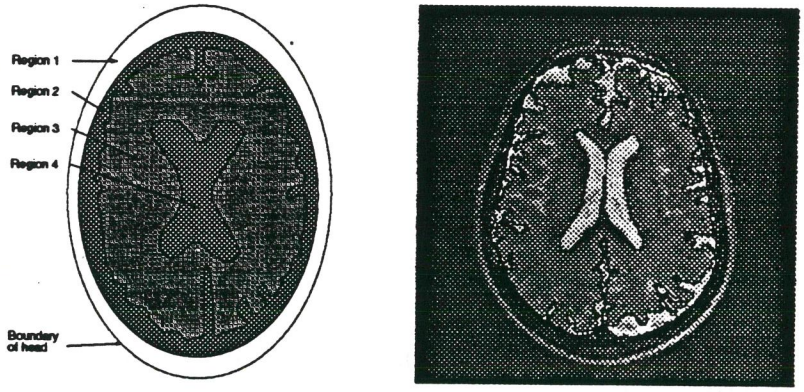


Figure 2: Region modell (venstre) og Gjenkjente konturer (høyre) i en T2-vektet seksjon av hjernen (i tillegg ble PD-, T1-, og T1-vektet m/Gd-kontrast anvendt for å gjenkjenne konturene) .

Langtidsoverlevelse av kreft

Per H. Zahl
Seksjon for medisinsk statistikk
Postboks 1122 Blindern
0317 Oslo

I epidemiologiske studier har bruk av proporsjonale regresjonsmodeller en nærmest enerådende plass, spesielt semiparametriske modeller. Vi analyserer 7250 Norske menn med tykktarmskreft, og følger dem opp i 20 år, både med en proporsjonal regresjonsmodell, og med Aalens lineære nonparametriske regresjonsmodell.

Vi tar utgangspunkt Ederer-metoden for beregning av dødelighet av kreft, som baserer seg på å sammenlikne observert dødelighet med forventet dødelighet gitt at de ikke har den aktuelle kreftsykdommen. Dette skrives som

$$R(t) = \frac{\exp(-\int_0^t \lambda(s)ds)}{\exp(-\int_0^t \mu(s)ds)}, \tag{2}$$

hvor $R(t)$ kalles relativ overlevelsesrate, $\lambda(t)$ er observert dødsintensitet, og $\mu(t)$ er forventet dødelighet gitt at de ikke har den aktuelle kreftsykdom. Denne modellen kan alternativt formuleres som

$$\lambda(t) = \mu(t) + \nu(t), \tag{3}$$

hvor $\nu(t)$ er den årsaksspesifikke dødelighet, eller oftest kalt excess mortality eller overdødelighet. I kreft-epidemiologi er det altså tradisjon for å tenke i form av additive intensitetsmodeller. Alle studier av langtidsoverlevelse baserer seg imidlertid på regresjonsmodeller av følgende type

$$\nu(t) = \nu_0(t) \cdot \exp(\beta \cdot), \tag{4}$$

hvor $\nu_0(t)$ enten antas å ha en eksponentiell form, eller antas stykkevis konstant, og er en k-dimensjonal covariatvektor. Vi sammenlikner denne modellen med

$$\nu(t) = \beta_0(t) + \beta_1(t)z_1 + \cdots + \beta_k(t)z_k, \tag{5}$$

hvor $\beta_0(t)$ er overdødeligheten til en referansegruppe, og de andre β-funksjonene er effekten av de forskjellige covariatene. I tillegg til at risikofaktorene ikke alltid er proporsjonale, finnes det flere andre grunner for å benytte modell (4): Modellen er nonparametrisk, og den tillater at man studerer negative overdødeligheter.

Negative overdødeligheter tenker man seg fremkommet ved at man i formel (2) sammenlikner med en referansegruppe med større dødelighet enn de individene som man har i diagnosegruppen. Til slutt presenteres noen teknikker som er nyttige når man skal programmere modell (4).

Optimal fokusering i medisinsk ultralyd v.h.a. s tatistiske metoder.

Lars Ødegaard
Inst. for matematiske fag NTH
NTH
e-mail: larso@ibt.unit.no

Hvorfor gir noen mennesker dårligere ultralydbilder enn andre? Hva kan gjøres?

På grunnlag av MR-bilder er det utviklet modeller av en god (slank) og en vanskelig (fyldig) ultralydpasient. Modellene består av lagdelte media med glatte overflater, inkludert fluid, dome og gel som forbinder transduceren med huden.

I medisinsk ultralydavbildning baserer en seg på at ultralyd 'strålene' ankommer fokus i fase, dvs. at avbildningen er koherent. Strålegangsberegninger predikerer en betydelig større fasefeil ved avbildning av den fyldige pasienten enn av den slanke. En interessant observasjon er at fasefeilene hovedsakelig gir fokusforskyvninger i dybde og ikke defokusering. Beregninger og forsøk viser at fokusforskyvninger i dybde 'lurer' algoritmen for dynamisk fokusering. Kvaliteten i ultralyd bildet vil dermed avta.

Målet er å få den dynamiske fokuseringen til å fungere optimalt for alle mennesker. Dette er mulig hvis en v.h.a. reflektert ultralyd kan måle hvor godt en fokuserer. En mulighet er å korrelere signaler mottatt i ulike transducerelementer. Da trenger en en enkeltstående punktreflektor, noe en sjelden finnner i kroppen. Et typisk ultralydbilde har derimot mange områder med 'speckle'. Dette er områder som tilsynelatende er homogene som f.eks. fett. Det viser seg imidlertid at de inneholder mange små svake reflektorer som blir avbildet som speckle i ultralydbildet. Speckle kan modelleres statistisk, og en analyse viser at intensiteten i et speckle område øker når fokuseringen forbedres. Ved å måle intensiteten i speckle kan en avgjøre om den dynamiske fokuseringen fungerer optimalt, og om nødvendig estimere nye parametre i algoritmen.

Noen anvendelser av stokastisk analyse i Økonomi

Bernt Øksendal
VISTA/Universitetet i Oslo og Norges Handelshøyskole

Teorien for den stokastiske analysen har vært - og er - i en rivende utvikling. Samtidig har en blitt stadig mer oppmerksom på de mange anvendelsene denne teorien har, ikke minst i økonomi.

Foredraget inneholdt noen viktige økonomiske anvendelser av *optimal stopping* og bl.a. problemene:

1) Når er rette tidspunkt for salg av aksjer?

2) Hva er verdien av en amerikansk opsjon?

I tillegg dreide foredraget seg om *impuls-kontroll* (eller *sekvensiell optimal stopping*) og anvendelse av denne teorien på problemet:

3) Når bør man stenge et olje/gass-felt og når bør man åpne det igjen o.s.v. (med de kostnadene disse operasjonene innebærer), hvis olje/gass-prisen følger en stokastisk prosess?

Gambling on the wrong numbers from Monte Carlo

William Bown

HIDDEN flaws have been discovered in the random number generators used to simulate complex phenomena such as the interactions of subatomic particles. The problem has sent scientists scrambling to check established results and has highlighted how difficult it is to distinguish between genuinely random numbers and sequences of numbers with hidden patterns.

David Landau, a physicist at the University of Georgia, and two colleagues discovered the problem while attempting to simulate the way some materials suddenly flip into a magnetic state when cooled below a critical temperature. Landau found that his computer model was consistently predicting the wrong temperature for the transition. He tracked down the flaw and found that it lay not in the simulation algorithm but in the random numbers the algorithm relied on.

"We thought the random number generators which we had were pretty good," says Landau. "Unfortunately, it turns out that ostensibly high-quality random number generators may lead to subtle but dramatic errors in some algorithms."

Landau's problems arose because he used "Monte Carlo" techniques in his simulation. Monte Carlo simulations do not try to examine every possible type of behaviour of a system. Instead, they "gamble" on randomly selected scenarios and average the results [see Box]. The different scenarios must be chosen on a genuinely random basis out of a selection of all possible scenarios, which is why the technique's accuracy depends critically on the randomness of the numbers it uses.

The use of Monte Carlo simulations has boomed in recent years as scientists have wrestled with increasingly complex phenomena which defy traditional forms of analysis. Physicists, limited by the expense and difficulty of some experiments, have led the way. For example, particle physicists rely increasingly on Monte Carlo simulations to visualise the performance of detectors and to test the predictions of different particle theories.

Landau says that since he published his discovery, several scientists have already contacted him with worries about their own simulations (*Physical Review Letters*, vol 69, p 3382). "This is a warning bell," he says. "It is likely there is some work in the literature which is not correct."

Simulations such as Landau's can require millions of random numbers a minute, forcing scientists to rely on computers to generate them. Landau achieved good results from an old-fashioned random number generator. This takes a starting number, multiplies it by 16 807, divides by 231 and uses the remainder as the first random number. It then repeats the process using this number in order to generate the second random number, and so on. Such "linear congruent generators" are known to produce some sequences of numbers which are less than random. However, the problems are often avoidable.

Landau's problems started when he tried to use a new type of random number generator developed by George Marsaglia and Arif Zaman of Florida State University. This generator was faster than linear congruent ones, used more advanced mathematics and had passed tests indicating that its numbers were nearer to genuine randomness than those produced by existing generators. But Landau found that the new generator was worse in practice.

In a recent paper, Pierre L' Ecuyer of the University of Montreal showed why. The numbers produced by any Marsaglia-Zaman generator can also be produced by a traditional linear congruent generator, though the newer generators are faster—which means that they produce the same lack of randomness as the old ones. "A Marsaglia-Zaman generator is just a very efficient way to implement some forms of linear congruent generators," says L' Ecuyer. Unfortunately, nobody has yet figured out how to avoid the problems caused by the new generators.

Landau's work is typical of Monte Carlo simulations. Experiments have shown that thin layers of some materials become magnetic suddenly. Like a liquid turning into a solid, they flip from one state to another at a critical temperature.

At most temperatures, the behaviour of one atom depends only on the behaviour of its immediate neighbours, and it is possible to deduce the exact behaviour of the layer, atom by atom. However, as the layer cools towards the critical temperature, the atoms start to link into clusters. Then the behaviour of one atom depends on the behaviour of all the other atoms in the cluster. The complexity of the calculations involved means that it is impractical to deduce the exact behaviour of the layer. Instead, physicists attempt to simulate it, and Monte Carlo simulations are currently far and away the most popular technique. □

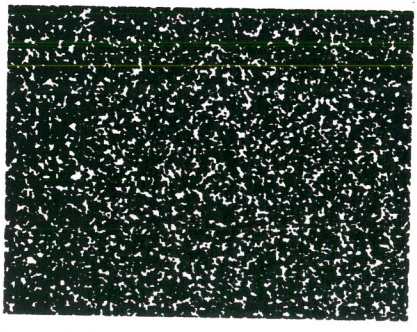
Magnetic balancing act

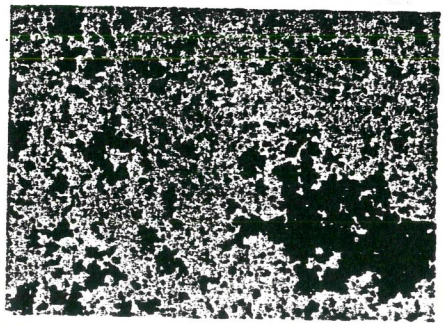
THESE pictures are taken from a simplified version of Landau's Monte Carlo simulation of the sudden onset of magnetism in a single layer of atoms. The atoms are simulated by points on a grid, or lattice, and appear in the pictures as dots. Red dots represent atoms whose magnetic moment orientation is pointing north, yellow dots those pointing south.

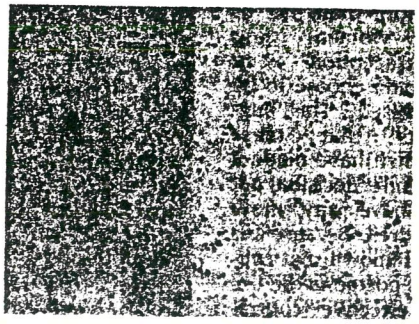
The simulation aims to balance two competing forces. The magnetic attraction between atoms tends to make groups of neighbours line up in the same direction while thermal vibrations of atoms tend to break up any emerging blocks. The simulation selects atoms at random, one after another, and checks to see if they should remain in the same magnetic state or flip to the opposite one. This calculation depends on a steady stream of random numbers.

The simulation calculates the probability of the atom flipping by looking at the state of the atom's neighbours and the temperature. For example, if the atom is pointing south while its neighbours are pointing north, the atom is more likely to flip than if its neighbours are pointing south. The simulation compares this probability—a number between 0 and 1—with a random number between 0 and 1. If the probability is larger than the random number, the atom is left unchanged. If not, the atom flips.

The pictures show the changing outcome of this process as the temperature is lowered. In the picture on the left, the temperature is above the critical temperature and yellow clusters are prevented from forming by the strong thermal vibrations. But in the centre, at the critical temperature, the vibrations are weak enough to allow some clusters to emerge. On the right, below the critical temperature, the whole layer has joined into one cluster with only a few atoms knocked out of alignment by thermal vibrations. The layer is now magnetised.







INBJUDAN TILL JUBILEUMSSYMPOSIUM 24-25 SEPT 1993

HARALD CRAMÉR 100 ÅR

Harald Cramér skulle ha fyllt 100 år den 25.9.1993, och i samband med detta anordnas ett tvådagarssymposium fredag-lördag 24-25.9 1993 vid det av Cramér grundade **Institutet för försäkringsmatematik och matematisk statistik** vid Stockholms universitet.
Vid symposiet ges nio entimmesföredrag av översiktskaraktär, som belyser Cramérs insatser och utvecklingen sedan dess inom forskningsområden som intresserade honom. De vänder sig främst till matematiska statistiker, som vill få en överblick över intressanta delar av ämnet och deras utveckling. Följande föredrag är planerade:

1. **A survey of the life and works of Harald Cramér**
   av **Prof. Ulf Grenander**, Brown University
2. **Recent developments of Cramér's ideas on prime numbers**
   av **Dr. Andrew Granville**, Univ. of Georgia.
3. **Factorization theory for probability distributions**
   av **Prof. Lennart Bondesson**, SLU, Umeå
4. **Asymptotic expansions and some of their applications**
   av **Dr. Jens Ledet Jensen**, Aarhus Universitet
5. **Large deviation theory**
   av **Prof. Richard Ellis**, Univ. of Massachusetts
6. **Statistical theory, some recent developments**
   av **Sir David Cox**, Nuffield College, Oxford
7. **Risk theory of the second and third kind**
   av **Prof. Paul Embrechts**, ETH, Zürich
8. **The aftermath of Cramér's work on stochastic processes**
   av **Prof. Pesi Masani**, University of Pittsburgh
9. **Extreme value theory for stochastic processes**
   av **Prof. Holger Rootzén**, Lunds Universitet

Lokal: Matematiska Institutionens nya lokaler i Kräftriket vid Albano, Roslagsvägen 101.
Tid: Symposiet startar c:a kl. 9.30 fredagen den 24.9. Symposiet avslutas den 25.9 med en jubileumsmiddag i Spökslottet, Drottninggatan 116.
Logi: För deltagare som ej bor i Stockholm kan vi upplysa om att Hotel Tegnérlunden, Tegnérlunden 8, tel: 08/349780 är beläget inom bekvämt bussavstånd från konferensen. (Meddela där att du deltar i Cramérsymposiet vid SU, så blir veckoslutspriset 500 kr/natt).
Billigare logi kan t.ex. erbjudas av STFs Vandrarhem:
af Chapman, Skeppsholmen, 08/6795015 Skeppsholmen, Västra Brobänken, 08/6795017
Långholmen, Kronohäktet, 08/6680510 Zinken, Zinkens väg 20, 08/6685786
Anmälan: Ett detaljerat program kommer att skickas ut till dem som anmäler sig.
Använd helst nedanstående talong, och skicka in den före den 5 sept. till
Matematisk statistik, Stockholms universitet, Box 6701, S–113 85 Stockholm.
Om anmälan insändes efter 1 augusti så är Institutets nya postadress lämpligare:
Matematisk statistik, Stockholms universitet, S–106 91 Stockholm.
VÄLKOMNA! Anders Martin-Löf Rolf Sundberg

ANMÄLAN TILL CRAMÉRSYMPOSIET

☐ Jag avser att delta i symposiet 24-25.9

☐ Jag vill delta i middagen till självkostnadspris c:a 250 kr

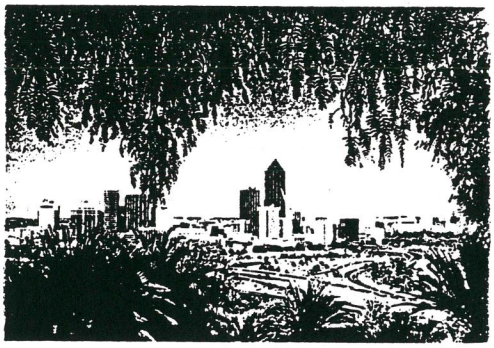
Namn:

Adress:

INTERNATIONAL CONGRESS ON
Modelling and Simulation 1993

Modelling Change in Environmental and Socioeconomic Systems

University of Western Australia, Perth
6 - 10 December 1993



Organised by

MODELLING AND SIMULATION SOCIETY OF AUSTRALIA INC

INTERNATIONAL SOCIETY FOR ECOLOGICAL MODELLING

THE INTERNATIONAL ENVIRONMETRICS SOCIETY

INTERNATIONAL ASSOCIATION FOR MATHEMATICS AND COMPUTERS IN SIMULATION

About the Modelling and Simulation Society of Australia Inc. and its co-organising Societies

THIS CONGRESS incorporates the 10th Biennial Conference of the Modelling and Simulation Society of Australia Inc. MSSA Inc. (formerly SSA) is an affiliate of the **International Association for Mathematics and Computers in Simulation (IMACS).**

The MSSA aims to promote, develop and assist in the study and practice of all areas of modelling and simulation in Australia.

The society is highly interdisciplinary and many of its members work on environmental, agricultural and socio-economic methods and applications. Hence it is natural that the Congress be a joint meeting with the **International Society for Ecological Modelling (ISEM)** and **The International Environmetrics Society (TIES),** as well as with **IMACS.** The Presidential and Keynote addresses and many of the parallel session streams will focus on areas of common interest to these societies.

Scientific Advisory Board

W.F. Ames
Georgia Institute of Technology, USA

R.S. Anderssen
CSIRO, Australia

M.B. Beck
Imperial College, London, UK

P. Borne
Institut Industriel du Nord, France

T.G. Chapman
University of NSW, Australia

P.C. Chatwin
University of Sheffield, UK

A.H. El-Shaarawi
National Water Research Institute Canada

A. Henderson-Sellers
Macquarie University, Australia

D.F. Hendry
Nuffield College, Oxford, UK

C.C. Heyde
Australian National University

G.M. Homberger
University of Virginia, USA

J. Imberger
University of Western Australia

S.E. Jorgensen
Royal Danish School of Pharmacy

W. Kinzelbach
Kassel University, Germany

I. MacNeill
University of Western Ontario Canada

D.M. McLaughlin
Massachusetts Institute of Technology, USA

K. Morimune
Kyoto University, Japan

H.A. Nix
Australian National University

J.P. Norton
University of Birmingham, UK

M. Hashem-Pesaran
Trinity College, Cambridge, UK

A.A. Powell
Monash University, Australia

R. Riganti
Politecnico di Torino, Italy

P.J. Sullivan
University of Western Ontario Canada

R. Vichnevetsky
Rutgers University, USA

P.G. Whitehead
Institute of Hydrology, UK

K.S. Yajnik
CSIR, India

P.C. Young
Lancaster University, UK

P. Zannetti
Failure Analysis Associates, USA

papers

on the following topics are called for:

General

- Papers which address the effects of environmental change
- Interdisciplinary methods or applications in any problem area
- Physical and biological systems including biospheric, forest, freshwater, marine and terrestrial ecosystems
- Geophysical or biophysical systems including agricultural, atmospheric, hydrological, oceanographic and pastoral systems
- Economic and other social systems
- Any general aspects of modelling and simulation

Specific

- Agricultural models and information technology
- Acoustic, air pollution, fire, noise and odour modelling
- Alternative and conventional energy, communication and transport systems
- Business modelling
- Computational advances including numerical methods and multi-processing
- Demographic methods and applications
- Econometric and statistical modelling
- Ecotechnology and modelling
- Health and disease models and analysis including epidemiology
- Industrial and engineering methods and applications including design and control
- Land degradation processes and management
- Modelling and/or risk analysis of hazards, extremes and epidemics
- Operations research methods and applications
- Progress and application of geographic information and expert systems including remote sensing techniques and applications
- Resource allocation, management and optimisation
- Signal processing including pattern recognition, neural networks and wavelets
- Structural geology, resource exploration and recovery
- Surface and subsurface hydrology and water quality modelling
- Techniques for inverse problems including model identification, validation and quantification of uncertainty.

International Congress Secretariat

Professor Michael McAleer
Department of Economics
University of Western Australia, Nedlands
WA 6009 Australia
Telephone (61) 9 380 3400 Fax (61) 9 380 1016

Presidential Addresses

1. Sven Jorgensen, ISEM
   Development of Ecosystem Theory Through Modelling - an Overview
2. Abdul El-Shaarawi, TIES
   Trend Detection and Estimation with Environmental Applications
3. Robert Vichnevetsky, IMACS
   Mathematical Modelling: its Different Meaning in the Hard and the Soft Sciences
4. Anthony Jakeman, MSSA
   Identifying Key Environmental Relationships

Keynote Addresses

1. Jorg Imberger, University of Western Australia
   Modelling Large Physical Systems.
2. John Kaldor, National Centre in HIV Epidemiology and Clinical Research
   The Establishment of Causality in Public Health
3. Soren Johansen, University of Copenhagen
   Cointegration Analysis of Time Series Data
4. Alan Powell, Monash University
   Integrating Econometric and Environmetric Modelling
5. M. Hashem Pesaran, Trinity College, Cambridge
   Econometric Modelling of Fossil-Energy Supplies

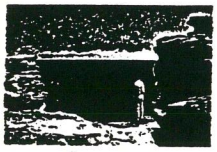
Deadlines and Requirements

- Abstracts of around 300 words should arrive in **TRIPLICATE** at the **INTERNATIONAL CONGRESS SECRETARIAT, before 8 March, 1993.**
- Notice of acceptance of abstracts will be mailed to authors in **April, 1993,** as will an author kit with complete instructions for preparing a camera-ready copy for the Proceedings.
- Contributed papers will be up to six A4 pages in length and must arrive (in suitable camera ready form for the proceedings) at the International Congress Secretariat before **2 August, 1993.**
- The Congress Proceedings will be available to participants at the Congress. Suitable papers will be selected for publication in several special issues of international journals after the congress. These include:
  - Mathematics and Computers in Simulation
  - Ecological Modelling
  - Ecological Engineering
  - Environmetrics

Registration fees

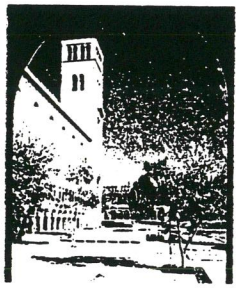
The registration fee includes bound Proceedings volumes, the Congress dinner and morning and afternoon teas.

Early bird registration before 18 June, 1993	A$250.00
Students	A$100.00
Registration before 8 October, 1993	A$300.00
Students	A$125.00
Registration after 8 October, 1993	A$350.00
Students	A$150.00



The Venue

The University of Western Australia is in one of the world's beautiful cities situated by the Swan River in Perth. It has one of the most attractive University campuses, featuring thematic gardens and architecture.



Perth is typically dry in December when the average maximum temperature reaches 28°C, and is frequently cooled by afternoon sea breezes.



Accommodation

On campus accommodation of 400 rooms will be available at two rates. There will be 50 rooms with facilities @ $66 per day and 350 individual student rooms @ $43 per day. The cost includes daily service and continental breakfast. Hotel accommodation in the city, just five minutes by car, is available at various rates.

Photographs supplied courtesy of the Western Australian Tourism Commission and Media Services, University of Western Australia.

Student Prize

A student prize will be awarded for the best student paper and presentation. To be eligible, a student should be enrolled at the time of the Congress or have submitted a thesis within the last six months prior to the Congress.

Congress Convenors:

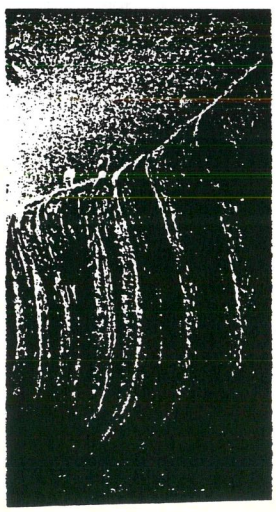
Michael McAleer,
Department of Economics, University of Western Australia, Nedlands, WA 6009, Australia.
Telephone (61) 9 380 3400 Fax (61) 9 380 1016

Anthony Jakeman,
CRES, Australian National University,
GPO Box 4, Canberra, ACT 2601, Australia.
Telephone (61) 6 249 4742 Fax (61) 6 2490757
Email tony@cres.anu.edu.au

Brian Henderson-Sellers,
School of Information Systems, University of New South Wales,
PO Box 1, Kensington, NSW 2033, Australia.
Telephone (61) 2 697 4240 Fax (61) 2 662 4061

Steering Committee

R. N. Ghosh
P. Abbott
B. Bates
R. Bewley
V. Burke
M. Burgess
G. Hertzler
R. Humphries
J. Hsu
M. Lynch
D. Marinova
D. Marsden
P. McLeod
C. R. McKenzie
D. Morrison
C. Ong
L. Oxley
W. Perryman
M. Sivapalan
R. Smith
Y. K. Tse



Intention to Participate

(Please return to International Congress Secretariat as soon as possible)

☐ I am considering attending the Congress and would like to be kept on your mailing list for further information.

☐ I intend to submit a paper.

Name _____

Return address _____

_____

Registration Form

Name _____

Organisation _____

Name for identification badge _____

Mailing address _____

_____

Phone _____ Fax _____

email _____

I am eligible to be considered for the student prize ☐ Yes ☐ No

Accommodation

Accommodation is required for _____ nights

First night _____ Last night _____

Preferred accommodation

On campus: ☐ Room with facilities @ $66 per day
☐ Student type room @ $43 per day

The city and its hotels are about 5 minutes by car from the Congress site, University of Western Australia

Early bird registration before 18 June, 1993	A$250.00
Students	A$100.00
Registration before 8 October, 1993	A$300.00
Students	A$125.00
Registration after 8 October, 1993	A$350.00
Students	A$150.00

Payment by credit card

Please debit my ☐ Mastercard ☐ Visa ☐ Bankcard

No. _____ Expiry date _____

Signature _____

Please make cheques payable to MODSIM 93

Send to: International Congress Secretariat
Department of Economics,
University of Western Australia
NEDLANDS WA 6009 AUSTRALIA

CALL FOR PAPERS

The International Statistical Institute (ISI) and l'Institut National de Statistique et d'Economie Appliquée (I.N.S.E.A.) are pleased to announce that the **Fourth International Conference on teaching Statistics** will be held in **Marrakech, Morocco, from 25 to 30 of July 1994.**

The main objectives of the Conference are :

- promoting the interchange of ideas about teaching materials, methods and content
- fostering International Cooperation among teachers of statistics.

The programme will include invited lectures, contributed papers and working groups.

People who are intending to present a paper or to take part in a working group must get into contact with the organiser before December 30th, 1993.

After this date and until May 31th, 1994, additional contributed papers proposals may be sent to the chairman of the Programme Committee.

The abstract should be limited to a single A4 page before being submitted for acceptance.

A document prepared in advance will be available at the beginning of the conference. It will include abstracts of contributed papers and texts (8 pages) of invited papers.

المؤتمر الدولي
الرابع لتدريس
الإحصاء

The Fourth Conference onTeaching Statistics

(ICOTS 4)

25-30 July 1994
Congress Palace
Marrakech, MOROCCO

For further information, write to:

Mr. EL GHAZALI Abdelaziz

Chairman of the Local organizing Committee
I.N.S.E.A.
P.O. Box 6217, Rabat-Instituts,
Rabat, Morocco.

or

Pr. Y. ESCOUFIER

Chairman of the Programme Committee
Université Montpellier II,
Science et Technique du Languedoc,
Place E Bataillon-34095,
Montpellier Cédex 5,
FRANCE

Scientific sessions

1. STATISTICAL LITERACY OF CITIZENS AND PUBLIC'S VIEWS OF STATISTICS

Dr. Barbara Bailar
468 N. Street S.W.
Washington DC 20024
(USA)

2. INTEGRATING STATISTICAL TOPICS THROUGHOUT THE SECONDARY SCHOOL CURRICULUM

Dr. Jame Landwer
Stat. Models & Meth. Research Dept.
AT&T BELL Labs, Rm 2c257,
Murray Hill
NJ 07974
(USA)

3. DATA ANALYSIS FOR THE ELEMENTARY CURRICULUM

Dr. David Ospina Botero
Department of Mathematic and Statistics
Universidad Nacional Bogota
Bogota
(Columbia)

4. HANDS-ON AND PROJECT BASED TEACHING

Prof. Don Bentley
Dept. of Math, Pomona Coll.
Claremont, CA 91711
(USA)

5. RESEARCH ON TEACHING AND LEARNING STATISTICS AND PROBABILISTIC CONCEPTS

Prof. Joan Garfield
The General College
340 Appleby Hall
128 Pleasant Street S.E.
The University of Minnesota
Minneapolis, MN 54544
(USA)

6. STATISTICAL TRAINING FOR AND BY CONSULTANCY

Dr. J. D. Lebreton
CEFE-CNRS
BP 5051 - 34033 Montpellier Cedex 1
(France)

7. TEACHER TRAINING

Dr. Anne Hawkins
Univ. College & Middlesex
School of Med.
James Pringle House
The Middlesex Hospital
London W1N 8AA
(England)

8. COMPUTING AND SOFTWARE IN STATISTICAL TEACHING

Dr. J. Rijpkema
Dept. of Math. and Comp. Science
University of Technology
Den Dolech 2, PO Box 513
5600MB Endhoven (The Netherlands)

9. LEARNING STATISTICS AT A DISTANCE

Prof. G. Saporta
CNAM
Department de Mathematiques
292, rue Saint Martin
75141 Paris Cedex 03
(France)

10. USE OF VIDEO AND MULTIMEDIA TECHNOLOGY FOR TEACHING

Prof. David Moore
Dept. of Stat, Purdue University
West Lafayette, Indiana 47907
(USA)

11. TEACHING STATISTICS FOR FUTURE STATISTICIANS

Prof. A. Rizzi
Via Rodi 24
00195 Roma
(Italy)

12. TEACHING STATISTICS FOR ECONOMIC STATISTICIANS

Dr. Boubakroui Lhoucine - INSEA
Post Box 6217
Rabat (MOROCCO)

13. STATISTICS FOR EMPLOYEES OF A STATISTICAL OFFICE

Prof. Diop
CESD-Paris, 3 avenue Pierre Larousse
92240 Malakoff
(France)

14. TEACHING STATISTICS FOR FUTURE ENGINEERS

Prof. A. Lazraq
Ecole nation. de l'Industrie Minérale
Agdal, rue Elghafiki BP 753
RABAT (Maroc)

15. STATISTICS FOR SOCIAL SCIENTISTS

Prof. F. Jolliffe
The University of Greenwich
School of Math., Stat. and Comp.
Woolwich Campus, Wellington Street
Woolwich, London SE18 6PF (UK)

6. STATISTICS IN CONTINUING EDUCATION FOR EMPLOYEES IN INDUSTRY

Prof. Ray Harris — Lancashire Poly. Faculty of Science, Dept. of Mathematics and Statistics, Lancashire Polytechnic, Preston PR1 2TQ (UK)

7. INITIAL AND CONTINUING EDUCATION FOR STATISTICS IN AGRICULTURE

Prof. P. Dagnelie — Statistique et Informatique, Avenue de la Faculté d'Agronomie 8, 5030 Gembloux (Belgique)

18. INITIAL AND CONTINUING EDUCATION FOR STATISTICS IN MEDECINE

Prof. N. Victor — Inst. fur Med. Dukumentation, Stats. u. Datenverarbeitung, Im Neuenheimer Feld 325, 6900 Heidelberg (Germany)

19. HISTORY OF STATISTICAL TEACHING

Prof. J.J. Droesbeke — 69, Avenue Stuart Merril, B1190 Bruxelles (Belgique)

20. STATISTICAL PROJECT COMPETITION

Dr. Shir-Ming Shen — Departement of Statistics, University of Hong Kong, Pokfulam Road (Hong Kong)

Working Groups

1. THE STATISTICS CURRICULUM : TOWARDS THE YEAR 2000 : PRELIMINARY ARABIC SPEAKING WORKING GROUP

Manmohan S. Arora — University of Barhain, Department of Mathematics, P.O. Box 32038, (State of Bahrain)

2. THE STATISTICS CURRICULUM : TOWARDS THE YEAR 2000 : PRELIMINARY FRENCH SPEAKING WORKING GROUP

Prof. D. Dacunha-Castelle — 129, Avenue du Général Leclerc, 91120 Palaiseau (France)

3. THE STATISTICS CURRICULUM : TOWARDS THE YEAR 2000 : PRELIMINARY ENGLISH SPEAKING WORKING GROUP

Prof. P. Holmes — 87 Furniss Ave, Dore, Sheffield, S17 3QN (UK)

4. THE STATISTICS CURRICULUM : TOWARDS THE YEAR 2000 : PLENARY DISCUSSION GROUP

Prof. Luigi Biggeri — Dipartimento Statistico, Universita degli Studi di Firenze, v. Le Morgagni, 59, 50134 Firenze (Italy)

5. DEVELOPMENT OF ARABIC EDUCATIONAL SOFTWARE IN STATISTICS

Prof. A. Skalli — Ecole Mohammadia d'Ingenieurs, Avenue Ibn Sina - PBP 765 Agdal, Rabat (Maroc)

6. DEVELOPMENT OF FRENCH EDUCATIONAL SOFTWARE IN STATISTICS

Prof. Annie Morin — Irisa Campus Univ. de Beaulieu, Av. du Général Leclerc, 35042 Rennes Cedex (France)

7. DEVELOPMENT OF ENGLISH EDUCATIONAL SOFTWARE IN STATISTICS

Prof. Paul Velleman — Dept. of Econ. 1 Soc. Stat., Cornell Univ., 358 Ives Hall, Ithaca, NY 14853 (USA)

8. PLENARY DISCUSSION GROUP ON EDUCATIONAL SOFTWARE IN STATISTICS

Prof. N. Lauro — Istituto di Statistica, Univ. de Napoli, Via Partenope 36, 80100 Napoli (Italy)

9. ACTIVITES OF PROFESSIONAL SOCIETIES IN EDUCATION AND PUBLIC AWARENESS OF STATISTICS

Prof. J.K. Ghosh — Stat/Math. Division, Indian Statistical Institute, 203 Barrackpore Trunk Road, Calcutta 700 035 (India)

Referat fra Årsmøte i Norsk statistisk forening
Ustaoset, 14. juni 1993

1. Godkjenning av innkalling og dagsorden.

Innkalling og dagsorden ble godkjent uten bemerkninger.

2. Valg av møteleder og referent.

På Jan Bjørnstads forslag ble Trygve Nilsen og Anne Marie Fenstad ved akklamasjon valgt til h.h.v. møteleder og referent.

3. Beretning v/ foreningens leder Trygve Nilsen.

Nilsen gjennomgikk beretningen punktvis.

Ad. medlemsblad: Jan Bjørnstad fikk applaus fra Årsmøtet som takk for innsatsen. Hittil har SSB trykket bladet gratis for oss, det er mulig at de skal legge ned trykkeriet sitt fra jul slik at vi må finne en annen løsning. Dette vil sannsynligvis koste en del.

Ad. SJS: Dag Tjøstheim er valgt til hovedredaktør for 1994.

Ad. Etterutdanningsseminar: Nilsen beklaget at det ikke er blitt avholdt noe etterutdanningsseminar i perioden.

Ad. Røros: Det 14. Nordiske konferanse i matematisk statistikk var meget vellykket. Takk til arrangement- og programkomitéen.

4. Regnskap.

Kassereren Ole Lauvskar orienterte. Regnskapet ble godkjent.

5. Medlemskontingent.

Med usikkerhet i forbindelse med trykkeriutgifter ble det foreslått at kontigenten skulle økes. Jan Bjørnstad foreslo en økning til kr 200 for hovedmedlemmer og kr 50 for studenter. Det ble litt diskusjon rundt dette, mange mente det ble en for "drastisk" økning. Det ble foreslått at man kunne ta det trinnvis. Tore Schweder lurte på hva vedtektene sa om fondet og hva "vitsen" var med et så stort fond. Fondet skal fungere som en buffer og er ikke ment til å brukes til ordinær drift av foreningen. Det ble så stemt over om man skulle øke kontigenten til kr 150 for hovedmedlemmer og kr 50 for studenter. Dette ble enstemmig vedtatt.

6. Valg av styre, revisorer og undervisningsutvalg.

Alle valg ble foretatt ved akklamasjon:

	Nye i styret 1993-95:
Leder:	Eivind Damsleth
Redaktør:	Inge Helland
Kasserer:	Eva Seim
Sekretær:	Anne Marie Fenstad
Medlemmer:	Tormod Næs
	Harald Johnsen
Varamedlemmer:	Geir Egil Eide
	André Teigland
Revisorer:	Herdis Thorén Amundsen
	Steinar Tretli

Når det gjelder TG vil Inge Helland fungere som redaktør sammen med Are Aastveit. Aastveit vil være teknisk redaktør og Helland vil møte i styret som ansvarlig redaktør.

Hele undervisningsutvalget ble gjenvalgt, dvs.:

Jostein Lillestøl
Henrik Dahl
Grete U. Fenstad

Etter møtet takket den nye formannen Eivind Damsleth det avtroppende styret for deres innsats. Han takket også for tilliten ved å bli valgt.

Oslo, 18. juni 1993
Anne Marie Fenstad
referent

Beretning fra styret i NSF 1991-1993

FORENINGENS TILLITSVALGTE

På foreningens hovedmøte 10. juni 1991 ble valgt:

Styre:	Trygve Nilsen, Universitetet i Bergen (formann) Jan Bjørnstad, Universitetet i Trondheim (redaktør) Geir Eide, Norges Handelshøyskole (sekretær) Ole Lauvskar, Vital Forsikring A/S (kasserer) Leiv Solheim, Statistisk Sentralbyrå John Tyssedal, Norges Tekniske Høgskole
Vararepresentanter:	Edvin Bredrup, Universitetet i Tromsø Harald Johnsen, Universitetet i Trondheim

Formann og redaktør ble valgt særskilt. Forøvrig konstituerte styret seg selv.

Revisorer:	Herdis Thorén Amundsen Steinar Tretli, Kreftregisteret
Undervisningsutvalg:	Henrik Dahl, Agder Distriktshøgskole Grete U. Fenstad, Universitetet i Oslo Jostein Lillestøl, Norges Handelshøyskole

STYRETS ARBEIDSMÅTE

Styret har avholdt ett styremøte på Røros 15. juni 1992. Den øvrige kontakten mellom styremedlemmene har foregått pr. brev, telefon og elektronisk post.

LOKALFORENINGER

Statistisk forening i Bergen har i perioden hatt følgende styrer:

1991: Trygve Nilsen, Matematisk institutt, UiB (formann)
Grethe Albrektsen, SMIS, UiB (sekretær)
Valborg Baste, SMIS, UiB (kasserer)
Jan-Harald Aarseth, Matematisk institutt, UiB

1992: Rolv Skjærven, SMIS, UiB (formann)
Grethe Albrektsen, SMIS, UiB (sekretær)
Marit O. Holen, Vital Forsikring A/S (kasserer)
Jan-Harald Aarseth, Matematisk institutt, UiB

1993: Rolv Skjærven, SMIS, UiB (formann)
Ågot Irgens, Haukeland sykehus (sekretær)
Marit O. Holen, Vital Forsikring A/S (kasserer)
Hans J. Skaug, Matematisk institutt, UiB

Statistisk forening i Oslo har i perioden hatt følgende styrer:

1991: Doris Tove Kristoffersen, Nycomed Imaging A/S (leder)
Frøydis Bjerke, PFI
Espen Funnemark, Veritas (sekretær)
Marit Bragelien Veierød, MEDSTAT (kasserer)
Ole Fugleberg, BI

1992: Doris Tove Kristoffersen, Nycomed Imaging A/S (leder)
Frøydis Bjerke, PFI
Marit Bragelien Veierød, MEDSTAT
Ole Fugleberg, BI
Rune Winther, UiO

1993: Anne Marie Fenstad, Norsk Regnesentral (leder)
Geir Storvik, Norsk Regnesentral
Liv Belsby, Statistisk Sentralbyrå
Hans Fagerthun, Medstat Research
Rune Winther, Matematisk institutt, UiO

Statistisk forening i Trondheim har i perioden hatt følgende styrer:

1991: Per Hokstad, SINTEF (formann)
Steinar Engen, AVH (sekretær)
Randi Hammervold, TØH (kasserer)
Fred Godtliebsen, NTH

1992: Per Hokstad, SINTEF (leder)
Fred Godtliebsen, NTH (sekretær)
Randi Hammervold, TØH (kasserer)
Harald Johnsen, Regionsykehuset i Trondheim (styremedlem)

1993: Fred Godtliebsen, NTH (leder)
Svenn Fjeld Olsen, AVH (sekretær)
Harald Johnsen, Regionsykehuset i Trondheim (kasserer)
Marvin Rausand, SINTEF (styremedlem)

MØTEVIRKSOMHET

De lokale foreninger har holdt ordinære medlemsmøter. Programmet fremgår av årsmeldingene for lokalforeningene.

ETTERUTDANNINGSSEMINAR

Styret beklager at det ikke fikk arrangert etterutdanningsseminar.

MEDLEMSBLAD

Medlemsbladet Tilfeldig Gang med Jan Bjørnstad som redaktør har kommet ut med fire nummer pr. år. Det fungerer som et forum for norske statistikere. Statistisk sentralbyrå har stått for trykkingen av bladet.

UNDERVISNINGSUTVALG

Undervisningsutvalget har ikke hatt større saker å arbeide med i perioden, men har forsøkt å holde seg orientert om forhold av betydning, og i noen grad formidlet dette i TG.

SCANDINAVIAN JOURNAL OF STATISTICS (SJS)

I periodene 1991-92 har Bo Lindqvist vært nasjonal redaktør og sammen med Arnljot Høyland sittet som NSF's representant i styret for SJS. De er gjenoppnevnt for perioden 1993-94. I tillegg har Nils Lid Hjort sittet i redaksjonen i hele rapporteringperioden.

Fra 1992 har SJS skiftet forlegger fra Scandinavian University Press (Universitetsforlaget/AWI) til Blackwell Publishers.

7. NORSKE STATISTIKERMØTE

Møtet holdes i tiden 14. - 16. juni 1993 på Ustaoset Høyfjellshotell. Arrangementskomitéen består av styret i Statistisk Forening i Bergen. Programkomitéen består av Ørnulf Borgan, Liv Høyland og Jostein Paulsen. Foreløpig invitasjon ble sendt ut som del av Tilfeldig Gang desember 1992, mens endelig program og påmeldingsskjema ble sendt ut i marsnummeret 1993. Hovedmøtet i Norsk Statistisk Forening er lagt til den første kvelden.

14. NORDISKE KONFERANSE I MATEMATISK STATISTIKK

Norsk Statistisk Forening arrangerte den 14. nordiske konferanse i matematisk statistikk på Røros i tiden 15. - 19. juni 1992. Programkomitéen bestod av Jostein Lillestøl (formann), Nils Lid Hjort, Emil Spjøtvoll og Ib Thomsen. Organisasjonskomitéen bestod av Leiv Solheim (formann), Thore Egeland og Tormod Næs.

INTERNATIONAL STATISTICAL INSTITUTE

Foreningen er blitt medlem av ISI fra 1991. Kontingenten er SWF 200 pr. år.

REPRESENTASJON

Bent Natvig representerte foreningen ved det 48. ISI møtet i Cairo i september 1991.

MEDLEMMER

Foreningen har pr. mai 1993 279 medlemmer. Etter forgjeves purring etter utestående kontingent for flere år har styret strøket 25 medlemmer.

Kontingenten har i perioden vært 90 kroner pr. år (30 kroner for studenter).

ØKONOMI

Lokalforeningene i Bergen, Oslo og Trondheim har fått overført kr. 3000 pr. år fra NSF. Foreningen hadde invitert Arnljot Høyland som æresgjest til den 14. nordiske konferanse i matematisk statistikk på Røros og betalte i den anledning hans utgifter.

Økonomien og aktiviteten i NSF ser ut til å stå i et rimelig forhold til hverandre. Det er mulig at TG i fremtiden vil kreve større uttellinger i forbindelse med trykking og redaksjonsarbeid, og dette bør en ha i tankene ved fastsettelsen av kontingenten.

Bergen 7. juni 1993

Trygve Nilsen
(formann)

REKNESKAP 1991

OVERSYN OVER INNTEKTER, UTGIFTER OG BEHALDNING FOR NORSK STATISTSIK FORENING, 1991

Inntekter, forening

Postgirokonto 0802 5151055		38.107,84 kr
Kontingent 1988	270,00 kr	
Kontingent 1989	1.470,00 kr	
Kontingent 1990	5.730,00 kr	
Kontingent 1991	16.590,00 kr	
Kontingent 1992	360,00 kr	
Overført frå 5361.68.85029	13.000,00 kr	
Feil innbetalt	40,00 kr	
Bruk av medlemsarkiv	300,00 kr	
Renter 1991	347,84 kr	
Konto for Rørosmøte		10.000,00 kr
Overført frå 5361.68.85029	10.000,00 kr	
DnB konto 5361.68.85029		1.161,27 kr
Renter 1991	1.161,27 kr	
Totale inntekter, forening		49.269,11 kr

Utgifter, forening

Postgirokonto 0802 5151055		35.165,58 kr
Portoutg., TG	9.058,00 kr	
Overført lokalfor. + gebyr	6.004,00 kr	
Reiseutg., Nord. statist. 92	5.375,00 kr	
Reiseutg., NSF prog.kom.	2.472,00 kr	
NSFs årsmøte på Jelsøya	3.000,00 kr	
Portoutg., Røroskonf.	4.645,00 kr	
Konvolutter, Røroskonf.	2.232,00 kr	
Medlemskost., ISI + gebyr	923,78 kr	
Diverse	1.455,80 kr	
DnB konto 5361.68.85029		23.000,00 kr
Overført til 0802 5151055	13.000,00 kr	
Overført til kto for Rørosm.	10.000,00 kr	
Totale utgifter, forening		58.165,58 kr

Behaldning pr. 31/12-91, forening

Postgirokonto 0802 5151055		4.831,65 kr
Behaldning pr. 31/12-90	1.889,39 kr	
Inntekter 1991	38.107,84 kr	
Utgifter 1991	35.165,58 kr	
DnB konto 5361.68.85029		4.381,22 kr
Behaldning pr. 31/12-90	26.219,95 kr	
Inntekter 1991	1.161,27 kr	
Utgifter 1991	23.000,00 kr	
Postgiro 0825.04116 78		
Konto for Rørosmøte		10.000,00 kr
Behaldning pr. 31/12-90	0,00 kr	
Inntekter 1991	10.000,00 kr	
Utgifter 1991	0,00 kr	
Total behaldning, forening		19.212,87 kr

Bergen, 3. februar 1992

Ole Lauvskar

Ole Lauvskar, kasserar

OVERSYN OVER INNTEKTER, UTGIFTER OG BEHALDNING FOR NORSK STATISTSIK FORENINGS FOND, 1991

Inntekter, fond

NOR-konto 8200.07.~~41246~~ 30927		14.021,00 kr
Tilbf., portrettint., Sverdrup	2.000,00 kr	
Renter 1991	12.021,00 kr	
Postgirokonto 0806 4247086		218,36 kr
Inntekter 1991	120,00 kr	
Renter 1991	98,36 kr	
Totale inntekter, fond		14.239,36 kr

Utgifter, fond

NOR-konto 8200.07.~~41246~~ 30927		3.000,00 kr
Overført til lokalforeining	3.000,00 kr	
Postgirokonto 0806 4247086		1.952,00 kr
Utbetalt til 5270.00.10061	1.952,00 kr	
Totale utgifter, fond		4.952,00 kr

Behaldning pr. 31/12-91, fond

NOR-konto 8200.07.~~41246~~ 30927		143.671,40 kr
Behaldning pr. 31/12-90	132.650,40 kr	
Inntekter 1991	14.021,00 kr	
Utgifter 1991	3.000,00 kr	
Postgirokonto 0806 4247086		1.937,72 kr *
Behaldning pr. 31/12-90	3.671,36 kr	
Inntekter 1991	218,36 kr	
Utgifter 1991	1.952,00 kr	
Total behaldning, fond		145.609,12 kr

2/5-92

Oslo 2.5.92

Herdis Thorén Amundsen, revisor

Steinar Trelli

Steinar Trelli, revisor

* O.K.

Statistisk forening i Bergen.

Årsberetning for 1992.

Årsmøtet for 1991 ble holdt 6.november 1991. Formann for inneværende periode, Trygve Nilsen, var ordstyrer. Beretning og regnskap for 1991 ble godkjent, dog med en innsigelse angående manglende revisjonsinnberetning. Forslag om å opprettholde gratis medlemsskap i lokalforeningen i 1992 ble enstemmig vedtatt.

Prof. dr. philos. Rolv Skjærven, Seksjon for Medisinsk Informatikk og Statistikk, UiB, ble valgt til ny formann. Cand. scient Marit Holen, Vital forsikring, ble valgt til ny kasserer og cand. scient. Geir Ottersen, Havforskningsinstituttet, ble valgt til ny revisor. Sekretær (Grethe Albrektsen) og styremedlem (Jan H. Aarseth) har ett år igjen av valgperioden på to år.

Den nyvalgte formannen, Rolv Skjærven, kom med en tiltredelseserklæring som gav løfter om større aktivitet i lokalforeningen. Han mente det var viktig å få med representanter fra de ulike miljøer ved Universitetet og næringslivet, både som inviterte foredragsholdere og evt. også som vertskap for framtidige møter i lokalforeningen. Forslaget ble positivt mottatt. Rolv Terje Lie fremmet forslag om at noen av møtene også kan inneholde diskusjoner/debatter som innledes med et kort innlegg over et valgt/foreslått tema. Også dette forslaget ble godt mottatt. Det nye styret ble anmodet om å ta forslagene til etterretning.

Foreningens arbeid har i 1992 hovedsakelig bestått i å avholde de fire årlige møtene. Møtene ble stort sett avholdt i kantinen i Armauer Hansens Hus, Haukeland sykehus. De inviterte foreleserne var:

25. mars Prof. dr. med. Torfinn Taxt, gruppe for medisinsk informasjonsteknologi, NAVF, UiB: Anvendelser av statistiske metoder i medisinsk billedbehandling.

4. juni Jostein Ryssevik, NSD: NSDstat - Bedre enn MINITAB til statistikkundervisning?

1. oktober Førsteamanuensis Stein Emil Vollset, SMIS: Grafiskdataanalyse: SYSTAT/S-PLUS.

16. desember Forsker Ragnar Fjelland, Senter for vitenskapsteori, UiB:Statistikk og vitenskapsteori.

Fremmøte har variert mellom 20 og 35.

Styret for 1992

Rolv Skjærven,formann
Grethe Albrektsen,sekretær
Marit Holen,kasserer
Jan H. Aarseth,styremedlem
Geir Ottersen,revisor.

Styret for 1993

Rolv Skjærven,formann
Ågot Irgens,sekretær
Marit Holen,kasserer
Hans Julius Skaug,styremedlem
Geir Ottersen,revisor.

For styret i 1993

Ågot Irgens.

Ågot Irgens
Sekretær

REKNESKAP 1992

OVERSYN OVER INNTEKTER, UTGIFTER OG BEHALDNING FOR NORSK STATISTSIK FORENING, 1992

Inntekter, forening

Postgirokonto 0802 5151055		38.452,00
Kontingent 1988	180,00	
Kontingent 1989	90,00	
Kontingent 1990	900,00	
Kontingent 1991	3.900,00	
Kontingent 1992	18.720,00	
Kontingent 1993	1.080,00	
Overført frå Røros-konto	10.000,00	
Feil innbetalt	10,00	
Jeløya-møtet	1.492,39	
Annonser i TU	1.500,00	
Renter 1992	579,61	
DnB konto 5361.68.85029		309,28
Renter 1992	309,28	
Totale inntekter, forening		38.761,28

Utgifter, forening

Postgirokonto 0802 5151055		30.127,10
Portoutg., TU	7.670,00	
Overført lokalfor. + gebyr	6.000,00	
Overf. 0825 0411678 (Røros)	10.000,00	
Reiseutg., Rørosmøte	4.327,00	
Medlemskont., ISI + gebyr	922,60	
Diverse	1.207,50	
DnB konto 5361.68.85029		0,00
Totale utgifter, forening		30.127,10

Behaldning pr. 31/12-92, forening

Postgirokonto 0802 5151055		13.156,55
Behaldning pr. 31/12-91	4.831,65	
Inntekter 1992	38.452,00	
Utgifter 1992	30.127,10	
DnB konto 5361.68.85029		4.690,50
Behaldning pr. 31/12-91	4.381,22	
Inntekter 1992	309,28	
Utgifter 1992	0,00	
Total behaldning, forening		17.847,05

OVERSYN OVER INNTEKTER, UTGIFTER OG BEHALDNING FOR NORSK STATISTSIK FORENINGS FOND, 1992

Inntekter, fond

NOR-konto 8200.07.30927		10.996,00
Renter 1992	10.996,00	
Postgirokonto 0806 4247086		96,98
Renter 1992	96,98	
Totale inntekter, fond		11.092,98

Utgifter, fond

NOR-konto 8200.07.30927		22.000,00
Reisestipend, Baltikum	22.000,00	
Postgirokonto 0806 4247086		0,00
Totale utgifter, fond		22.000,00

Behaldning pr. 31/12-92, fond

NOR-konto 8200.07.30927		132.667,40
Behaldning pr. 31/12-91	143.671,40	
Inntekter 1992	10.996,00	
Utgifter 1992	22.000,00	
Postgirokonto 0806 4247086		2.034,70
Behaldning pr. 31/12-91	1.937,72	
Inntekter 1992	96,98	
Utgifter 1992	0,00	
Total behaldning, fond		134.702,10

Bergen, 29. januar 1993

Ole Lauvskar, kasserar

Oslo 30/1-93

Herdis Thorén Amundsen, revisor

Oslo 30/1-93

Steinar Tretli, revisor

STATISTISK FORENING I TRONDHEIM

ÅRSBERETNING 1992

Årsmøte 1991

Per Hokstad ble gjenvalgt som leder for 1992. Styremedlemmene ble ellers: Fred Godtliebsen (gjenvalg), Harald Johnsen (ny) og Randi Hammervold (gjenvalg).

Møter 1992

Styremøter har vært avholdt i tilknytning til medlemsmøtene. Det har vært arrangert 4 medlemsmøter (årsmøtet inkludert) med 15-20 medlemmer tilstede. Følgende foredrag er holdt på møtene:

12/3-92:	Sjur D. Flåm: Sekvensiering av usikre prosjekt.
9/6-92:	Leiv Solheim: Folke- og boligtellingen 1990 - statistikkproduksjon ved kombinert bruk av utvalg og registre.
20/10-92:	Henning Omre: Stokastisk modellering i Evaluering av Petroleumsreservoarer.
1/12-92:	Ørnulf Borgan: Estimering av relativ overlevelse i Cox's regresjonsmodell basert på "nested case-control" studier.

Medlemmer:

Nye medlemmer er: Vigdis By og Jenny-Anne Sigstad.

Pr. 5/11 har lokalforeningen 38 medlemmer.

Årsmøte 1992

Fred Godtliebsen ble valgt som leder. Styremedlemmene ble ellers: Harald Johnsen (gjenvalg), Svenn Fjeld Olsen (ny), Marvin Rausand (ny).

Fred Godtliebsen

Fred Godtliebsen

NYTT FRA UNIVERSITETER OG HØYSKOLER.

NYTT FRA UNIVERSITETET I OSLO

Uteksaminerte cand. scient.

Katrine Stene : "*Finansieringsmetoder og risiko ved pensjonsordninger*"
Veiledere : Pål Lillevold og Bjørn Sundt

Supartanti M. D. Suparman Hilton : "*Offshore insurance*"
Veiledere : Bent Natvig og Bjørn Sundt

Jørgen Andreas Hagen : "*Stokastisk simulering egnet for vanlige statistiske problemer*"
Veileder : Erik Bølviken

Publikasjoner

Sven Ove Samuelsen & Johny Kongerud : "*Evaluation of applying interval censoring on longitudinal data on asthmatic symptoms*", Statistical Research Report No. 2, 1993

Bryan Langholz & Ørnulf Borgan : "*Counter-matching : A stratified nested case-control sampling method*", Statistical Research Report No. 3, 1993

Forskningsterminer

Arne Bang Huseby og **Grete U. Fenstad** har fått innvilget forskningstermin høsten 1993 og våren 1994.

NYTT FRA UNIVERSITETET I BERGEN

Uteksaminerte cand.scient.

Vidar Hjellvik *"Ikke-parametriske linearitetstestar for tidsrekkjer basert på betinga forventning og betinga varians"*
Veileder: Dag Tjøstheim

Publikasjoner

Hans Julius Skaug: *"The limit distribution of the Hoeffding statistic for test of serial independence"*, Statistical Report No. 22, 1993

Haakon K. Gjessing: *"A note on the Wick product"*, Statistical Report No. 23, 1993.

NYTT FRA UNIVERSITETET I TRONDHEIM

Institutt for matematiske fag - NTH

Gruppe for statistikk

Ny førsteamanuensis

Stian Lydersen er tilsatt som førsteamanuensis f.o.m. høstsemesteret 1993.

Nye stipendiater

Anne Randi Syversveen og **Bjørn Kåre Hegstad** er tilsatt som stipendiater innen fagområdet romlig statistikk.

Ferdige sivilingeniører (studieåret 92/93)

Ola Diserud: *"Evaluering av statistiske bildeprosesseringsteknikker".*
Veileder: Fred Godtliebsen.

Dag Arne Ekeberg: *"Statistikk som verktøy for å forbedre produkters kvalitet, og øke produktiviteten i industrien".*
Veileder: Liv Høyland.

Bjørn Axel Gran: *"Uncertainty in safety studies".*
Veileder: Stein B. Jensen.

Bjørn Kåre Hegstad: *"Stokastisk modellering og annealing i reservoarbeskrivelse".*
Veileder: Henning Omre.

Øyvind Hillesund: *"Klassifisering av multispektrale MR-bilder ved bruk av nevrale nettverk".*
Veileder: Fred Godtliebsen.

Anne Holtung: *"Stokastisk modellering av sjøtilstand'.*
Veileder: Henning Omre.

Helge Langseth: *"Über die Unsicherheit der Zuverlässigkeitsschätzungen'.*
Veileder: Hans H. Bock, RWTH, Aachen. (Ansv. faglærer: Bo Lindqvist.)

Anne Randi Syversveen: *"Nevrale nettverk, brukt til regresjonstilpasning og prediksjon".*
Veileder: Emil Spjøtvoll.

Yu Liping: *"Bootstrapping methods in statistical inference".*
Veileder: Bo Lindqvist.

Publikasjoner

Giovanni Sebastiani and **Fred Godtliebsen:** Image smoothing based on discontinuity patterns. Statistics No. 4/1993, De matematiske institutter, Univ. i Trondheim.

Institutt for matematikk og statistikk - AVH

Uteksaminerte cand.scient.

Jenny-Anne Sigstad: *"Stratifisering og imputering. Anvendelse: En holdningsundersøkelse blant sykepleiere"*
Veileder: Jan F. Bjørnstad

Bjørn Helge Handegård: *"Utvalgsundersøkelser med frafall og gjenbesøk. Regresjonsmodell"*
Veileder: Jan F. Bjørnstad

Vigdis By: *"Pålitelighetsmodellering av datasystemer i drift"*
Veiledere: Tor Stålane og Steinar Engen

Medlemskap i Norsk Statistisk Forening

Kontingenten 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 kontingent 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 kontingent sist, vil nederst til høyre på adresseseddelen for Tilfeldig Gang finne angitt hvilket år siste betaling er registrert for. Vær imidlertid oppmerksom på at adressesedlene for bladet ligger noe etter ajourføringen av medlemsregisteret, slik at nylig foretatte innbetalinger ikke vil være tatt med her.

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

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

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

Bidrag til Tilfeldig Gang.

Neste nummer av Tilfeldig Gang vil forhåpentligvis komme ut i september 1993. 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 redaktøren i hende senest 1. september.

Adressen til den nye redaktøren som overtar f.o.m. neste nummer er:

Inge Helland
Institutt for matematiske fag
Norges Landbrukshøgskole
1432 Ås-NLH

Telefonnummer 64 948875

B



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

93

Returadresse:

Tilfeldig Gang v/ Eva Seim
Statistisk avd.
Nycomed A.S.
P.b. 4220 Torshov
0401 OSLO

